

IMPACTOS DE ALGUMAS TRANSFORMAÇÕES NO PERFIL DA POPULAÇÃO ECONOMICAMENTE ATIVA SOBRE A DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO BRASIL (1976 – 2005)

*Armando Affonso de Castro Neto**

RESUMO

Este artigo tem como objetivo investigar o papel das transformações estruturais na economia brasileira, no âmbito da população economicamente ativa, sobre a distribuição de renda, entre 1976 e 2005. Para isto, é utilizado um modelo econométrico *ad hoc* no qual a variável dependente é o coeficiente de Theil. Averiguou-se que a distribuição de renda neste período foi significativamente impactada por fatores estruturais, porém, que permanece a necessidade de intervenção política na questão distributiva.

Palavras-chave: coeficiente de Theil; população economicamente ativa; distribuição de renda.

ABSTRACT

The aim of the article is to investigate the paper of structural transformations in the Brazilian economy on the distribution of income, between 1976 and 2005. For this, a *ad hoc* econometrical model is used in which the dependent variable is the coefficient of Theil. It was inquired that the distribution of income in this period was impacted by structural factors, however, that remains the necessity of intervention in the distributive question.

Key words: coefficient of Theil, economically active population, distribution of income.

* Mestrando do Curso de Mestrado em Economia CME/UFBA. Economista pela Universidade Federal da Bahia.
armandoaff@hotmail.com

INTRODUÇÃO

É um consenso que a desigualdade na distribuição de renda no Brasil tem raízes ainda no modelo de colonização do país. E são diversos os fatores que a influenciam. Muito da variação na distribuição de renda do país está relacionada às mudanças estruturais ocorridas na economia, e outra parte relacionada a políticas específicas que acirram ou amenizam as desigualdades. A proposta do artigo é investigar o efeito de transformações ocorridas no âmbito do mercado de trabalho no Brasil, entre 1976 e 2005, sobre a distribuição pessoal da renda.

Para este fim, a análise das causas determinantes da distribuição de renda se baseará numa estimativa econométrica na qual a variável dependente corresponde ao índice de Theil, um coeficiente que mede o grau de desigualdade para determinada repartição de renda. As demais variáveis referem-se à mudanças nas características da PEA ou à mudanças em rendimento.

O trabalho divide-se em cinco partes. Na próxima, discute-se o perfil da distribuição de renda no Brasil assim como suas causas históricas, estruturais e políticas. A terceira e quarta partes correspondem a especificação do modelo econométrico e aos resultados obtidos da estimativa, respectivamente. Por fim, com base nos resultados alcançados na regressão, infere-se acerca das causas estruturais do processo distributivo no Brasil.

PERFIL E CAUSAS DA DISTRIBUIÇÃO PESSOAL DA RENDA NO BRASIL

Não constitui nenhuma novidade que a distribuição da renda pessoal no Brasil é extremamente concentrada em poucas mãos. Nesta seção, essa realidade é explicitada e suas mudanças durante o processo de industrialização discutidas considerando dois movimentos de causa: um decorrente de transformações estruturais e outro relacionado a mudanças conjunturais e políticas que podem acentuar ou reduzir as desigualdades.

Características e Evolução da Desigualdade

Uma peculiaridade salta aos olhos quando observamos a distribuição pessoal da renda no Brasil: a apropriação da renda é de tal concentração que o rendimento médio até aproximadamente 80% da população oscila por volta de um salário mínimo. A tabela 1 destaca a distribuição pessoal em 2004 e demonstra essa realidade. Neste quadro, elaborado a partir dos dados da PNAD, a população com rendimento está dividida em dez grupos¹, cada um com o mesmo número de componentes, sendo que estes grupos estão ordenados por ordem crescente de rendimento.

¹ Na verdade existem dois tipos de divisões da população na tabela: a divisão simples, com 10 grupos ordenados por rendimento (os 5% mais ricos e os 1% mais ricos estão destacados na tabela, portanto são subgrupos); e a acumulada, que corresponde a acumulação dos grupos da divisão simples.

Tabela 1. *Distribuição da Renda e Rendimento Médio Mensal, Segundo as Classes Percentuais de Pessoas de 10 anos ou Mais, com Rendimento, no Brasil (2004).*

Classes de percentual das pessoas 10 anos ou mais de idade, em ordem crescente de rendimento (%)	Distribuição do rendimento mensal das pessoas de 10 anos ou mais de idade, com rendimento (%)	Rendimento médio mensal nominal das pessoas de 10 anos ou mais de idade, com rendimento (R\$)
Simples		
Total	100,0	724
Até 10	0,8	58
Mais de 10 a 20	2,4	178
Mais de 20 a 30	3,6	260
Mais de 30 a 40	3,8	272
Mais de 40 a 50	4,6	337
Mais de 50 a 60	6,0	431
Mais de 60 a 70	7,5	541
Mais de 70 a 80	10,1	732
Mais de 80 a 90	15,7	1 140
Mais de 90 a 100	45,5	3 291
Mais de 95 a 100	32,5	4 708
Mais de 99 a 100	13,1	9 464
Acumulada		
Até 10	0,8	58
Até 20	3,2	118
Até 30	6,8	165
Até 40	10,6	192
Até 50	15,2	221
Até 60	21,2	256
Até 70	28,7	297
Até 80	38,8	351
Até 90	54,5	439
Até 100	100,0	724

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2004 / IBGE

Em 2004, as quatro camadas mais pobres da população recebiam em média, cada uma delas, menos que um salário mínimo. Somente a partir do grupo correspondente entre os 40% e os 50% da população, a renda média mensal passa a ser maior que um salário mínimo. Observa-se que os 1% mais ricos possuem 13,1% do rendimento, enquanto 40% da população detêm apenas 10,6% da renda.

A disparidade na distribuição da renda fica mais evidente se observarmos os rendimentos médios destinados a cada camada da população. Em 2004, o rendimento médio individual, das pessoas com rendimento, agrupadas nos 10% mais pobres, equivalia a R\$ 58,00! Os pertencentes à camada seguinte tinham R\$ 178,00 como renda média. Os valores vão majorando de forma irrisória a cada camada até o grupo que compreende os 70 a 80% da população, que recebe em média R\$ 732,00. Os membros do grupo seguinte, correspondente à população entre os 10 e os 20% mais “ricos”, recebem R\$ 1140,00

mensais em média. No grupo seguinte, o dos 10% mais ricos, seus componentes têm um rendimento mensal médio de R\$ 3291,00. O grupo dos 1% mais ricos, detém o privilégio de uma renda mensal de R\$ 9464,00 portanto 13 vezes mais que a renda média do conjunto da população, que é de R\$ 724,00, e 163,2 vezes mais que a renda média dos 10% mais pobres!

Este quadro de desigualdade não é recente. Possui raízes históricas. No entanto, somente a partir do Censo Demográfico de 1960 passou-se a coletar informações referentes a renda pessoal. Isto permite observar a evolução da desigualdade durante um importante período da economia nacional, qual seja, o período de maturação da industrialização nacional. Um período caracterizado por forte fluxo migratório e urbanização. A tabela abaixo, com a distribuição de renda obtida dos Censos Demográficos, mostra a trajetória distributiva.

Tabela 2. *Distribuição de Renda nos Setores Rural e Urbano 1960 – 2000*

Distribuição Interna da Renda Pessoal nos Setores Rural e Urbano					
Quintis da população	Porcentagem de apropriação da renda				
Setor Urbano	1960	1970	1980	1991	2000
1º Quintil	3,28	3,21	3,38	2,73	3,11
2º Quintil	9,54	7,59	6,95	5,39	5,94
3º Quintil	14,21	11,27	9,16	9,41	9,37
4º Quintil	20,62	18,05	18,59	17,24	16,22
5º Quintil	52,35	59,88	61,93	65,23	65,95
Diferença entre quintil superior e inferior	49,07	56,67	58,55	62,50	62,84
Setor Rural	1960	1970	1980	1991	2000
1º Quintil	5,13	5,35	5,40	4,37	3,52
2º Quintil	9,78	10,05	8,69	7,48	8,10
3º Quintil	14,95	14,15	11,06	10,62	10,79
4º Quintil	22,26	20,19	19,10	17,24	17,29
5º Quintil	47,87	50,24	55,74	60,28	60,30
Diferença entre quintil superior e inferior	42,74	44,89	50,34	55,91	56,78

Fonte: Censos Demográficos 1960, 1970, 1981, 2000. IBGE. Elaboração própria.

Constata-se que a distribuição de renda no setor urbano é mais desigual, isto se deve a heterogeneidade do mercado de trabalho das cidades. A desigualdade, aqui medida pela diferença entre os quintis mais rico e mais pobre, amplia-se década após década tanto no setor urbano quanto no setor rural. A diferença entre o quintil mais rico e o mais pobre, no setor urbano, passa de 49,07 para 62,84 entre 1960 e 2000, e de 42,74 para 56,78 no setor rural no mesmo período. Nos anos em que houve pequena melhora na apropriação do quinto quintil, o primeiro quintil elevou sua quota de renda numa proporção maior. Em 1980, por exemplo, a quota do quintil inferior do setor urbano era de 3,38% da renda (contra 3,28% em 1960 e 3,11% em 1970), porém o quintil superior passou de 52,35% em 1960 para 61,93% da renda em 1980. Mas quais fatores estariam por trás dessa dinâmica? O próximo tópico discute tal questão.

As Causas da Desigualdade

Apesar da falta de informação a respeito da distribuição de renda para períodos anteriores, pode-se afirmar que a desigualdade de renda sempre caracterizou a sociedade brasileira. O modelo de colonização, as Capitânias Hereditárias, o sistema produtivo e a estrutura escravocrata podem ser consideradas sementes do atual perfil distributivo. Em 1600, um senhor de engenho possuía uma renda anual 27,5 vezes maior que a renda de um assalariado (BUESCU) ².

A distribuição funcional da renda tem impacto direto sobre a distribuição pessoal. Quando existem altas margens de lucro, em detrimento da apropriação da classe assalariada, aumenta-se a distância entre capitalistas, pertencentes às camadas mais ricas da sociedade, e trabalhadores. Os elevados ganhos no Brasil, o alto índice de desemprego que mantém em baixa o nível salarial, dentre outros fatores, contribuem para a alta desigualdade na distribuição de renda brasileira. Podemos então, dividir os fenômenos que impactam a distribuição de renda em dois grupos: 1) transformações estruturais no seio da economia; 2) políticas pontuais ou outros fatores conjunturais.

A análise do primeiro fator requer que pensemos a economia considerando grandes setores econômicos, ou, ao menos, uma visão dualista onde a economia é composta por um setor urbano, industrial, dinâmico e heterogêneo e outro rural, tipicamente agrícola e homogêneo no que diz respeito ao seu mercado de trabalho. Autores da área de desenvolvimento econômico, dentre eles Kuznets (1955), consideram que a renda é mais equânime no setor rural. Esta hipótese comprova-se empiricamente no caso brasileiro tal como demonstrado.

As premissas básicas usadas são de que a renda per capita do setor B (não agrícola) é sempre maior do que a do setor A; de que a proporção do setor A no número total diminui; e de que a desigualdade da distribuição de renda dentro do setor A pode ser tão grande quanto a do setor B mas não maior (KUSNETZ, 1955.p.12).

Com base nessas premissas, pode-se inferir o comportamento da distribuição de renda durante o processo de crescimento econômico, ou deduzir as conseqüências de um período de estagnação. Utilizando este procedimento teórico, Carlos Langoni, em 1973, publicou um livro intitulado *Distribuição da Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil*, no qual descreve os efeitos de mudanças estruturais na PEA sobre a distribuição de renda do país entre 1960 e 1970. Para averiguar as conseqüências dessas mudanças, em termos de distribuição de renda, Langoni expõe os efeitos possíveis de cada uma delas: 1) *O impacto na participação relativa de cada grupo (secundário, terciário e primário, por exemplo) no total da PEA, sem que haja mudanças nas rendas médias ou no grau de concentração dentro de cada grupo*. A ampliação da participação relativa de um grupo com renda muito alta, se renda média e desigualdade não estão correlacionados, aumenta a desigualdade total, assim como a ampliação de um grupo de renda muito baixa produz o mesmo efeito. Isso porque aumenta o peso dos setores de renda muito alta ou muito baixa. No entanto, se

² Cabe ressaltar que os assalariados não constituíam a classe menos abastada. Esta era formada pelos escravos.

nível de renda e grau de desigualdade estão negativamente correlacionados (grupo de alta renda com distribuição mais igualitária), um aumento na participação do grupo de maior renda, aumenta o grupo de distribuição igualitária, tendendo a menor desigualdade no total, porém, aumenta também o grupo de maior renda, tendendo a ampliação da desigualdade total. Não se pode definir qual efeito supera o outro. Mas se aumenta a participação do grupo de menor renda, aumenta o grupo de maior desigualdade e a participação do grupo de renda baixa, ambos fatores contribuindo para um aumento da desigualdade total. No caso da renda média e do grau de desigualdade dentro dos grupos serem diretamente correlacionados (grupos de alta renda com maior desigualdade), uma redução na participação relativa dos grupos de renda elevada, diminui o grupo de maior desigualdade, fator que contribui para a redução da desigualdade total, e diminui também a participação do grupo de menor renda, o que contribui para a diminuição da desigualdade, portanto, o resultado final, é inequivocadamente, redução da desigualdade total. 2) *O impacto de variações nas rendas médias de cada grupo*. Se a renda média de um grupo, que possui renda inicialmente mais elevada, aumenta a proporções maiores que os demais grupos, a divergência entre os grupos aumenta, aumentando assim a desigualdade total. 3) *A variação da desigualdade dentro de cada grupo, com renda média e participação relativa de cada grupo constantes*. As desigualdades internas dos grupos estão, evidentemente, positivamente relacionadas com a desigualdade total (LANGONI, 1973).

Langoni segue sua obra estudando, pelas tendências relativas expostas acima, os impactos na distribuição causados pelas mudanças na distribuição setorial e regional da PEA. Sua conclusão é, portanto, que o aumento da desigualdade entre 1960 e 1970 decorreu-se em virtude de forte crescimento proporcional do setor industrial: o setor primário, entre 60 e 70, diminuiu 14% a sua participação relativa na PEA, enquanto que o setor urbano (secundário + terciário) cresceu 12% (o secundário cresceu 29,5%). A participação relativa do setor primário na renda total diminuiu 32,6% enquanto que o setor secundário cresce 33,3% . As taxas de desigualdade interna e as rendas dos diferentes setores apresentavam uma correlação positiva.

Portanto, a redução na proporção de indivíduos do setor primário tem *coeteris paribus* dois efeitos opostos sobre a desigualdade da distribuição: um positivo, pelo menor peso para o grupo de renda baixa, e outro negativo que é o menor peso do grupo de menor intradesigualdade. É fácil antecipar que a contribuição líquida deste fator para a variação do índice agregado de concentração seja relativamente pequena (LANGONI, 1973, p.82).

O aumento das rendas médias dos setores secundário e terciário, que já eram maiores em 60, ajudou na piora da distribuição. A renda relativa do setor primário caiu 17%.

Em resumo, fica claro que as modificações ocorridas entre os diversos setores contribuíram, ainda que de maneira modesta, para o aumento de concentração. Entre as diversas componentes o maior impacto foi causado pelo aumento de desigualdade dentro de cada setor e particularmente, pelo que ocorreu no setor urbano (LANGONI, op. cit. pg.83).

Castro Neto (2005) analisa a variação da distribuição de renda para as décadas seguintes, utilizando o mesmo critério de Langoni, observando três parâmetros que refletiriam

mudanças estruturais, quais sejam: renda relativa da PEA de cada setor; fração proporcional da PEA de cada setor e distribuição interna da renda em cada setor, medida pelo índice de Theil. A tabela abaixo mostra as mudanças estruturais na década de 1970:

Tabela 3. *Comparações na Distribuição de Renda (1970 e 1980)*

Setor	Participação na PEA (%)		Participação na Renda (%)		Renda Relativa		Theil	
	1970	1980	1970	1980	1970	1980	1970	1980
Primário	40,05	28,86	19,64	15,00	0,4894	0,4902	0,4302	0,5295
Secundário	19,74	24,34	25,18	27,34	1,2730	1,0961	0,5169	0,3763
Terciário	38,20	43,45	55,18	57,67	1,3723	1,2953	0,6051	0,5005

Fonte: Castro Neto (2005).

O quadro acima permite a realização do exercício de análise das mudanças estruturais. A primeira observação diz respeito às mudanças nas rendas relativas dos grupos: o crescimento da renda relativa do setor primário, acompanhado pela diminuição da renda relativa dos setores secundário e terciário, produziu um efeito favorável à diminuição da desigualdade total, pois diminui a diferença entre a apropriação de renda nos setores.

Pode-se constatar que em 1980 a relação entre a distribuição interna e a renda de cada grupo não é exclusivamente direta ou indiretamente correlacionada. Sendo assim, podemos afirmar que a redução da participação relativa do setor primário diminui a participação do grupo de maior desigualdade, contribuindo para a queda da desigualdade total, e diminui a participação do grupo de menor renda, contribuindo também para redução da desigualdade total. Já a ampliação do setor Terciário produz o efeito inverso: amplia o grupo de renda mais elevado e de alto coeficiente de Theil, ambos ajustes contribuindo para ampliação da desigualdade total.

O resultado das alterações das rendas relativas que indicam melhoria na distribuição total, e a ambigüidade das contribuições para a distribuição oferecidas pelas alterações nas participações relativas, deixam margem à afirmação de que a alteração nas distribuições internas de cada setor seria o principal fator a proporcionar aumento na distribuição total. De fato houve um grande crescimento do coeficiente de Theil do setor Primário, que amplia aproximadamente 23% entre 1970 e 1980. Estas alterações verificadas estão certamente relacionadas a fenômenos já citados, como a modernização do setor rural, que proporcionou a formação de empregos assalariados no campo gerando assim diferenciais de renda no setor Primário.

O mesmo exercício pode ser realizado para as décadas de 1980 e 1990. As tabelas abaixo mostram as transformações estruturais ocorridas no período:

Tabela 4. *Mudanças Estruturais nos Setores*

Setor	1980			1991		
	α	β	τ	α	β	τ
Urbano	1,1714	0,738	0,5588	1,1293	0,809	0,6462
Rural	0,5147	0,262	0,4459	0,4520	0,191	0,5248

α = Renda Relativa

β = fração populacional do grupo

τ = Índice de Theil para o grupo

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 5. *Variações nos Parâmetros Seleccionados Entre 1980 e 1991*

Setor	Variação 1980-1991 (%)		
	α	β	τ
Urbano	-3,59%	9,62%	15,64%
Rural	-12,18%	-27,10%	17,69%

α = Renda Relativa

β = fração populacional do grupo

τ = Índice de Theil para o grupo

Fonte: Elaboração Própria

Pode-se perceber que a distribuição interna dos setores está diretamente correlacionada com as rendas relativas (tabela 4), portanto, o aumento da participação relativa do setor urbano e redução da participação relativa do setor rural, causa um aumento na desigualdade total, pois está aumentando a participação do setor mais desigual e diminuindo a participação do setor mais equânime. A população com rendimento, pertencente ao setor urbano, cresce 9,6% enquanto que a população com rendimento do setor rural decresce 27,1% (tabela 5).

A desigualdade total aumenta também pela queda relativa da renda do setor rural (tabela 5). A renda relativa do setor urbano diminui em proporções menores que a diminuição da renda relativa do setor rural. Isso aumenta a diferença entre os setores aumentando a diferença total. O aumento na desigualdade total reflete-se na ampliação das desigualdades internas de ambos os setores, sendo que a concentração de renda no setor rural cresce 17,69% e no setor urbano 15,64%.

Tabela 6. *Mudanças Estruturais nos setores Urbano e Rural (1991 e 2000)*

Setor	1991			2000		
	α	β	τ	α	β	τ
Urbano	1,1293	0,8091	0,6462	1,0939	0,8518	0,6505
Rural	0,4520	0,1909	0,5248	0,4602	0,1482	0,5044

α = Renda Relativa

β = fração populacional do grupo

τ = Índice de Theil para o grupo

Fonte: Elaboração Própria

Pode-se observar que as desigualdades internas da cada setor são diretamente relacionadas com as rendas relativas. É perceptível também o aumento do trabalho no setor urbano, que em 2000 correspondia a 85,2% do total, enquanto que a participação do setor rural era de apenas 14,8%. A tabela 7 explicita as variações nos três parâmetros observados.

Tabela 7. *Variação nos Parâmetros Seleccionados Entre 1991 e 2000*

Setor	Variação 1991-2000		
	α	β	τ
Urbano	-3,13%	5,28%	0,67%
Rural	1,81%	-22,37%	-3,89%

α = Renda Relativa

β = fração populacional do grupo

τ = Índice de Theil para o grupo

Fonte: Elaboração Própria

Algumas diferenças em relação às mesmas variações entre 80 e 91 podem ser constatadas (ver também tabela 5): entre 1980 e 1991 a renda relativa do setor Urbano decaiu em menor proporção do que a renda relativa do setor Rural enquanto que entre 1991 e 2000 a renda relativa do setor Urbano diminuiu e a do setor Rural aumentou. Isto significa diminuição da diferença de produtividade entre os setores; a distribuição de renda do setor Rural, medida pelo coeficiente de Theil, decaiu entre 1991 e 2000, enquanto que, no mesmo período, o índice de Theil cresceu somente 0,67% no setor Urbano. Entre 1980 e 1991 a ampliação da desigualdade total refletiu-se no crescimento do índice de Theil em ambos os setores.

Ainda observando a tabela 7 percebemos que a desigualdade total é elevada pelo decréscimo de 22,37% da participação relativa do setor Rural acompanhado por crescimento da participação relativa do setor Urbano de 5,28%. Este efeito é obtido porque cresce o setor de maior desigualdade e maior renda relativa e decresce o setor de menor desigualdade e menor renda relativa – as rendas relativas e distribuições internas estão expostas na tabela 6 e a variação nas participações dos setores aparece na tabela 7.

Já as variações nas rendas relativas contribuem para uma redução da desigualdade total, visto que diminui em 3,13% a renda relativa do setor de maior renda e aumenta em 1,81% a renda do setor Rural, possuidor de menor renda relativa. Estas mudanças diminuem a diferença na renda entre os dois setores. Sendo assim, as mudanças referentes a participação relativa apresentaram menor influência na desigualdade total, visto que essa diminui. Assim, podemos resumir que a diferença na intensidade da concentração da década de 90 para as demais é ocasionada principalmente pela diminuição de produtividade do setor Urbano em relação ao Rural e pela redução da intensidade de crescimento da participação relativa do setor Urbano no total da economia – o trabalho Urbano cresce 9,62% na década de 80 e 5,28% na década de 90, enquanto que o trabalho rural decresce 27,1% na década de 80 e 22,37% na década de 90.

Uma outra importante questão estrutural não utilizada na análise anterior corresponde as mudanças no que diz respeito a escolaridade. Nas últimas décadas aconteceu grande expansão do ensino superior e redução do analfabetismo. A melhora do nível de escolaridade certamente aumentou a oferta de trabalho qualificado, o que força a queda dos níveis salariais desta categoria. Ora, se os trabalhadores qualificados recebem remunerações condizentes com as camadas mais abastadas da sociedade, digamos os 20% ou 10% mais ricos, evidentemente a distribuição total da renda deverá torna-se mais equânime pela maior oferta destes em relação aos menos qualificados, desde que a demanda por este tipo de trabalhador não cresça a um ritmo maior que o crescimento de sua oferta.

Porém não só as transformações estruturais são capazes de dar vida a dinâmica distributiva. Certamente políticas sociais podem ser eficazes no combate as desigualdades, assim como determinadas políticas podem acentuar um quadro de injustiça distributiva. Períodos inflacionários, de altas taxas de desemprego, de restrição ao crédito certamente apresentaram taxas crescentes de desigualdade. Desta forma, a ampliação das desigualdades observadas nas décadas anteriores possuem outras explicações: 1) na década de 1960 uma forte contenção salarial desprotegia as camadas menos abastadas; 2) certamente, um dos fatores, que pode ter contribuído para a desaceleração da concentração, foi o fim da política oficial de indexação salarial, que comprimia o piso salarial das diferentes categorias, aliado a reorganização do movimento sindical após 76 (CACCIAMALI, 2002). De fato, os sindicatos conseguiram reajustes maiores para os estratos inferiores da escala salarial; 3) a inflação dos anos 1980, aliada as políticas restritivas, certamente forçam uma ampliação das desigualdades – a política econômica adotada neste período foi de caráter ortodoxo, marcada pelo aumento da arrecadação do Imposto de Renda; pelo controle das despesas públicas e dos gastos das Estatais; e contração da liquidez real e do crédito; 4) as políticas neoliberais nos anos 1990 aceleram as desigualdades: A população ocupada sem carteira assinada nas grandes capitais cresceu aproximadamente 42,6% entre 1990 e 2000, enquanto que a população ocupada com carteira assinada diminuiu 25,8% no mesmo período (CASTRO NETO, 2005); 5) o plano Real estabiliza os preços e reduz as enormes perdas relativas das classes menos favorecidas proporcionadas pelo processo inflacionário.

São políticas que podem reduzir as desigualdades: reforma agrária, microcrédito, programas assistenciais, imposto de renda progressivo, política salarial que proporcione ganho real ao trabalhador, programas sociais, dentre outras. Apesar de constatar relevante importância de políticas pontuais e fatores conjunturais para a dinâmica da distribuição de renda, este trabalho buscará focar as causas estruturais das desigualdades, postergando para outro momento uma análise das políticas sociais e uma comparação de sua significância com a das transformações estruturais.

O MODELO ANALÍTICO

O meio adotado neste trabalho para investigar as causas da dinâmica distributiva corresponde à realização de uma estimação econométrica. Para tal fim, será utilizado um modelo *Ad Hoc* onde o Coeficiente de Theil, índice que mede a distribuição pessoal da renda, constitui-se como variável dependente. A regressão será baseada em séries temporais para os dados obtidos da PNAD do IBGE e compreendendo o período entre 1976 e 2005. O modelo proposto corresponde a:

$$\text{THEIL} = \beta_1 + \beta_2 \text{Des} + \beta_3 \text{Urb} + \beta_4 \text{Sal} + \beta_5 \text{Ric} \quad (\text{a})$$

Onde Des é a taxa de desemprego; Urb corresponde a participação na PEA de trabalhadores do setor urbano; Sal é a divisão do salário mínimo pelo rendimento médio ³ e Ric é a taxa

³ Esta relação comporta-se como um índice de poder do salário mínimo no tempo, tendo como parâmetro o rendimento médio real. Quanto maior a diferença entre ambos, menor o poder distributivo do salário mínimo.

de participação na renda dos 1% mais ricos. Os β s correspondem aos parâmetros associados a tais variáveis.

O coeficiente de Theil é um índice de mensuração de desigualdades distributivas. Seu valor varia entre 0 (perfeita igualdade) e 1 (máxima desigualdade). Quanto mais próximo de 1, maior a desigualdade na distribuição da renda. O coeficiente de Theil para distribuição de renda pode ser obtido da seguinte forma: divide-se a renda relativa de cada estrato acumulado da população (X_i) pela média de renda total (X) e o resultado é multiplicado pelo Logaritmo da mesma divisão ($\log X_i/X$). O somatório dos produtos obtidos para cada estrato acumulado é multiplicado pelo inverso do número de observações ($1/n$). Resumindo: $T = (1/n) \sum (X_i/X) \log (X_i/X)$. A distribuição proporcional do rendimento médio da população dividida em classes ordenadas pela renda é disponibilizada pelo IBGE. Utilizando as taxas médias de cada faixa de renda pode-se calcular a renda relativa (em relação a renda da PEA), a renda média e percentual de cada grupo e conseqüentemente o coeficiente de Theil.

A taxa de desemprego possui uma relação positiva com a variável dependente, dado que o aumento do desemprego diminui a remuneração das classes mais pobres, ampliando as diferenças distributivas. No entanto é preciso enfatizar que esta relação não é uma regra geral. Ela pode ser válida no caso brasileiro onde as oscilações no desemprego não são tão acentuadas. Para melhor entender suponha uma situação extrema (porém irreal) onde 100% da população estivesse desempregada. Neste caso, teríamos uma perfeita igualdade na distribuição da renda. A estimativa poderá responder se esta variável é mesmo válida.

Quanto maior Urb, maior tende a ser THEIL, visto que uma maior participação na PEA de trabalhadores do setor mais desigual, o setor urbano, tende a ampliar a desigualdade total. A variável Sal mede a relação entre salário mínimo – que remunera basicamente o terceiro e quarto décil na escala distributiva – e o rendimento médio, portanto espera-se que sua elevação reduza a desigualdade geral. Ela difere-se das demais variáveis por absorver impactos de políticas salariais e não de mudanças estruturais. Mas precisamente, esta variável aparece como um teste de impacto do salário mínimo sobre a distribuição de renda, sua significância será demonstrada com os resultados da regressão ⁴. Já a variável Ric é relacionada positivamente com THEIL, pois reflete o aumento de renda das classes mais ricas. Esta variável foi introduzida no modelo como proxy de altos rendimentos pessoais provindos de lucros ou remunerações exorbitantes.

RESULTADOS OBTIDOS

Estimando a equação (a) temos:

$$\text{THEIL} = 0,1828 + 0,0005 (\text{Des}) + 0,05 (\text{Urb}) + 0,0395 (\text{Ric}) - 0,0284 (\text{Sal})$$

⁴ Para melhor compreender a relação entre salário mínimo e distribuição de renda ver *Salário Mínimo e Desenvolvimento* (BALTAR; DEDECCA; KREIN, 2005).

σ	(0,036849)	(0,000165)	(0,02328)	(0,002327)	(0,015433)
$R^2 =$	0,96				
DW =	1.4858				
F =	121,8				

No intervalo de confiança de 99% os parâmetros são conjuntamente estatisticamente significativos. A variável Ric é significativa mesmo a 99% de confiança; já os coeficientes das variáveis Urb e Sal tornam-se significativos a 95% e 90% de confiança. O Desemprego não possui um coeficiente significativo mesmo a 90% de confiança. Este resultado decorre da relação negativa que desemprego possui com crescimento econômico. Como foi explicitado na segunda seção o processo de crescimento econômico tende a concentrar renda em períodos de expansão do setor industrial, sendo este o caso para o período analisado para a economia brasileira. Portanto, eventuais reduções do desemprego ocorridas no período não foram suficientemente fortes para promover uma relação significativa da taxa de desemprego com a distribuição de renda, aqui medida pelo coeficiente de theil.

Pelo teste de White para heterocedasticidade não se pode rejeitar a hipótese de ausência da mesma. A matriz de correlação das variáveis não aponta presença de multicolinearidade. Verificando a estacionariedade das séries pelo teste aumentado de Dickey-Fuller, constata-se que os resíduos da regressão são $I(0)$ as variáveis Des, Sal, Urb e a variável dependente Theil são $I(1)$, ou seja, são integradas de ordem 1. Porém, a variável Ric é $I(0)$. Isto implica que as variáveis não são co-integradas. O teste de Durbin Watson aponta autocorrelação positiva dos resíduos. Desta forma, este modelo apresenta possibilidade de regressão espúria e os estimadores não são eficientes, ou seja, não possuem variância mínima. Para corrigir este problema utiliza-se um novo modelo, baseado na primeira diferença, correspondente a:

$$\Delta \text{THEIL} = \beta_1 \Delta \text{Urb} + \beta_2 \Delta \text{Sal} + \beta_3 \Delta \text{Ric} \quad (b)$$

Onde Δ significa a variação absoluta da observação em relação ao seu valor do período imediatamente anterior, ou seja, a subtração $X_t - X_{t-1}$, onde X corresponda a variável em questão e o subscrito t corresponde ao período. Note-se duas diferenças além da redução da equação (a) à primeira diferença: 1) excluiu-se a variável Des pelo motivo descrito anteriormente; 2) o termo de intercepto foi removido, pois como se trata de equação de primeira diferença a regressão, evidentemente, passa pela origem.

Para a equação (b) tem-se:

$$\Delta \text{THEIL} = 0,0592 \Delta \text{Urb} + 0,0507 \Delta \text{Sal} + 0,0409 \Delta \text{Ric}$$

σ	(0,01736)	(0,02543)	(0,0021)
$R^2 =$	0,95		
DW =	1,88		

Todas variáveis são estacionárias na primeira ordem $I(1)$ e os resíduos são estacionários $I(0)$, portanto as séries são co-integradas. Não foi verificada autocorrelação pelo teste de Breusch-Godfrey. O teste de White aponta aceitação da hipótese de homocedasticidade. Não foi verificada multicolinearidade observando-se a matriz de correlação. Os parâmetros

que multiplicam as variáveis Urb e Ric são significativos a 99% de confiança, já o coeficiente da variável Sal apresenta probability de 0,06. A não significância desta variável com 95% de confiança implica que a relação entre salário mínimo e rendimento médio da população economicamente ativa não tem um impacto definido sobre o coeficiente de Theil. Em outras palavras, a ampliação do salário mínimo, apesar de ampliar a renda de quem é remunerado nesta faixa, não garante melhor distribuição de renda, possivelmente devido a ampliação do desemprego (por aumento de custo) causando também redução da renda das classes mais baixas, portanto um movimento ambíguo sobre o coeficiente de Theil. Mas do que isso, como a variável Sal relaciona o salário mínimo com o rendimento médio, a ausência de impacto da mesma sobre a distribuição de renda significa que a diferença entre salário mínimo e rendimento médio manteve-se estável. Note que na equação (a) o parâmetro equivalente, também não significativo, apresenta uma relação negativa com THEIL. Já os erros aleatórios possuem média igual a zero e distribuição normal.

É importante ressaltar que os baixos valores dos parâmetros não representam problema, pois a escala da diferença de Theil, assim como as das demais variáveis, é tão baixa quanto. A equação (b) nos diz que: 1) o aumento em uma unidade na diferença em relação ao período anterior do índice de apropriação de riqueza dos 1% mais ricos, *coeteris paribus*, ocasiona uma ampliação de 0,04 no coeficiente de Theil (bastante significativo dado os valores de Theil); 2) o aumento em uma unidade na diferença em relação ao período anterior do índice de poder do salário mínimo frente ao rendimento médio amplia THEIL em 0,05⁵; 3) quando se amplia em uma unidade a diferença entre a taxa da população economicamente ativa urbana e a rural o coeficiente de Theil amplia-se em 0,059.

CONCLUSÃO

Com base no resultado da estimação, pode-se afirmar que a distribuição de renda no Brasil entre 1976 e 2005 sofreu significativa influência de mudanças estruturais ocorridas na população economicamente ativa. Como as décadas de 1970 e 1980 foram períodos de intensa urbanização e industrialização, a relação positiva entre diferenças de rendimentos na zona urbana e rural e a desigualdade total contribuiu para ampliação das desigualdades nesse período. A redução da desigualdade observada entre 2002 e 2005⁶ certamente tem influência da redução das diferenças internas dos setores e do esfriamento do processo de migração e urbanização. Por outro lado, constatou-se que o impacto da ampliação do salário mínimo real sobre a distribuição de renda depende da redução de sua diferença em relação aos rendimentos superiores. O impacto da ampliação tão somente do salário de base não se demonstrou significativo no modelo.

Estas conclusões não implicam que o governo deve abster-se da questão distributiva. Se a melhora distributiva tem um lado puramente estrutural, creditada ao esfriamento do processo de crescimento relativo do setor industrial e da redução das diferenças distributivas entre setor urbano e rural, por outro decorre de políticas distributivas. A regressão pôde evidenciar que a manutenção de lucros exorbitantes para uma classe tão

⁵ Lembrando que este coeficiente só é significativo a 90% de confiança.

⁶ Com uma média de 0,7424 entre 1976 e 2001, depois de certa estabilidade na década 90 o coeficiente de Theil reduz em 2002 para 0,71, para 0,675 em 2003, para 0,665 em 2004 e para 0,659 em 2005.

reduzida tem impacto significativo sobre o coeficiente de Theil. Este problema poderia ser reduzido com mais progressividade no imposto de renda. As desigualdades seriam ainda mais reduzidas com políticas que elevem a renda das classes mais baixas sem causar desemprego, tais como programas de microcrédito, reforma agrária e também políticas assistencialistas.

Este artigo é uma pequena contribuição para um tema tão vasto. Muitas outras variáveis exercem poder sobre a distribuição de renda. Certamente a elevação do nível de escolaridade elevou a oferta de mão-de-obra qualificada fazendo reduzir o salário dessa classe e a desigualdade; certamente a transferência de recursos diretos através do bolsa família elevou rendimentos da classe mais pobres. Fica a necessidade de trabalhar com um modelo mais amplo, porém, o modelo *ad hoc* adotado cumpriu os objetivos propostos.

Referências

BALTAR; DEDECCA; KREIN (orgs). *Salário Mínimo e Desenvolvimento*. Campinas: Unicamp, 2005.

CACCIAMALI, Maria Cristina. Distribuição de Renda no Brasil: Persistência do Elevado Grau de Desigualdade. In: PINHO, D. ; VASCONCELLOS, M. A. S.(Orgs.). *Manual de Economia*. São Paulo: Ed. Saraiva, 2002.

CASTRO NETO, Armando Affonso de. *A Relação Entre o Crescimento Econômico e a Distribuição de Renda no Brasil no Período 1960 a 2000*. Salvador: UFBA, 2005.

HOFFMANN, Rodolfo. *Estatística Para Economistas*. São Paulo: Livraria Pioneira Editora, 1991.

IBGE. *Censos Demográficos 1960, 1970, 1980, 1991 e 2000*.

IBGE. *Pnad 1976 a 2005*.

GUJARATI, D. *Econometria Básica*. São Paulo: Makron, 2000.

KUSNETZ, Simon. Economic Growth and Income Inequality. In: *The American Economic Review*, V. 45, nº 1.

LANGONI, Carlos Geraldo. *Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

RAMOS, Lauro. Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico no Brasil. *Revista de Econometria*, Ano X, nº 2. Brasília: IPEA, 1990.

DESIGUALDADE DE RENDA NAS MICRORREGIÕES BAIANAS: UMA ANÁLISE A PARTIR DO EMPREGO FORMAL¹

Warley Rogério Fulgêncio Soares

RESUMO

O principal objetivo deste trabalho é analisar a desigualdade de renda a partir do emprego formal através das informações sobre as rendas individuais de cada trabalhador registrado na Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) fornecida pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) para o ano de 2000 para as 32 microrregiões do estado da Bahia. Para tanto, utiliza-se quatro índices de desigualdade de renda amplamente difundidos, são eles: o índice de Gini, o Coeficiente de Variação, o índice de Theil-T e ainda o índice de desigualdade Theil-L que possui a propriedade de ser totalmente decomponível, isto permite separar as desigualdades inter-grupos e intra-grupos. Os resultados obtidos demonstram que existe uma desigualdade de renda acentuada nas diversas microrregiões do estado da Bahia e o principal componente da desigualdade de renda quando as características individuais são decompostas é o nível educacional.

Palavras-chave: desigualdade de renda; índice de Gini; índice de Theil-T; coeficiente de variação; índice de Theil-L; emprego formal.

¹ O autor agradece a Lucivaldo Silva do Ministério do Trabalho e Emprego MTE que viabilizou o fornecimento dos dados sobre as rendas individuais dos trabalhadores registrados na RAIS, o que possibilitou os cálculos dos diversos índices de desigualdade de renda, os quais não são possíveis de serem realizados utilizando os dados convencionais dos CD-ROOMS-RAIS. Os agradecimentos são estendidos ao professor Marcos Fábio Martins de Oliveira pelos valiosos comentários e sugestões, como de praxe os erros e omissões remanescentes são de inteira responsabilidade do autor.

* Economista da Empresa Brasileira de Correios e Telégrafos – Diretoria Regional da
Técnico da Fapesb (Fundação de Amparo a Pesquisa do Estado da Bahia).
warleyeconomia@hotmail.com

Bahia. Ex-

ABSTRACT

The main objective of this work is to analyze the inequality of income from the formal job through the information on the income individual of each worker registered in the Annual Relation of Social Information (ARSI) supplied by the Department of Labor and Job (DLJ) for the year of 2000 for the 32 microregions of the state of the Bahia. For in such a way, one uses four indices of widely spread out inequality of income, are they: the index of Gini, the Coefficient of Variation, the index of Theil-T and still the index of Theil-L inequality that possesses the property of being total decomposable, this allows to separate to the inequality Inter-groups and intra-groups. The gotten results demonstrate that an inequality of income accented in the diverse microregions of the state of the Bahia exists and the main component of the income inequality when the individual characteristics are decomposed it is the educational level.

Key words: inequality of income, index of Gini, index of Theil-T, coefficient of variation, index of Theil-L, formal job.

1. Introdução

A desigualdade de renda é um tema recorrente na literatura econômica. Sem embargo, o Brasil figura entre aqueles países que possui os piores índices de desigualdade de renda do mundo. Desde o clássico trabalho de Langoni (1973), diversos estudiosos têm tentado verificar as causas da desigualdade de renda no país.

Estudos recentes têm apontado que além da educação, já observada por Langoni, outros fatores têm um peso significativo na desigualdade de renda persistente e aguda ainda hoje verificada. O fator gênero aparece com frequência como um dos determinantes, assim como a raça, ou a região geográfica na qual o empregado está inserido.

A grande maioria dos estudos utiliza como fonte de dados nas análises realizadas os dados oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), os Censos Demográficos ou as Pesquisas de Emprego e Desemprego (PED) realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), entretanto, poucos tratam da desigualdade de renda com os dados a partir da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) disponibilizadas pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). É mais comum a utilização destes dados na análise da dinâmica do estoque de emprego, mas não sobre as informações de renda dele derivadas.

O principal objetivo deste trabalho é analisar a desigualdade de renda a partir do emprego formal através das informações sobre as rendas individuais de cada trabalhador registrado na RAIS para o ano de 2000 para as 32 microrregiões baianas, obviamente que os resultados encontrados restringem-se a parte do mercado de trabalho formal que é captado por esta fonte.

Para tanto, utiliza-se quatro índices de desigualdade de renda amplamente difundidos, são eles: o índice de Gini, o Coeficiente de Variação, o índice de Theil-T e ainda o índice de desigualdade Theil-L que possui a propriedade de ser totalmente decomponível, isto permite separar as desigualdades inter-grupos e intra-grupos. Os resultados obtidos demonstram que existe uma desigualdade de renda acentuada nas diversas microrregiões do estado da Bahia e o principal componente da desigualdade de renda quando as características individuais são decompostas é o nível educacional.

2. Estudos Empíricos sobre a Desigualdade de Renda

Desde o clássico trabalho de Langoni (1973), o estudo da desigualdade de renda no Brasil tem encontrado ressonância na agenda de pesquisa econômica. Sem embargo, o país figura entre os mais desiguais em termos de pobreza e distribuição de renda no mundo. Este autor chegou ao resultado principal concluindo que a desigualdade de renda é gerada dentro do mercado de trabalho, sendo o fator determinante a grande heterogeneidade nos níveis educacionais dos trabalhadores brasileiros. De um lado havia uma grande demanda por mão-de-obra em contraste com a limitada oferta qualificada da mesma. Esse hiato era proveniente do crescimento econômico experimentado pelo país durante o final dos anos 60 e início dos anos 70 no auge do chamado milagre econômico brasileiro.

No trabalho de Barros e Mendonça (1995) é demonstrado como a desigualdade de renda no Brasil é latente. Segundo estes autores, os indivíduos que compõem o estrato dos 10% mais ricos da população chegam a receber cerca de 30 vezes mais que os indivíduos pertencentes aos 40% mais pobres, enquanto que para o mundo a média é de cerca de 10 vezes e na Argentina, por exemplo, a diferença entre esses dois estratos é exatamente de 10. Ou seja, mesmo comparando o Brasil a países que possuem níveis de renda *per capita* similar ou mesmo abaixo da brasileira estamos em posição bastante desfavorável em termos de

distribuição de renda. Um dos principais resultados encontrados pelos autores está no poder explicativo do nível de escolaridade no diferencial de renda dos trabalhadores brasileiros.

Antigo, Machado e Oliveira (2006), utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) e a partir do modelo econométrico de regressão quantílica, comparam o diferencial de rendimentos entre o setor formal e informal do mercado de trabalho no Brasil. Constataram que as variáveis educação, idade e experiência são fatores determinantes para explicar o diferencial de rendimentos dos trabalhadores desses dois setores.

Analisando o diferencial de rendimentos por raça e gênero no mercado de trabalho em regiões geográficas selecionadas, Nogueira e Marinho (2006) evidenciam discriminação no mercado de trabalho no país quando os indivíduos igualmente produtivos e do mesmo setor de atividade recebem remunerações distintas devido ao grupo, classe ou categoria nas quais estão inseridas. Os principais resultados são que existe discriminação contra mulheres e negros no mercado de trabalho nas regiões Sudeste e Nordeste do país, principalmente para o sexo feminino.

Para a região metropolitana de Belo Horizonte, Guimarães (2004) conclui a alta correlação entre o aumento do grau de instrução e a renda auferida entre os trabalhadores, além de ser a principal variável explicativa para a desigualdade total de renda entre os ocupados. Além disso, os trabalhadores do setor público atingem rendas mais elevada e os trabalhadores domésticos as menores rendas. A partir da análise de regressão, a variável gênero apontou um valor significativo na diferença de renda e o grau de instrução um poder explicativo acentuado no diferencial de rendimento médio auferido.

Utilizando análise de *coorte* para investigar os diferenciais de rendimento por sexo no Brasil, Leme e Wajnman (2000) evidenciam a discriminação contra as mulheres no diferencial salarial, principalmente para as trabalhadoras não pertencentes à região Sudeste e nos setores não pertencentes a atividade agrícola.

A partir de dados da PNAD, Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti (2000) analisam os diferenciais de salários no Brasil para as décadas de 1980 e 90. A principal conclusão dos autores é que a educação é ainda o principal componente na desigualdade de renda dos trabalhadores brasileiros permanecendo constante para as duas décadas em análise.

Outros trabalhos apontam para a questão, ainda pouco conclusiva, sobre a convergência entre as rendas *per capita* no Brasil, dentre os quais, Azzoni (1994), Ferreira (1996 a, 1996 b, 1996 c), Ferreira e Diniz (1995), Ferreira e Elery jr. (1996), Monteiro Neto (1997), Souza (1993), os quais apontam para uma relativa convergência para algumas regiões brasileiras, com maior ou menor intensidade, mas que há aquelas menos dinâmicas, as quais, a permanecer as condições atuais demorarão um tempo muito grande para que consigam atingir padrões mínimos de renda *per capita*.

Há uma abrangente literatura internacional que trata também deste assunto, os quais apresentam indícios muito fortes de que há na verdade clubes de convergência, e que, relacionando-se produtividade, educação, tecnologia, dentre outros fatores, há, portanto, padrões e velocidades diferenciadas de convergência. Dentre alguns desses trabalhos, citam-se os de Barro (1991), Barro e Sala-i-Martin (1991), Barro *et. al.* (1992), Baumol (1996), Bertola (1993), Blanchard e Quah (1989), Lucas (1988, 1990), Romer (1989, 1990) e Solow (1956).

De uma forma geral, pode-se constatar a partir dos estudos empíricos citados acima (vale ressaltar que predominam nos estudos as bases de dados PNAD e/ou PED), que um dos principais componentes da desigualdade de rendimentos no trabalho para a economia brasileira é o grau de instrução da mão-de-obra empregada. Apesar de diferentes bases de dados utilizadas e modelos econométricos para estimação de equações de renda, há certa convergência nos resultados encontrados. Ressalta-se ainda, a importância da discriminação

racial e por gênero no diferencial de rendimentos dos trabalhadores brasileiros apontados por alguns estudos.

3. Fonte de Dados e os Índices de Desigualdades

3.1 Fonte de Dados

A fonte de dados utilizada para este estudo é a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), apesar das limitações impostas por esta base de dados, pois a mesma capta apenas a dinâmica do emprego formal, é bastante satisfatória os níveis de desagregação e abrangência disponíveis. As variáveis escolhidas foram as seguintes:

- a) Estoque de Emprego: entenda-se número de trabalhadores registrados como empregados pelas empresas no dia 31 de dezembro de cada ano;
- b) Renda Individual: é o valor do salário nominal recebido pelo trabalhador, informado por seu empregador no momento do preenchimento da RAIS;
- c) Setores de Atividade: indústria extrativa mineral, indústria de transformação, serviços industriais, construção civil, comércio, serviços, administração pública;
- d) Gênero: masculino e feminino²;
- e) Grau de Instrução: analfabeto, 4ª série incompleta, 4ª série completa, 8ª série incompleta, 8ª série completa, 2º grau incompleto, 2º grau completo, superior incompleto e superior completo;
- f) Faixa Etária: de 15 até 17 anos; de 25 até 29 anos, de 30 até 39 anos, de 40 até 49 anos, 50 a 64 anos e mais de 65 anos;
- g) Microrregiões: Barreiras, Cotegipe, Santa Maria da Vitória, Juazeiro, Paulo Afonso, Barra, Bom Jesus da Lapa, Senhor do Bonfim, Irecê, Jacobina, Itaberaba, Feira de Santana, Jeremoabo, Euclides da Cunha, Ribeira do Pombal, Serrinha, Alagoinhas, Entre Rios, Catu, Santo Antônio de Jesus, Salvador, Boquira, Seabra, Jequié, Livramento do Brumado, Guanambi, Brumado, Vitória da Conquista, Itapetinga, Valença, Ilhéus - Itabuna e Porto Seguro.

3.2 As medidas de Desigualdade

3.2.1 Índice de Desigualdade de Gini

Uma das medidas clássicas de desigualdade de renda mais utilizada é o índice de Gini, sendo este uma maneira apropriada e concisa de calcular o grau relativo de desigualdade com base na curva de Lorenz³.

Conforme Hoffman (1998), o índice de Gini pode ser calculado com base na fórmula abaixo:

$$G = 1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\varphi_i + \varphi_{1-i}) \quad (1)$$

² Os dados disponíveis na RAIS não contemplam informações sobre raça, variável encontrada tanto na PNAD como nos Censos Demográficos.

³ Ver Hoffaman (1998).

Onde G é o índice de Gini, n é o tamanho da amostra e φ é a razão da renda individual pela renda total da distribuição. O índice de Gini varia de zero (quando há perfeita igualdade na distribuição de renda) até um (quando há perfeita desigualdade na distribuição de renda).

3.2.2 O Coeficiente de Variação

O Coeficiente de Variação é uma das medidas de desigualdade de renda mais antiga e utilizada, sua facilidade de cálculo e interpretação dos resultados contribui para que seja amplamente difundida, além disso, ele obedece à condição de Pigou-Dalton e ao critério de sensibilidade decrescente a transferências⁴. Seu cálculo pode ser expresso da seguinte forma:

$$C(X) = \frac{\sigma(X)}{\mu(X)} \quad (2)$$

ou seja, é a relação entre o desvio padrão σ e a média μ da distribuição, neste caso das rendas médias dos trabalhadores de cada microrregião.

3.2.3 O Índice de Desigualdade de Theil – T

A terceira medida de desigualdade utilizada neste trabalho é o índice Theil-T ou índice de entropia de Theil. Ele pode ser definido como:

$$T = \sum_{h=1}^k \left(\frac{x_i}{X} \right) \ln \frac{\frac{x_i}{X}}{\frac{1}{n}} \quad (3)$$

Seja x_i a renda da i -ésima pessoa, com $i = 1, \dots, n$ e seja X a renda média. Esta medida varia de zero (perfeita igualdade) ao $\ln$ de n (completa desigualdade), também é denominada de redundância da distribuição de renda, por analogia com a medida correspondente na teoria da informação (HOFFMANN, 1998, p. 106).

3.2.4 O Índice de Desigualdade de Theil-L

O índice de desigualdade de Theil-L possui, segundo a Fundação João Pinheiro (1998, p.2) as seguintes propriedades desejáveis:

- a) ser insensível a mudanças de escala ou transferência proporcionais: se por exemplo, todas as rendas forem duplicadas, o indicador não deve alterar, ou seja, ele deve ser independente;
- b) ser insensível a mudanças no tamanho da população, isto é, permanecer inalterado se o número de pessoas em cada nível de renda se alterar pela mesma proporção;
- c) satisfazer a condição de Dalton-Pigou, qual seja, ao se transferir renda de um rico para um pobre (considerando a regra do anonimato) o indicador deverá acusar queda na desigualdade, e vice-versa;

⁴ Ver Hoffaman (1998)

- d) apresentar sensibilidade maior a transferências entre pessoas na parte inferior da distribuição (mais pobres) do que entre aquelas situadas na parte superior, propriedade de ser *'transfer sensitive'* de Shorrocks-Foster;
- e) ser aditivamente decomponível, de forma que o indicador possa ser expresso como a soma de dois (ou mais) termos: desigualdade entre grupos/regiões e desigualdade dentro dos grupos/regiões.

Todas estas especificidades estão presentes no Theil-L, sendo o único índice de desigualdade de renda estritamente decomponível.

Seja x_i a renda da i -ésima pessoa em uma população com n pessoas. Vamos admitir que as rendas estão ordenadas de maneira que:

$$x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_h \leq \dots \leq x_n$$

O Theil-L em função das rendas individuais como medida de desigualdade, segue a seguinte fórmula de cálculo (HOFFMANN, 1998, p. 107):

$$L = -\frac{1}{n} \sum \ln \frac{x_i}{\mu} = \ln \mu - \frac{1}{n} \sum \ln x_i \quad (4)$$

onde μ é a renda média. Variando de zero (perfeita igualdade) ao $\ln n$ (completa desigualdade).

Para a decomposição do índice de desigualdade de Theil-L quando as rendas podem ser agrupadas segundo algum critério (por exemplo, como nível de escolaridade), as mesmas podem ser decompostas em uma medida de desigualdade **dentro dos grupos** (intra-nível de instrução) ou **entre os grupos** (inter-nível de instrução).

Para os cálculos de decomposição, utilizam-se as seguintes fórmulas (HOFFMANN, 1998, p. 112-113):

$$L_e = \sum_{h=1}^k \pi_h \ln \frac{\pi_h}{Y_h} \quad (5)$$

$$L_h = \frac{1}{n_h} \sum_{h=1}^{n_h} \ln \frac{Y_h}{n_h y_{hi}} \quad (6)$$

$$L = L_e + \sum_{h=1}^k \pi_h L_h \quad (7)$$

onde y_{hi} é a fração da renda total apropriada pelo i -ésimo elemento do h -ésimo grupo; Y_h é a fração da renda total da população apropriada pelo h -ésimo grupo; μ é a renda média da população e π_h é a fração da população. As fórmulas (5), (6) e (7) mensuram respectivamente, as medidas de desigualdades dentro do grupo, entre os grupos e a desigualdade total de Theil-L.

4. Análise da Desigualdade de Renda

A tabela 01 apresenta o número de trabalhadores e suas rendas médias para as 32 microrregiões baianas e para o estado da Bahia para o ano de 2000⁵ em reais corrigidos pelo IPCA de dezembro de 2006.

O que parece mais relevante é que a microrregião de Salvador⁶ concentrava quase 60% do emprego formal do estado da Bahia em 2000 e a renda média dos trabalhadores era de longe a maior entre todas demais microrregiões baianas, cerca de R\$ 1.118,00; além disso, as pessoas com emprego formal das outras microrregiões possuíam renda média menor que a metade da verificada em Salvador. Esse resultado não chega a surpreender, pois além da grande concentração do emprego formal nesta microrregião, é nela também que são pagos os melhores salários.

Os trabalhadores formalizados de Catu são os únicos que se aproximam daqueles de Salvador em termos de renda média, R\$ 841,37 ou cerca de 75%, logo depois vem os de Paulo Afonso com cerca de 72%. Ressalta-se que a renda média do trabalhador de Feira de Santana é de apenas 55% da auferida pelo seu congênere de Salvador.

Para os trabalhadores de Serrinha, Jeremoabo, Livramento de Brumado, Itapetinga, Valença, Ribeira do Pombal, Boquira, Guanambi, Jequié e Itaberaba a disparidade de rendimento era ainda mais significativa, pois os trabalhadores dessas microrregiões recebiam menos de 40% da renda daqueles de Salvador.

⁵ A tabulação para períodos mais recentes ficou prejudicada devido a disponibilidade de dados.

⁶ Sempre que for citado nome de um município, entenda-se microrregião.

Tabela 01
Número de Trabalhadores e Renda Média por Microrregião e Bahia - 2000

Microrregiões	N. de trabalhadores	Renda Média em Reais
Alagoinhas	12.728	677,88
Barra	3.098	486,87
Barreiras	13.728	677,88
Bom Jesus da Lapa	3.711	483,96
Boquira	2.853	435,11
Brumado	7.729	542,85
Catu	17.550	841,37
Cotegipe	622	554,07
Entre Rios	4.709	583,57
Euclides da Cunha	5.849	454,68
Feira de Santana	66.767	615,08
Guanambi	11.654	438,21
Ilhéus - Itabuna	71.005	589,12
Irecê	6.062	494,74
Itaberaba	8.286	443,31
Itapetinga	12.879	401,18
Jacobina	7.034	502,39
Jequié	21.050	441,90
Jeremoabo	1.253	382,82
Juazeiro	24.236	565,73
Livramento do Brumado	2.280	396,06
Paulo Afonso	8.899	808,66
Porto Seguro	49.511	542,11
Ribeira do Pombal	5.742	424,72
Salvador	702.172	1118,78
Santa Maria da Vitória	3.741	522,23
Santo Antonio de Jesus	28.276	471,35
Seabra	5.049	467,98
Senhor do Bonfim	7.733	638,91
Serrinha	14.562	368,30
Valença	11.811	420,43
Vitória da Conquista	34.764	613,19
Bahia	1.177.343	884,48

Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

A tabela 02 abaixo, apresenta os cálculos do Índice de Gini, do Coeficiente de Variação e o Índice de Theil-T. Em relação ao índice de Gini, Paulo Afonso e Catu apresentavam os maiores níveis de desigualdade 0,553 e 0,513; respectivamente, superior à do estado que era de 0,511; seguida por Salvador com 0,500; sem embargo, a Bahia apresenta um dos maiores níveis de desigualdade de renda do país, Silva Júnior (2006). Nota-se que as demais microrregiões apresentam índices de Gini inferior ao do estado.

Conforme foi mencionado na seção sobre a metodologia utilizada, uma das vantagens do coeficiente de variação é a sua simplicidade de cálculo e análise dos resultados encontrados. Este índice é compreendido como quantas vezes o desvio padrão é maior que a média. Consequentemente, quanto maior a renda média, menor deverá ser a medida de desigualdade, e quanto maior for o desvio padrão, maior será a desigualdade.

Os resultados apontam que Salvador e Alagoinhas possuíam coeficientes de variação de 1,366 e 1,324, relativamente baixo (menor que a do estado, 1,472, por exemplo), devido

principalmente as suas elevadas rendas médias. Já Paulo Afonso apresenta um coeficiente de variação alto, isso se explica pelo seu elevado desvio padrão.

As microrregiões Jeremoabo, Cotegipe e Bom Jesus da Lapa apresentam os maiores coeficientes de variação.

Já para o índice de Theil-T, as microrregiões de Paulo Afonso, Bom Jesus da Lapa e Jeremoabo apresentam os maiores níveis, 0,634, 0,604, 0,568, respectivamente. Por outro lado, Boquira, Valença e Serrinha com índices de 0,301, 0,324 e 0,336, respectivamente, possuíam os menores níveis de desigualdade para esta medida.

Tabela 02
Índices de Desigualdade de Renda – Microrregiões e Bahia- 2000

Regiões	Índice de Gini	C. de Variação	Índice de T de Theil
Alagoinhas	0,450	1,324	0,431
Barra	0,468	1,513	0,506
Barreiras	0,438	1,253	0,403
Bom Jesus da Lapa	0,464	1,742	0,604
Boquira	0,342	1,196	0,301
Brumado	0,430	1,321	0,410
Catu	0,513	1,517	0,548
Cotegipe	0,460	1,621	0,561
Entre Rios	0,483	1,563	0,550
Euclides da Cunha	0,413	1,523	0,420
Feira de Santana	0,436	1,295	0,410
Guanambi	0,383	1,516	0,422
Ilhéus – Itabuna	0,457	1,416	0,465
Irecê	0,481	1,492	0,481
Itaberaba	0,375	1,338	0,368
Itapetinga	0,341	1,362	0,356
Jacobina	0,429	1,542	0,486
Jequié	0,376	1,351	0,377
Jeremoabo	0,455	1,764	0,568
Juazeiro	0,430	1,419	0,442
Livramento do Brumado	0,350	1,407	0,369
Paulo Afonso	0,553	1,573	0,634
Porto Seguro	0,435	1,541	0,470
Ribeira do Pombal	0,422	1,535	0,462
Salvador	0,500	1,366	0,499
Santa Maria da Vitória	0,412	1,347	0,410
Santo Antonio de Jesus	0,407	1,562	0,456
Seabra	0,391	1,350	0,386
Senhor do Bonfim	0,495	1,387	0,510
Serrinha	0,356	1,310	0,336
Valença	0,355	1,252	0,324
Vitória da Conquista	0,450	1,335	0,432
Bahia	0,511	1,472	0,537

Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

A desigualdade de renda mensurada pelo índice Theil-L possibilita a análise da iniquidade de modo que os fatores determinantes da mesma possam ser decompostos, isso torna este índice bastante satisfatório quando queremos separar os efeitos intra-grupo e inter-grupo na desigualdade total.

A análise da desigualdade de renda a partir do índice Theil-L mostra alguns resultados interessantes. Na Tabela 03 a seguir, pode-se contatar que a desigualdade inter-grupos não é significativa, ou seja, ela é relativamente baixa quando comparada à desigualdade interna de cada microrregião ou intra-grupo. Conclui-se, portanto, que o principal determinante da desigualdade total são as diferenças internas nas respectivas microrregiões e não a desigualdade entre as mesmas, quase 90% da desigualdade total refere-se à desigualdade dentro das próprias microrregiões. Siqueira (2006) chegam a resultados similares para os estados da região Nordeste, ainda que utilizando outra fonte de dados, os autores verificam que o determinante da desigualdade estão em fatores internos de cada estado e não na desigualdade entre eles.

Tabela 03
Índice de Desigualdade Theil – L para as Microrregiões - 2000

Regiões	Índice de L de Theil
Alagoinhas	0,330
Barra	0,372
Barreiras	0,312
Bom Jesus da Lapa	0,391
Boquira	0,203
Brumado	0,304
Catu	0,437
Cotegipe	0,375
Entre Rios	0,393
Euclides da Cunha	0,291
Feira de Santana	0,310
Guanambi	0,265
Ilhéus – Itabuna	0,344
Irecê	0,323
Itaberaba	0,245
Itapetinga	0,220
Jacobina	0,320
Jequié	0,249
Jeremoabo	0,372
Juazeiro	0,310
Livramento do Brumado	0,230
Paulo Afonso	0,517
Porto Seguro	0,319
Ribeira do Pombal	0,311
Salvador	0,415
Santa Maria da Vitória	0,286
Santo Antonio de Jesus	0,292
Seabra	0,262
Senhor do Bonfim	0,406
Serrinha	0,226
Valença	0,219
Vitória da Conquista	0,330
Desigualdade dentro dos grupos	0,375
Desigualdade entre os grupos	0,052
Desigualdade Total	0,427

Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

Com o propósito de investigar qual seria o principal determinante para a desigualdade interna de cada microrregião, já que os resultados da desigualdade entre as mesmas não se mostraram significativa para explicar a desigualdade total, procedemos à análise de algumas variáveis categóricas dos trabalhadores, como grau de instrução, gênero, setor de atividade e faixa etária para verificar se e qual a magnitude dessas mesmas para explicar a desigualdade total.

Na tabela 04 a seguir é realizada a decomposição da desigualdade por grau de escolaridade. Constata-se que, comparado às demais variáveis investigadas adiante, o grau de instrução é o principal determinante da desigualdade total para as diversas microrregiões quando a outras como gênero ou faixa etária. Ainda assim, a desigualdade de renda intra-grupos é mais elevada que a inter-grupos. Ou seja, mesmo para indivíduos com o mesmo grau de instrução, a desigualdade de renda é elevada. Para Salvador e Feira de Santana, as diferenças entre os diferentes níveis de escolaridade chegam a explicar 33% da desigualdade total. Nota-se também que quando o nível de escolaridade vai se elevando, aumenta-se o grau de desigualdade.

Tabela 04
Índice de Desigualdade de Theil-L por Grau de Escolaridade - 2000

Microrregiões	Analfa- beto	4^a S.Inc.	4^a S. Com.	8^a S. Inc.	8^a S.Com.	2º G. Inc.	2º G. Com.	Sup. Inc.	Sup. Com.	I¹	E²	T³
Alagoinhas	0,138	0,145	0,214	0,226	0,202	0,399	0,325	0,454	0,432	0,269	0,075	0,344
Barra	0,083	0,213	0,249	0,233	0,177	0,666	0,264	0,772	0,349	0,274	0,098	0,372
Barreiras	0,071	0,126	0,153	0,149	0,227	0,336	0,326	0,443	0,315	0,259	0,073	0,332
B. J. da Lapa	0,062	0,164	0,106	0,211	0,151	0,519	0,375	0,719	0,494	0,340	0,084	0,424
Boquira	0,064	0,061	0,100	0,135	0,272	0,675	0,127	0,534	0,226	0,188	0,041	0,230
Brumado	0,167	0,129	0,189	0,148	0,278	0,472	0,309	0,562	0,460	0,296	0,056	0,351
Catu	0,212	0,198	0,235	0,232	0,310	0,359	0,420	0,418	0,490	0,318	0,117	0,435
Cotegipe	0,030	0,245	0,105	0,083	0,516	0,699	0,264	0,465	0,100	0,272	0,039	0,311
Entre Rios	0,183	0,089	0,150	0,143	0,253	0,491	0,603	0,313	0,555	0,257	0,134	0,391
Eu. da Cunha	0,104	0,080	0,111	0,102	0,196	0,484	0,331	0,521	0,410	0,213	0,078	0,291
F. de Santana	0,144	0,149	0,148	0,149	0,162	0,195	0,262	0,453	0,272	0,207	0,103	0,311
Guanambi	0,042	0,094	0,061	0,087	0,132	0,527	0,235	0,751	0,420	0,192	0,103	0,295
Ilhéus-Itabuna	0,108	0,111	0,188	0,176	0,228	0,318	0,314	0,444	0,382	0,232	0,113	0,344
Irecê	0,077	0,129	0,102	0,223	0,191	0,600	0,263	0,401	0,496	0,261	0,062	0,324
Itaberaba	0,039	0,087	0,080	0,133	0,198	0,433	0,269	0,577	0,316	0,197	0,051	0,249
Itapetinga	0,109	0,069	0,067	0,185	0,120	0,269	0,283	0,559	0,366	0,166	0,053	0,219
Jacobina	0,054	0,166	0,093	0,106	0,193	0,470	0,331	0,731	0,453	0,254	0,066	0,320
Jequié	0,075	0,084	0,105	0,098	0,143	0,384	0,278	0,506	0,413	0,194	0,055	0,249
Jeremoabo	0,007	0,092	0,112	0,103	0,191	0,526	0,467	0,581	0,653	0,210	0,162	0,372
Juazeiro	0,072	0,094	0,164	0,145	0,143	0,310	0,370	0,493	0,538	0,210	0,100	0,310
Livr. Brumado	0,045	0,066	0,061	0,047	0,194	0,633	0,195	0,327	0,766	0,173	0,068	0,241
Paulo Afonso	0,106	0,232	0,340	0,255	0,298	0,433	0,484	0,435	0,487	0,362	0,155	0,517
Porto Seguro	0,064	0,092	0,123	0,143	0,175	0,311	0,371	0,455	0,515	0,202	0,116	0,318
Rib.do Pombal	0,081	0,154	0,148	0,192	0,196	0,624	0,285	0,602	0,517	0,235	0,079	0,314
Salvador	0,228	0,171	0,204	0,178	0,229	0,297	0,290	0,375	0,401	0,276	0,136	0,413
S. M. Vitória	0,081	0,125	0,128	0,163	0,236	0,628	0,295	0,454	0,270	0,229	0,057	0,286
S. A. de Jesus	0,062	0,131	0,087	0,093	0,148	0,289	0,265	0,506	0,515	0,198	0,094	0,292
Seabra	0,085	0,117	0,193	0,163	0,222	0,739	0,192	0,603	0,360	0,192	0,093	0,285
Sr. do Bonfim	0,119	0,220	0,272	0,288	0,350	0,513	0,419	0,564	0,601	0,343	0,063	0,406
Serrinha	0,080	0,099	0,129	0,125	0,174	0,488	0,184	0,630	0,370	0,177	0,050	0,227
Valença	0,082	0,106	0,105	0,105	0,138	0,276	0,248	0,501	0,413	0,160	0,059	0,219
V. Conquista	0,183	0,103	0,146	0,147	0,171	0,296	0,285	0,390	0,276	0,208	0,118	0,326

Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

1 Desigualdade Intra-Grupo, 2 Desigualdade Inter-Grupo 3 Desigualdade Total

Quanto à desigualdade de renda para as faixas etárias, constata-se uma vez mais que a desigualdade de renda intra-grupo é maior que a inter-grupo, as diferenças de renda dentro das faixas etárias são mais significativas para explicar a desigualdade total que as diferenças de renda entre as diversas faixas etárias. Para os trabalhadores mais jovens, entre 15 a 29 anos, a desigualdade de renda é menor. Os dados da tabela 05 mostram também que para todas as microrregiões, quase 90% da desigualdade total devem-se as diferenças internas.

Tabela 05
Índice de Desigualdade de Theil-L por Faixa Etária - 2000

Microrregiões	15 a 17 Anos	18 a 24 Anos	25 a 29 Anos	30 a 39 Anos	40 a 49 Anos	50 a 64 Anos	65 Anos ou Mais	I	E	T
Alagoinhas	0,041	0,119	0,201	0,333	0,444	0,391	0,378	0,261	0,061	0,322
Barra	0,093	0,083	0,192	0,315	0,583	0,474	0,165	0,333	0,031	0,364
Barreiras	0,037	0,107	0,176	0,317	0,448	0,471	0,247	0,251	0,061	0,312
B. J. da Lapa	0,040	0,060	0,163	0,339	0,605	0,614	0,665	0,346	0,045	0,391
Boquira	0,000	0,079	0,083	0,207	0,352	0,269	0,409	0,196	0,007	0,203
Brumado	0,009	0,083	0,140	0,257	0,436	0,460	0,334	0,264	0,040	0,305
Catu	0,097	0,189	0,261	0,408	0,574	0,540	0,799	0,382	0,055	0,437
Cotegipe	0,011	0,081	0,104	0,392	0,625	0,374	*	0,306	0,068	0,374
Entre Rios	0,074	0,092	0,157	0,455	0,526	0,332	0,112	0,327	0,060	0,386
Eu. da Cunha	0,063	0,207	0,207	0,312	0,330	0,299	0,472	0,287	0,004	0,291
F. de Santana	0,050	0,084	0,201	0,306	0,408	0,408	0,569	0,268	0,043	0,311
Guanambi	0,015	0,060	0,096	0,246	0,473	0,303	0,185	0,236	0,029	0,265
Ilhéus-Itabuna	0,045	0,113	0,217	0,340	0,444	0,420	0,319	0,308	0,036	0,344
Irecê	0,008	0,086	0,122	0,311	0,558	0,327	0,165	0,285	0,038	0,324
Itaberaba	0,049	0,118	0,132	0,200	0,426	0,257	0,172	0,229	0,015	0,244
Itapetinga	0,012	0,031	0,129	0,220	0,470	0,235	0,141	0,188	0,032	0,220
Jacobina	0,021	0,072	0,126	0,315	0,514	0,359	0,230	0,283	0,037	0,320
Jequié	0,031	0,061	0,129	0,252	0,396	0,253	0,293	0,224	0,025	0,249
Jeremoabo	*	0,134	0,163	0,465	0,532	0,150	0,098	0,337	0,035	0,372
Juazeiro	0,018	0,073	0,139	0,254	0,493	0,461	0,522	0,259	0,051	0,310
Livr. Brumado	0,003	0,051	0,079	0,206	0,413	0,249	0,149	0,209	0,021	0,230
Paulo Afonso	0,047	0,145	0,276	0,476	0,638	0,603	0,778	0,428	0,090	0,518
Porto Seguro	0,024	0,091	0,182	0,349	0,483	0,410	0,304	0,282	0,036	0,318
Rib.do Pombal	0,002	0,068	0,129	0,317	0,534	0,302	0,139	0,292	0,020	0,311
Salvador	0,096	0,158	0,280	0,391	0,430	0,410	0,421	0,356	0,059	0,415
S. M. Vitória	0,035	0,079	0,113	0,264	0,463	0,413	0,083	0,252	0,034	0,286
S. A. de Jesus	0,037	0,061	0,123	0,261	0,449	0,447	0,293	0,258	0,034	0,292
Seabra	0,049	0,073	0,131	0,261	0,446	0,335	0,074	0,242	0,020	0,262
Sr. do Bonfim	0,010	0,163	0,266	0,418	0,507	0,429	0,186	0,366	0,040	0,407
Serrinha	0,033	0,068	0,113	0,251	0,371	0,256	0,147	0,216	0,010	0,226
Valença	0,019	0,076	0,1220	0,214	0,349	0,309	0,091	0,205	0,014	0,219
V. Conquista	0,029	0,108	0,238	0,320	0,437	0,370	0,462	0,287	0,043	0,330

Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

* Os dados da RAIS não apontam trabalhadores nessas faixas etárias para as respectivas microrregiões.

Para a decomposição por setores de atividade, a desigualdade para algumas microrregiões é significativa, para a microrregião de Paulo Afonso, por exemplo, a desigualdade inter-grupos é de cerca de 58% da desigualdade total, já para Salvador esse percentual é de apenas 8% aproximadamente. O setor da indústria de transformação apresenta uma desigualdade elevada para as microrregiões de Salvador, Porto Seguro e Paulo Afonso com índices de 0,635, 0,643 e 0,687. O setor de serviços destaca-se como aquele mais desigual, e o setor agropecuário o de menor iniquidade, os dados estão expostos na tabela 06 abaixo.

Tabela 06
Índice de Desigualdade de Theil-L por Setores de Atividade - 2000

Microrregiões	CON. CIVIL	IND. TRANS.	COMÉR.	SERV.	ADM PUB.	AGROP.	I	E	T
Alagoinhas	0,184	0,394	0,121	0,439	0,172	0,071	0,222	0,050	0,273
Barra	0,428	0,035	0,136	0,495	0,142	0,141	0,225	0,147	0,372
Barreiras	0,187	0,411	0,151	0,444	0,233	0,178	0,261	0,051	0,312
B. J. da Lapa	0,097	0,026	0,091	0,557	0,318	0,114	0,299	0,092	0,391
Boquira	0,092	0,105	0,091	0,655	0,089	0,016	0,144	0,078	0,222
Brumado	0,082	0,392	0,095	0,429	0,129	0,029	0,210	0,095	0,304
Catu	0,364	0,406	0,149	0,550	0,185	0,200	0,351	0,086	0,437
Cotegipe	0,401	*	0,124	0,619	0,074	0,209	0,273	0,100	0,373
Entre Rios	0,130	0,268	0,134	0,694	0,122	0,151	0,237	0,156	0,393
Eu. da Cunha	0,320	0,127	0,073	0,440	0,270	0,073	0,259	0,032	0,291
F. de Santana	0,153	0,270	0,158	0,333	0,442	0,122	0,277	0,040	0,316
Guanambi	0,248	0,228	0,086	0,554	0,122	0,079	0,198	0,071	0,269
Ilheus-Itabuna	0,397	0,379	0,159	0,379	0,307	0,086	0,276	0,074	0,351
Irecê	0,159	0,165	0,125	0,609	0,116	0,230	0,208	0,115	0,323
Itaberaba	0,095	0,046	0,174	0,563	0,109	0,132	0,188	0,057	0,245
Itapetinga	0,178	0,155	0,105	0,548	0,120	0,051	0,165	0,056	0,220
Jacobina	0,345	0,116	0,104	0,551	0,091	0,082	0,214	0,105	0,320
Jequié	0,118	0,125	0,170	0,467	0,117	0,166	0,198	0,051	0,249
Jeremoabo	0,005	0,009	0,173	0,676	0,190	0,793	0,233	0,133	0,366
Juazeiro	0,371	0,215	0,231	0,279	0,387	0,145	0,243	0,067	0,310
Livr. Brumado	0,048	0,027	0,094	0,467	0,169	0,028	0,175	0,055	0,230
Paulo Afonso	0,095	0,687	0,113	0,407	0,170	0,145	0,302	0,216	0,517
Porto Seguro	0,133	0,643	0,143	0,306	0,147	0,176	0,249	0,069	0,318
Rib.do Pombal	0,075	0,297	0,077	0,516	0,131	0,245	0,180	0,131	0,311
Salvador	0,236	0,635	0,243	0,442	0,345	0,381	0,380	0,035	0,415
S. M. Vitória	0,227	0,082	0,111	0,657	0,160	0,162	0,212	0,074	0,286
S. A. de Jesus	0,138	0,181	0,096	0,532	0,177	0,096	0,223	0,069	0,292
Seabra	0,141	0,047	0,092	0,524	0,134	0,167	0,196	0,066	0,263
Sr. do Bonfim	0,084	0,500	0,114	0,451	0,133	0,056	0,234	0,173	0,406
Serrinha	0,090	0,129	0,086	0,413	0,148	0,072	0,182	0,044	0,226
Valença	0,065	0,211	0,101	0,358	0,165	0,197	0,195	0,024	0,219
V. Conquista	0,238	0,169	0,156	0,355	0,358	0,065	0,268	0,062	0,330

Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

* Os dados da RAIS não apontam trabalhadores nessas faixas etárias para as respectivas microrregiões.

Por fim, a tabela 07 abaixo decompõe a desigualdade de renda por gênero. A desigualdade de renda inter-grupos não é significativa, a desigualdade intra-grupo é mais relevante. Isso não significa que exista um diferencial de renda entre homens e mulheres, apenas se contata que as diferenças dentro de cada grupo é o fator determinante para a

desigualdade total. Para as microrregiões de Valença e Vitória da Conquista a desigualdade entre os gêneros é quase nula. Outro ponto importante é que a desigualdade é maior dentro dos grupos dos homens do que das mulheres.

Tabela 07
Índice de Desigualdade de Theil-L por Gênero - 2000

Microrregiões	Masculino	Feminino	I	E	T
Alagoinhas	0,374	0,211	0,324	0,018	0,342
Barra	0,443	0,227	0,341	0,043	0,384
Barreiras	0,324	0,264	0,305	0,007	0,312
Bom Jesus da Lapa	0,500	0,196	0,342	0,050	0,391
Boquira	0,279	0,124	0,189	0,014	0,203
Brumado	0,349	0,178	0,281	0,024	0,305
Catu	0,480	0,296	0,420	0,017	0,437
Cotegipe	0,451	0,253	0,351	0,024	0,375
Entre Rios	0,440	0,136	0,362	0,031	0,392
Euclides da Cunha	0,292	0,285	0,288	0,003	0,291
Feira de Santana	0,316	0,297	0,308	0,003	0,310
Guanambi	0,322	0,200	0,261	0,004	0,265
Ilheus-Itabuna	0,386	0,265	0,340	0,003	0,343
Irecê	0,399	0,198	0,297	0,027	0,324
Itaberaba	0,318	0,163	0,240	0,004	0,244
Itapetinga	0,270	0,127	0,214	0,007	0,220
Jacobina	0,384	0,208	0,306	0,013	0,319
Jequié	0,300	0,172	0,242	0,007	0,249
Jeremoabo	0,448	0,267	0,347	0,025	0,372
Juazeiro	0,326	0,242	0,301	0,009	0,310
Livramento do Brumado	0,285	0,172	0,226	0,004	0,230
Paulo Afonso	0,566	0,405	0,495	0,023	0,518
Porto Seguro	0,357	0,211	0,311	0,008	0,319
Ribeira do Pombal	0,401	0,172	0,275	0,036	0,311
Salvador	0,438	0,379	0,413	0,002	0,415
Santa Maria da Vitória	0,329	0,200	0,277	0,009	0,286
Santo Antonio de Jesus	0,345	0,216	0,281	0,011	0,292
Seabra	0,300	0,180	0,246	0,016	0,262
Senhor do Bonfim	0,439	0,256	0,369	0,037	0,406
Serrinha	0,256	0,178	0,214	0,013	0,226
Valença	0,245	0,179	0,217	0,002	0,219
Vitória da Conquista	0,334	0,324	0,3299	0,0002	0,330

Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

Resumidamente, pode-se constatar que a desigualdade de renda nas microrregiões baianas tem suas causas influenciadas principalmente por fatores de desequilíbrios internos em cada região. As diferenças de renda entre elas não são significativas para explicar a desigualdade medida pelo índice de Theil-L. Mesmo quando a análise é realizada por variáveis categóricas, a desigualdade continua sendo mais expressiva dentro dos estratos.

5. Conclusões

Os resultados apontam que o estado da Bahia possui índices de desigualdade de renda elevados, mesmo quando calculamos os níveis de iniquidade utilizando como fonte dos dados a renda proveniente do emprego formal captado pela Relação Anual de Informações Sociais

(RAIS), fato que ocorre também com dados oriundos de outras fontes como mostram outros estudos citados anteriormente. Ainda que os dados apresentem limitações devido ao aspecto de captar apenas parte dos trabalhadores, as informações disponíveis possibilitaram realizar os cálculos ao nível microrregional, tornando possíveis comparações entre diferentes microrregiões do estado da Bahia.

A grande concentração do emprego na microrregião de Salvador demonstra um aspecto preocupante do grau de concentração econômica do estado. Torna-se urgente a adoção de políticas públicas para amenizar essa grande disparidade.

A primeira conclusão importante sobre a desigualdade de renda a partir do Índice de Theil-L é que nas 32 microrregiões baianas analisadas, seu principal determinante é desigualdade dentro das próprias microrregiões mais do que entre elas.

O grau de instrução e o setor de atividade mostraram-se os mais significativos para explicar as diferenças de renda entre as microrregiões do que as outras variáveis categóricas analisadas, como faixa etária e gênero. Estimativa de equações de rendimento por meio de regressões se faz necessário para tentar determinar aquelas variáveis que, depois de controlados os efeitos de outras, se correlacionam mais com a desigualdade de renda verificada.

6. Referências

ANTIGO, M.; MACHADO, A. N.; OLIVEIRA, A. M. Evolução do Diferencial de Rendimentos entre o Setor Formal e Informal no Brasil: O Papel das Características não Observadas. In: XXXIV Encontro Nacional de Economia, 2006, 20p. Salvador/BA. (Disponível em CD-ROM).

AZZONI, C. Crescimento Econômico e Convergência das Rendas Regionais: O Caso Brasileiro. In: XXII Encontro Nacional de Economia, 1994, vol. 01, p. 185-205. Florianópolis/SC.

BARRO, R. Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics*, v. 106, p. 407-443, 1991.

BARRO, R., SALA-I-MARTIN, X. Convergence Across States and Regions. *Brooking Papers on Economic Activity*, v. 1, p. 107-182, 1991.

BARRO, R., MANKIW, N., SALA-I-MARTIN, X. Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth. Connecticut, Yale Station New-Haven: Yale University, Economic Growth Center, 1992. 31 p.

BARROS, R. P. de; MEDONÇA, R. P. de. Os Determinantes da Desigualdade no Brasil. Rio de Janeiro: Ipea, 1995, 58p (Texto para Discussão, Nº 377).

BAUMOL, W. Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data Show. *American Economic Review*, v. 76, n. 5, p. 1072-1085, 1996.

BERTOLA, G. Factor Shares and Savings in Endogenous Growth. *American Economic Review*, v. 83, n. 5, p. 1184-1198, 1993.

BLANCHARD, O., QUAH, D. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, v. 79, n. 4, p. 155-173, 1989.

BRASIL, Ministério do Trabalho e Emprego. Relação Anual de Informações Sociais. Dados em CR-ROM. MTE - DATAMEC. Brasília. Base de Dados de 1990 a 2000.

DE NEGRI, et. al. Mercado Formal de Trabalho: Comparação entre os Microdados da RAIS e PNAD. Rio de Janeiro: Ipea, 2001, 25p (Texto para Discussão, Nº 840).

FERREIRA, A.H.B. O Debate Sobre a Convergência das Rendas per Capita. Revista Nova Economia, Belo Horizonte, v. 5, n. 2, p. 139-154, 1996a.

FERREIRA, A.H.B. A Distribuição Interestadual da Renda no Brasil, 1950-85. Revista Brasileira de Economia, Belo Horizonte, v. 5, n. 4, p. 469-485, 1996b.

FERREIRA, A.H.B. Evolução recente das rendas per capita estaduais no Brasil: o que a nova evidência mostra. Revista Econômica do Nordeste, v. 27, n. 3, p. 363-374, 1996c.

FERREIRA, A.H.B., DINIZ, C.C. Convergência entre as Rendas per Capita Estaduais no Brasil. Revista de Economia Política, n. 60, p. 38-56, 1995.

FERREIRA, P.C.G., ELLERY JÚNIOR, R.G. Convergência entre as Rendas per Capita dos Estados Brasileiros. Revista de Econometria, v. 16, n. 1, p. 83-104, 1996.

FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO (FJP); INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Definição e Metodologia de Cálculos dos Indicadores e Índices de Desenvolvimento Humano e Condições de Vida, 1998. Disponível em: <http://www.undp.org.br/HDR/HDR2000/Metodologias%20-%20IDH-M%20e%20ICV.pdf>. Acesso em: 06 jan. 2007.

GUIMARÃES, A. Q. Determinantes da Distribuição de Renda na Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH): Uma Análise a partir da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) para 2001. In: XI Seminário sobre a Economia Mineira, 2004, 24p. CEDEPLAR-UFGM, Diamantina/MG. (Disponível em CD-ROM).

HOFFMANN, R.. *Distribuição de Renda: Medidas de Desigualdade e Pobreza*. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1998c, 275 p.

LANGONI, C. G. *Distribuição da Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

LEME, M. C. da S.; WAJNMAN, S. Tendências de Coorte nos Diferenciais de Rendimento por Sexo. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). *Desigualdade e Pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, p. 251-270.

LUCAS, R.E. On Mechanics of Economic Development. Journal of Monetary Economics, v. 22, p. 3-42, 1988.

_____, R.E. Why Doesn't Capital Flow From Rich to Poor Countries? American Economic Review, v. 80, n. 2, p. 92-96, 1990.

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. A Evolução da Distribuição dos Salários no Brasil: Fatos Estilizados para as Décadas de 80 e 90. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). *Desigualdade e Pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, p. 231-249.

MONTEIRO NETO, A. Desigualdades Setoriais e Crescimento do PIB no Nordeste: Uma Análise do Período 1970/1995. Brasília: IPEA, 1997. 32 p. (Texto para Discussão, 484).

ROMER, P. Human Capital and Growth: Theory and Evidence. Unit Roots, Investment Measures and Other Essays. Carnegie Roches for Conference Series on Public Policy, v. 32, p. 251-286, 1989.

ROMER, P. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, p. 71-102, 1990.

NOGUEIRA, J.; MARINHO, E. Discriminação Salarial por Raça e Gênero no Mercado de Trabalho das Regiões Nordeste e Sudeste. In: XXXIV Encontro Nacional de Economia, 2006, 19p. Salvador/BA.

SILVA JÚNIOR, L. H. Pobreza na População Rural Nordestina: Análise de suas Características Durante os Anos Noventa, Rio de Janeiro, BNDES, 2006.

SIQUEIRA, M. L. Desigualdade de Renda no Nordeste Brasileiro: Uma Análise de Decomposição. In: XI Encontro Regional de Economia – Anpec/Banco do Nordeste, 2006, 17p. Fortaleza/CE. (Disponível em CD-ROM).

SOLOW, R. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, p. 64-94, 1956.

SOUZA, N.J. Desenvolvimento Polarizado e Desequilíbrios Regionais no Brasil. *Análise Econômica*, n. 19, p. 29-59, 1993.

DESIGUALDADE DE RENDA NO EMPREGO FORMAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO PARA A DÉCADA DE 90

*Marcos Fábio Martins de Oliveira**
*Warley Rogério Fulgêncio Soares***

RESUMO

Este artigo tem como objetivo analisar a desigualdade de renda dos trabalhadores do emprego formal das diferentes regiões do Brasil a partir de algumas características individuais como grau de escolaridade, faixa etária e gênero. A base de dados utilizada é a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) fornecida pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) para os anos de 1990 a 2000. Para tanto, utiliza-se o índice de Theil-L que possui a característica desejável de ser decomponível. Os principais resultados apontam que a desigualdade de renda entre os trabalhadores das diversas regiões brasileiras não é significativa quando a remuneração é proveniente do trabalho no setor formal. Entretanto, as diferenças são não desprezíveis para os diversos níveis de escolaridade.

Palavras-chave: desigualdade de Renda; índice de Theil-L; emprego formal

* Professor Titular do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Montes Claros – Unimontes. Doutorando em História Econômica pela Universidade de São Paulo – USP. mfmo@uai.com.br

** Economista da Empresa Brasileira de Correios e Telégrafos – Diretoria Regional da Bahia. Ex-Técnico da Fapesb (Fundação de Amparo a Pesquisa do Estado da Bahia). warleyeconomia@hotmail.com

ABSTRACT

This article has like objective analyze the inequality of income of the workers of the formal job of the different regions of Brazil from some individual characteristics as rank of schooling, age group and kind. Based on facts utilized is the Annual Relation of Social Information (ARSI) supplied by the Ministry of Labor and Job (MLJ) for the years of 1990 to 2000. For so much, utilizes-itself the index of Theil-L that possessed the desirable characteristic of be dismembered. The main results aim that the inequality of yield between the workers of the diverse Brazilian regions is not significant when the remuneration is originating from the work in the formal sector. However, the differences are not contemptible for the diverse levels of schooling.

Key words: inequality of income; index of Theil-L; formal job.

1. Introdução

A desigualdade de renda é um tema recorrente na literatura econômica. Sem embargo, o Brasil figura entre aqueles países que possui os piores índices de desigualdade de renda do mundo. Desde o clássico trabalho de Langoni (1973), diversos estudiosos têm tentado verificar as causas da desigualdade de renda no país.

Estudos recentes têm apontado que além da educação, já observada por Langoni, outros fatores têm um peso significativo na desigualdade de renda persistente e aguda ainda hoje verificada. O fator gênero aparece com frequência como um dos determinantes, assim como a raça, ou a região geográfica na qual o empregado está inserido.

A grande maioria dos estudos utiliza como fonte de dados nas análises realizadas os dados oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), os Censos Demográficos ou as Pesquisas de Emprego e Desemprego (PED) realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), entretanto, poucos tratam da desigualdade de renda com os dados a partir da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) disponibilizadas pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). É mais comum a utilização destes dados na análise da dinâmica do estoque de emprego, mas não sobre as informações de renda dele derivadas.

O principal objetivo deste trabalho é analisar a desigualdade de renda a partir do emprego formal pelas informações disponíveis na RAIS para a década de 90, período de grandes inflexões na economia brasileira, obviamente que os resultados encontrados restringem-se a parte do mercado de trabalho formal, que é captado por esta fonte.

Para tanto, utiliza-se o índice de desigualdade Theil-L que possui a propriedade de ser totalmente decomponível, isto permite separar as desigualdade entre os grupos e dentro dos próprios grupos. Os resultados obtidos a partir dos dados da RAIS são divergentes dos resultados usuais encontrados em outros trabalhos.

2. Estudos Empíricos sobre a Desigualdade de Renda no Brasil: Uma Breve Discussão

Desde o clássico trabalho de Langoni (1973), o estudo da desigualdade de renda no Brasil tem encontrado ressonância na agenda de pesquisa econômica. Sem embargo, o país figura entre os mais desiguais países em termos de distribuição de renda no mundo. Este autor chegou ao resultado principal que a desigualdade de renda é gerada dentro do mercado de trabalho, sendo o fator determinante a grande heterogeneidade nos níveis educacionais dos trabalhadores brasileiros.

No trabalho de Barros e Mendonça (1995) é demonstrado como a desigualdade de renda no Brasil é latente. Segundo estes autores, os indivíduos que compõem o estrato dos 10% mais ricos da população chegam a receber cerca de 30 vezes mais que os indivíduos pertencentes aos 40% mais pobres, enquanto que para o mundo a média é de cerca de 10 vezes e na Argentina, por exemplo, a diferença entre esses dois estratos é exatamente de 10. Ou seja, mesmo comparando o Brasil a países que possuem níveis de renda *per capita* similar ou mesmo abaixo da brasileira estamos em posição bastante desfavorável em termos de distribuição de renda. Um dos principais resultados encontrados pelos autores está no poder explicativo do nível de escolaridade no diferencial de renda dos trabalhadores brasileiros.

Antigo, Machado e Oliveira (2006), utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) e a partir do modelo econométrico de regressão quantílica, comparam o diferencial de rendimentos entre o setor formal e informal do mercado de trabalho no Brasil. Constataram que as variáveis educação, idade e experiência são fatores determinantes para explicar o diferencial de rendimentos dos trabalhadores desses dois setores.

Analizando o diferencial de rendimentos por raça e gênero no mercado de trabalho em regiões geográficas selecionadas, Nogueira e Marinho (2006) evidenciam discriminação no mercado de trabalho no país quando os indivíduos igualmente produtivos e do mesmo setor de atividade recebem remunerações distintas devido ao grupo, classe ou categoria nas quais estão inseridas. Os principais resultados são que existe discriminação contra mulheres e negros no mercado de trabalho nas regiões Sudeste e Nordeste do país, principalmente para o sexo feminino.

Para a região metropolitana de Belo Horizonte, Guimarães (2004) conclui a alta correlação entre o aumento do grau de instrução e a renda auferida entre os trabalhadores, além de ser a principal variável explicativa para a desigualdade total de renda entre os ocupados. Além disso, os trabalhadores do setor público atingem rendas mais elevadas e os trabalhadores domésticos as menores rendas. A partir da análise de regressão, a variável gênero apontou um valor significativo na diferença de renda e o grau de instrução um poder explicativo acentuado no diferencial de rendimento médio auferido.

Utilizando análise de *coorte* para investigar os diferenciais de rendimento por sexo no Brasil, Leme e Wajnman (2000) evidenciam a discriminação contra as mulheres no diferencial salarial, principalmente para as trabalhadoras não pertencentes à região Sudeste e nos setores não pertencentes à atividade agrícola.

A partir de dados da PNAD, Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti (2000) analisam os diferenciais de salários no Brasil para as décadas de 1980 e 90. A principal conclusão dos autores é que a educação é ainda o principal componente na desigualdade de renda dos trabalhadores brasileiros permanecendo constante para as duas décadas em análise.

Outros trabalhos apontam para a questão, ainda pouco conclusiva, sobre a convergência entre as rendas *per capita* no Brasil, dentre os quais, Azzoni (1994), Ferreira (1996 a, 1996 b, 1996 c), Ferreira e Diniz (1995), Ferreira e Elery jr. (1996), Monteiro Neto (1997), Souza (1993), os quais apontam para uma relativa convergência para algumas regiões brasileiras, com maior ou menor intensidade, mas que há aquelas menos dinâmicas, as quais, a permanecer as condições atuais demorarão um tempo muito grande para que consigam atingir padrões mínimos de renda *per capita*.

Há uma abrangente literatura internacional que também trata também deste assunto, os quais apresentam indícios muito fortes de que há na verdade clubes de convergência, e que, relacionando-se produtividade, educação, tecnologia, dentre outros fatores, há, portanto, padrões e velocidades diferenciadas de convergência. Dentre alguns desses trabalhos, citam-se os de Barro (1991), Barro e Sala-i-Martin (1991), Barro *et. al.* (1992), Baumol (1996), Bertola (1993), Blanchard e Quah (1989), Lucas (1988, 1990), Romer (1989, 1990) e Solow (1956).

De uma forma geral, pode-se constatar a partir dos estudos empíricos citados acima (vale ressaltar que predominam nos estudos as bases de dados PNAD e/ou PED), que um dos principais componentes da desigualdade de rendimentos no trabalho para a economia brasileira é o grau de instrução da mão-de-obra empregada. Apesar de diferentes bases de dados utilizadas e modelos econométricos para estimação de equações de renda, há uma certa convergência nos resultados encontrados. Ressalta-se ainda, a importância na discriminação racial e por gênero no diferencial de rendimentos dos trabalhadores brasileiros.

3. Fonte de Dados e o Índice de Desigualdade Theil – L

3.1 Fonte de Dados

A fonte de dados utilizada para este estudo é a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), apesar das limitações impostas por esta

base de dados, pois a mesma capta apenas a dinâmica do emprego formal, é bastante satisfatória os níveis de desagregação, abrangência e periodicidade disponível¹. As variáveis escolhidas foram as seguintes:

- a) Estoque de Emprego: entenda-se número de trabalhadores registrados como empregados pelas empresas no dia 31 de dezembro de cada ano;
- b) Massa Salarial: total da renda média anual recebida, em salários-mínimos, pelos trabalhadores que compunham o estoque de emprego;
- c) Setores de Atividade: indústria extrativa mineral, indústria de transformação, serviços industriais, construção civil, comércio, serviços, administração pública e outros/ignorados;
- d) Gênero: masculino e feminino²;
- e) Faixas de remuneração: de 0,01 a 0,50; de 0,51 a 1; de 1,01 a 2; 2,01 a 3; 3,01 a 4; 4,01 a 5; 5,01 a 7; 7,01 a 10; 10,01 a 15; 15,01 a 20; mais de 20 salários-mínimos;
- f) Grau de Instrução: analfabeto, 4ª série incompleta, 4ª série completa, 8ª série incompleta, 8ª série completa, 2º grau incompleto, 2º grau completo, superior incompleto e superior completo;
- g) Faixa Etária: 10 a 14 anos; de 15 até 17 anos; de 25 até 29 anos, de 30 até 39 anos, de 40 até 49 anos, 50 a 64 anos e mais de 65 anos;
- h) Tamanho do Estabelecimento: até 10 empregados, micro-empresa, 11 até 50 pequena empresa, 51 até 100 média empresa, acima de 100 empregados, grande empresa.

3.2 O Índice de Desigualdade de Theil-L

O índice de desigualdade de Theil-L possui, segundo a Fundação João Pinheiro (1998, p.2) as seguintes propriedades desejáveis:

- a) ser insensível a mudanças de escala ou transferência proporcionais: se por exemplo todas as rendas forem duplicadas, o indicador não deve alterar, ou seja, ele deve ser independente;
- b) ser insensível a mudanças no tamanho da população, isto é, permanecer inalterado se o número de pessoas em cada nível de renda se alterar pela mesma proporção;
- c) satisfazer a condição de Dalton-Pigou, qual seja, ao se transferir renda de um rico para um pobre (considerando a regra do anonimato) o indicador deverá acusar queda na desigualdade, e vice-versa;
- d) apresentar sensibilidade maior a transferências entre pessoas na parte inferior da distribuição (mais pobres) do que entre aquelas situadas na parte superior, propriedade de ser *'transfer sensitive'* de Shorrocks-Foster;
- e) ser aditivamente decomponível, de forma que o indicador possa ser expresso como a soma de dois (ou mais) termos: desigualdade entre grupos/regiões e desigualdade dentro dos grupos/regiões.

Todas estas especificidades estão presentes no Theil-L, sendo o único índice de desigualdade de renda estritamente decomponível.

¹Para uma comparação entre os dados da RAIS e PNAD ver De Negri et. al. (2001), onde é demonstrado a qualidade dos dados da RAIS, apesar de algumas restrições.

² Os dados disponíveis na RAIS não contemplam informações sobre raça, variável encontrada tanto na PNAD como no Censos Demográficos.

Seja x_i a renda da i -ésima pessoa em uma população com n pessoas. Vamos admitir que as rendas estão ordenadas de maneira que:

$$x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_h \leq \dots \leq x_n$$

O Theil-L em função das rendas individuais como medida de desigualdade, segue a seguinte fórmula de cálculo (Hoffmann, 1998, p. 107)

$$L = -\frac{1}{n} \sum \ln \frac{x_i}{\mu} = \ln \mu - \frac{1}{n} \sum \ln x_i \quad (1)$$

onde μ é a renda média.

Para a decomposição do índice de desigualdade de Theil-L quando as rendas podem ser agrupadas segundo algum critério (por exemplo, como nível de escolaridade), as mesmas podem ser decompostas em uma medida de desigualdade **dentro dos grupos** (intra-nível de instrução) ou **entre os grupos** (inter-nível de instrução).

Para os cálculos de decomposição, utilizam-se as seguintes fórmulas (HOFFMANN, 1998, p. 112-113)

$$L_e = \sum_{h=1}^k \pi_h \ln \frac{\pi_h}{Y_h} \quad (2)$$

$$L_h = \frac{1}{n_h} \sum_{h=1}^{n_h} \ln \frac{Y_h}{n_h y_{hi}} \quad e \quad (3)$$

$$L = L_e + \sum_{h=1}^k \pi_h L_h \quad (4)$$

Onde y_{hi} é a fração da renda total apropriada pelo i -ésimo elemento do h -ésimo grupo; Y_h é a fração da renda total da população apropriada pelo h -ésimo grupo; μ é a renda média da população e π_h é a fração da população. As fórmulas (2), (3) e (4) mensuram respectivamente, as medidas de desigualdades dentro do grupo, entre os grupos e a desigualdade total de Theil-L (somatório das duas primeiras medidas).

Entretanto, devido as características do banco de dados utilizado, é necessário empregar uma fórmula modificada de Theil-L para o cálculo do L_h , devido ao fato de que na RAIS as informações sobre renda está disponível apenas para as médias e a fórmula original L_h requer renda individuais. Para tanto, conforme Hoffman (1998, p. 129), os cálculos podem ser realizados de acordo com a seguinte fórmula:

$$L_h = \ln \mu_h - \frac{\varepsilon_h}{\theta_h} \left[1 - \frac{3\varepsilon_{h-1}(2\lambda_h - 1)}{\theta_h} \right] \ln \varepsilon_h + \frac{\varepsilon_{h-1}}{\theta_h} \left[1 - \frac{3\varepsilon_h(2\lambda_h - 1)}{\theta_h} \right] \ln \varepsilon_{h-1} + 1 - \frac{3(2\lambda_h - 1)}{\theta_h} \left(\varepsilon_{h-1} + \frac{\theta_h}{2} \right). \quad (5)$$

Onde, ε_{h-1} é o limite inferior do estrato, ε_h é o limite superior, μ_h é a renda média, $\theta_h = \varepsilon_h - \varepsilon_{h-1}$ e $\lambda_h = \frac{\mu_h - \varepsilon_{h-1}}{\theta_h}$. Assim, é possível realizar o cálculo de desigualdade de renda em cada estrato, as demais fórmulas não necessitam de nenhuma modificação, pois seus cálculos podem ser feitos com as respectivas participações de cada estrato na renda média e na população.

4. Dados Estilizados do Emprego Formal no Brasil 1990-2000

O período compreendido entre os anos de 1990-2000 foi sem dúvidas de grandes inflexões na economia brasileira. Constatase nesta década uma mudança nas práticas de políticas macroeconômicas

Em meados daquela década, é implantado o mais bem sucedido plano de estabilização de preços já elaborado desde os fracassados planos da década anterior. O Plano Real, apesar das inúmeras contestações, foi sem dúvidas um plano bem sucedido no que se refere ao controle do processo inflacionário em que passava o país há décadas.

Os anos iniciais do Plano Real foram marcados pelo processo de sobrevalorização cambial, juros altos e aprofundamento da abertura comercial os quais expôs ainda mais as empresas brasileiras à competição internacional. Consequentemente, em alguns setores de atividade, a indústria principalmente, o número de empresas e empregos ceifados foram significativos, ainda que ganhos de competitividade de alguns setores fossem expressivos³.

A Tabela 01 abaixo contém as taxas de crescimento do emprego formal por região geográfica, gênero e setores de atividade para períodos selecionados. No período compreendido entre os anos de 1990-1995 verifica-se uma significativa taxa de crescimento do emprego formal na região Centro-Oeste do país, 17,62% com destaque para o crescimento do emprego feminino de 18,33%; muito acima da média nacional que foi de 2,40% e 8,27% respectivamente. A região Norte apresenta taxas de crescimento também significativas. O Nordeste apesar de apresentar um crescimento total superior à média nacional, aproximadamente 5%, está longe do desempenho obtido pelas regiões citadas anteriormente. O estoque de emprego total no Sudeste cresceu 1,55% abaixo da média nacional.

Chama atenção à queda significativa do emprego na indústria de transformação como um todo, -10,37%; com destaque para o decréscimo na região Sudeste de -15,21%; Fica evidente que a abertura da economia e a sobrevalorização cambial tiveram impactos significativos sobre este setor de atividade.

A agropecuária é um setor que se destaca em relação as suas taxas de crescimento totais em todas as regiões, entretanto, esses resultados devem ser analisados com cuidado, pois essas taxas de crescimento podem ter sido infladas devido a melhor cobertura da RAIS no setor. Ademais, a baixa taxa de crescimento de emprego formal total para o período merece ser destacada.

Para o período pós Plano Real até o ano 2000, tem-se um aumento significativo do emprego formal quando comparado ao anterior, entretanto, em termos de crescimento anual, cerca de 2%, a geração de emprego formal está longe de ser satisfatória. O emprego na indústria de transformação decresce, impactado pela crescente entrada de produtos estrangeiros na economia. Já os setores de comércio e serviços crescem a taxas expressivas, ao redor de 27% e 19% respectivamente, sendo estes setores os maiores empregadores, contribuem sobremaneira para o desempenho das taxas de crescimento do emprego no período, acompanhados pelo surpreendente aumento do emprego no setor da administração pública cerca de 8%.

Analizando as taxas de crescimento do emprego formal para toda década, observa-se um aumento de apenas 1,3% no emprego total ao ano. Nitidamente, um desempenho abaixo das necessidades da oferta de mão-de-obra na economia brasileira. É importante ressaltar o aumento significativo do trabalho feminino neste período, quase quatro vezes superior ao crescimento da mão-de-obra masculina. O crescimento do emprego nos setores do comércio e

³Existe uma rica literatura sobre todo esse processo, entre os quais podemos citar: Giambiagi e Moreira (1999); Giambiagi et. al. (2005); Diniz e Crocco (1996); Sabóia (2001) e Pacheco (1999), entre outros. Entretanto, dado a natureza e os objetivos deste trabalho essa discussão não será feita, restringindo-se apenas a uma breve análise de alguns fatos estilizados sobre o emprego formal neste período.

serviços foi significativo, cerca de 43% e 34% respectivamente. O emprego na região Nordeste cresce acima das regiões Sul e Sudeste do país, mas fica longe das taxas de crescimento observadas nas regiões Norte e Centro-Oeste. O crescimento da mão-de-obra na administração pública é bastante significativo, aproximadamente 23% para os anos 90.

Tabela 01
Taxas de Crescimento do Emprego Formal Total por Setor de Atividade, Gênero e Regiões Geográficas em Períodos Selecionados

1990-1995										
Região	Gênero	EXTR. MIN.	IND. TRANSF.	SERV. IND.	CONST. CIVIL	COMER-CIO	SERVI-COS	ADM. PUB.	AGROPE-CUARIA	TOTAL
Norte	Masculino	-38,81	-0,81	5,06	4,69	9,09	10,75	26,38	70,00	6,74
	Feminino	-31,99	-29,34	199,45	10,95	13,15	67,60	12,00	139,75	13,02
	Total	-38,30	-10,42	32,98	5,22	10,46	28,87	18,19	78,30	9,24
Nordeste	Masculino	20,80	-12,28	10,80	-10,48	9,47	8,04	2,72	205,33	1,64
	Feminino	1,61	-11,24	23,48	-12,79	16,89	40,34	3,17	199,31	10,04
	Total	18,93	-12,04	12,76	-10,64	11,95	19,52	3,00	204,43	4,99
Sudeste	Masculino	-20,62	-14,82	23,78	17,82	9,79	3,18	13,56	177,93	-1,55
	Feminino	-23,86	-16,29	25,33	4,27	17,85	26,14	21,54	107,28	7,60
	Total	-20,86	-15,21	24,00	16,75	12,51	11,36	17,87	166,00	1,55
Sul	Masculino	-25,12	2,90	8,19	23,93	8,45	-4,91	8,99	169,96	2,32
	Feminino	-12,60	-0,65	19,09	18,22	10,76	19,08	21,58	101,60	8,47
	Total	-24,63	1,80	9,79	23,55	9,29	4,16	15,83	158,13	4,58
C. Oeste	Masculino	-3,19	37,39	-11,22	21,04	17,39	8,15	25,62	194,45	17,24
	Feminino	-1,79	33,88	-22,44	9,80	21,75	30,62	22,67	160,60	18,33
	Total	-3,08	36,57	-13,21	19,94	18,74	16,58	24,40	190,59	17,62
Brasil	Masculino	-16,55	-9,82	14,89	13,07	9,95	3,08	12,82	179,24	-0,80
	Feminino	-17,82	-11,86	28,67	3,64	16,32	28,20	15,59	122,68	8,27
	Total	-16,64	-10,37	16,95	12,34	12,12	12,12	14,34	170,13	2,40
1995-2000										
Região	Gênero	EXTR. MIN.	IND. TRANSF.	SERV. IND.	CONST. CIVIL	COMER-CIO	SERVI-COS	ADM. PUB.	AGROPE-CUARIA	TOTAL
Norte	Masculino	-25,39	26,90	-15,53	52,84	58,14	20,29	15,68	32,00	23,21
	Feminino	-23,72	-0,60	-17,40	22,51	64,32	1,17	23,91	-19,00	16,01
	Total	-25,25	19,59	-16,13	50,11	60,28	12,36	20,12	23,83	20,24
Nordeste	Masculino	-2,24	4,47	-20,17	28,66	32,54	14,20	12,87	6,21	12,05
	Feminino	1,06	29,14	-18,30	25,02	40,42	5,05	20,54	-30,91	15,55
	Total	-1,97	10,21	-19,85	28,41	35,29	10,38	17,61	0,76	13,51
Sudeste	Masculino	2,05	-10,67	-24,78	-10,02	18,31	15,13	-2,14	2,61	2,32
	Feminino	26,13	-5,97	-21,03	-0,13	28,93	28,03	-0,13	2,23	12,45
	Total	3,77	-9,43	-24,23	-9,33	22,06	20,33	-1,02	2,56	5,96
Sul	Masculino	0,34	10,07	-22,33	4,36	19,70	15,82	1,15	2,27	9,58
	Feminino	109,92	15,34	-25,60	25,45	31,32	25,46	9,32	2,52	18,03
	Total	5,36	11,66	-22,85	5,70	23,97	19,99	5,81	2,31	12,80
C. Oeste	Masculino	-11,08	40,24	-34,05	6,20	48,61	28,05	16,24	52,20	25,76
	Feminino	16,97	60,49	-34,54	2,64	58,76	45,66	18,47	40,91	33,56
	Total	-8,79	44,87	-34,12	5,88	51,82	35,46	17,15	51,04	28,47
Brasil	Masculino	-1,32	-2,00	-23,57	1,05	23,78	16,07	5,30	7,72	7,40
	Feminino	23,69	4,55	-21,49	8,15	33,70	24,43	9,76	-2,00	15,46
	Total	0,47	-0,25	-23,23	1,56	27,28	19,51	7,78	6,43	10,41

1990 - 2000										continua
Região	Gênero	EXTR. MIN	IND. TRANSF.	SERV. IND.	CONST. CIVIL	COMER- CIO	SERVI- COS	ADM. PUB.	AGROPE- CUARIA	TOTAL
Norte	Masculino	-54,35	25,87	-11,25	60,01	72,51	33,22	46,19	124,39	31,51
	Feminino	-48,12	-29,77	147,34	35,92	85,94	69,56	38,78	94,19	31,12
	Total	-53,89	7,13	11,52	57,95	77,04	44,80	41,97	120,79	31,36
Nordeste	Masculino	18,09	-8,36	-11,55	15,18	45,10	23,39	15,95	224,28	13,88
	Feminino	2,68	14,63	0,89	9,03	64,13	47,43	24,36	106,79	27,16
	Total	16,59	-3,06	-9,63	14,74	51,45	31,93	21,13	206,74	19,18
Sudeste	Masculino	-18,99	-23,90	-6,89	6,01	29,89	18,79	11,13	185,17	0,74
	Feminino	-3,97	-21,29	-1,04	4,13	51,95	61,49	21,39	111,89	20,99
	Total	-17,88	-23,21	-6,04	5,86	37,34	34,00	16,66	172,80	7,60
Sul	Masculino	-24,87	13,26	-15,96	29,33	29,81	10,14	10,24	176,10	12,12
	Feminino	83,47	14,59	-11,40	48,31	45,45	49,39	32,91	106,68	28,03
	Total	-20,58	13,67	-15,29	30,60	35,48	24,97	22,56	164,08	17,96
C. Oeste	Masculino	-13,92	92,67	-41,45	28,55	74,46	38,50	46,02	348,14	47,44
	Feminino	14,87	114,86	-49,23	12,70	93,28	90,25	45,32	267,23	58,05
	Total	-11,60	97,84	-42,83	26,99	80,27	57,92	45,74	338,91	51,11
Brasil	Masculino	-17,65	-11,62	-12,19	14,26	36,10	19,64	18,81	200,81	6,54
	Feminino	1,66	-7,85	1,02	12,09	55,52	59,52	26,87	118,23	25,00
	Total	-16,25	-10,60	-10,22	14,09	42,71	33,99	23,23	187,50	13,06

Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

A distribuição do emprego por tamanho do estabelecimento evidencia resultados que merecem ser destacados. Ao contrário do que é amplamente divulgado, as micro e pequenas empresas não são as maiores empregadoras, pelo menos para as participantes do mercado formal. Como mostra a Tabela 02, quase 54% do emprego formal total no país para o ano de 2000 concentrava-se nas médias e grandes empresas e apenas 17,7% nas micro-empresas. As exceções são para os setores do comércio e serviços em que as micro e pequenas empresas são as maiores empregadoras.

Em relação as grandes regiões, observa-se também o predomínio das grandes empresas como maiores empregadoras principalmente nas regiões Nordeste e Centro-Oeste com 40 e 42% respectivamente. A exceção é a região Sul na qual predominam o conjunto das micro e pequenas empresas.

Tabela 02
Distribuição do Emprego Formal por Tamanho do Estabelecimento

2000										
REGIÃO	T. do Estab.	EX. MIN.	IND. TRANSF.	SERV. IND.	CONS. CIVIL	COMER- CIO	SERV.	ADM. PUB.	AGRO- CUARIA	TOTAL
Norte	Micro	6,30	8,78	5,43	9,96	37,71	15,81	0,24	46,03	12,42
	Pequena	25,46	38,91	11,12	40,14	46,73	36,33	3,23	36,58	25,33
	Média	8,03	34,13	17,51	26,25	13,11	29,08	18,96	11,57	22,67
	Grande	60,22	18,18	65,94	23,65	2,45	18,78	77,57	5,82	39,58
Nordeste	Micro	6,99	10,41	4,31	10,67	43,70	18,40	0,26	22,57	14,19
	Pequena	49,19	29,62	16,46	42,83	42,65	36,18	2,03	32,62	24,29
	Média	29,74	24,28	20,54	33,72	10,09	24,74	20,27	21,08	21,27
	Grande	14,08	35,70	58,68	12,78	3,55	20,68	77,44	23,73	40,25
Sudeste	Micro	12,13	10,18	3,23	14,73	41,90	17,87	0,29	41,14	18,07
	Pequena	44,94	35,64	18,20	39,38	43,18	32,21	1,76	32,67	29,78
	Média	22,64	30,78	25,24	27,25	12,46	21,55	13,43	12,60	20,35
	Grande	20,29	23,41	53,33	18,64	2,46	28,37	84,52	13,59	31,81
Sul	Micro	24,52	11,78	4,55	22,21	47,11	24,41	0,47	49,23	21,21
	Pequena	48,87	35,38	23,94	45,54	41,93	35,28	3,50	29,71	30,71
	Média	14,58	29,74	23,38	21,58	9,95	20,28	20,05	9,67	20,66
	Grande	12,03	23,11	48,12	10,67	1,01	20,03	75,98	11,39	27,43
C. Oeste	Micro	12,62	15,10	7,50	11,99	43,27	17,43	0,17	56,18	17,24
	Pequena	47,62	43,16	14,41	38,93	45,01	29,71	1,99	27,45	24,03
	Média	29,35	26,57	13,32	22,58	10,78	18,42	13,11	10,95	15,96
	Grande	10,41	15,17	64,78	26,51	0,94	34,43	84,73	5,42	42,77
Brasil	Micro	12,64	10,77	4,02	14,69	43,07	18,86	0,29	41,47	17,67
	Pequena	45,58	35,26	18,10	41,00	43,15	33,17	2,21	31,62	28,38
	Média	22,61	29,66	22,88	27,20	11,55	21,79	16,51	13,22	20,30
	Grande	19,17	24,31	55,00	17,11	2,24	26,18	80,99	13,69	33,64

Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

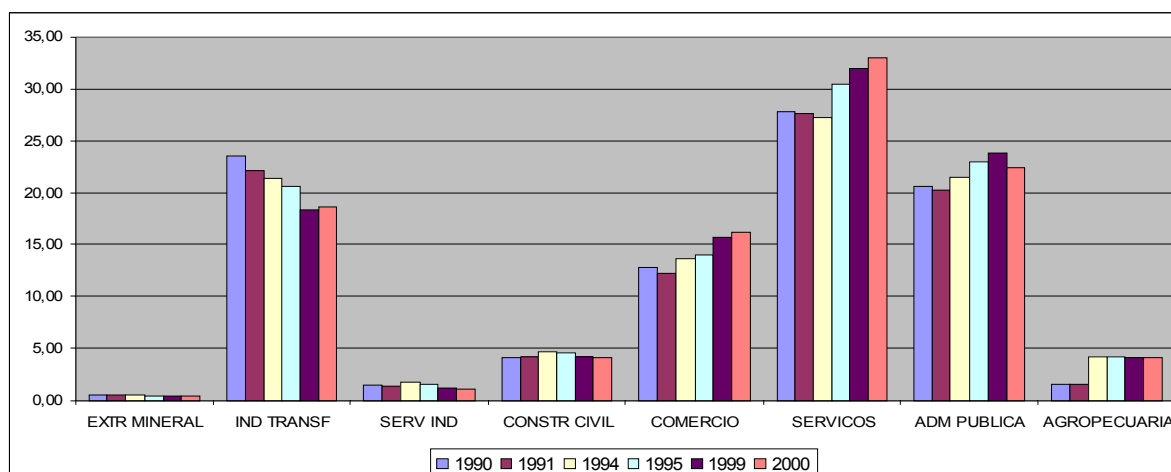
A análise da participação no emprego formal por setor de atividade mostra uma modificação na estrutura da distribuição do emprego no país. Como mostra os Gráficos 01, 02 e 03 abaixo a participação da indústria de transformação no emprego formal diminuiu sistematicamente na década dos 90. No início da década, este setor representava cerca de 23% do emprego total no país, baixando para aproximadamente 18% no ano de 1999, momento que se verifica uma inflexão nesta tendência. As regiões Nordeste e Sudeste apresentam desempenhos semelhantes, com destaque para a primeira região na qual o emprego industrial que era de aproximadamente 27% em 1990, representava apenas 19% em 2000.

Nota-se um crescimento significativo da participação do setor de serviços no estoque total de emprego, tanto para o país como principalmente na região Sudeste, onde este setor empregava cerca de 30% das pessoas ocupadas em 1990 enquanto que em 2000 esta participação subiu para aproximadamente 37%. Isso demonstra que existe uma transformação no mercado formal de emprego, não obstante todas as dificuldades enfrentadas pela indústria nos anos 90, o fato é que o setor de serviços está cada vez mais absorvendo esta mão-de-obra.

Merece ser destacado a grande participação do emprego da administração pública no emprego formal. Não obstante, mais de 20% dos empregados no país era deste setor de atividade. No Nordeste esta participação era de 35% no ano de 2000. Verifica-se ainda uma crescente participação deste setor de atividade na economia brasileira quando se trata do total de emprego formal.

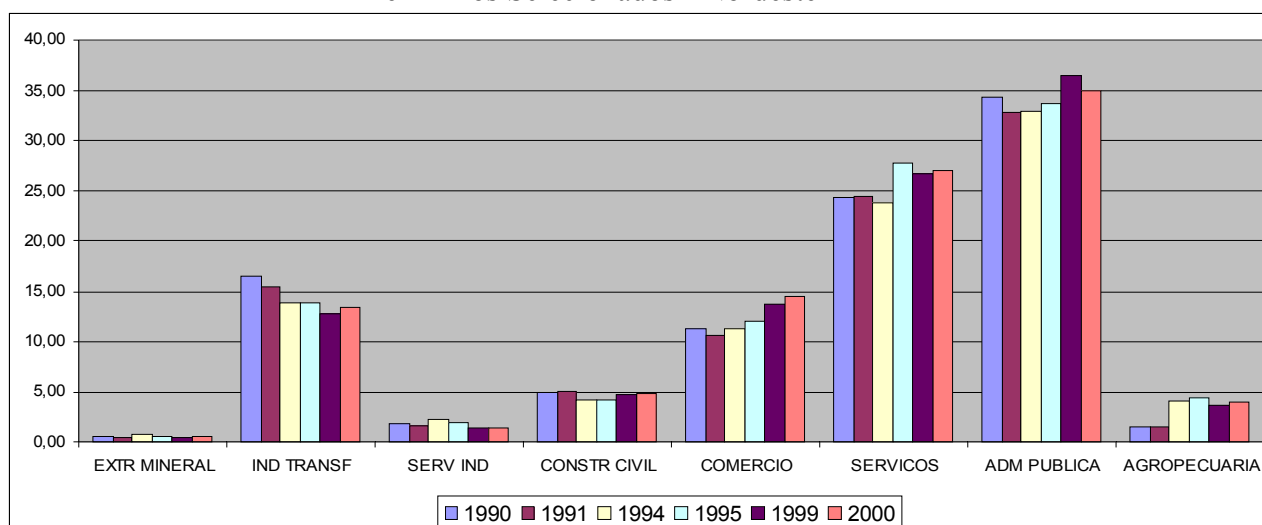
Gráfico 01

Participação Percentual por Setor de Atividade no Emprego Formal em Anos Seleccionados - Brasil



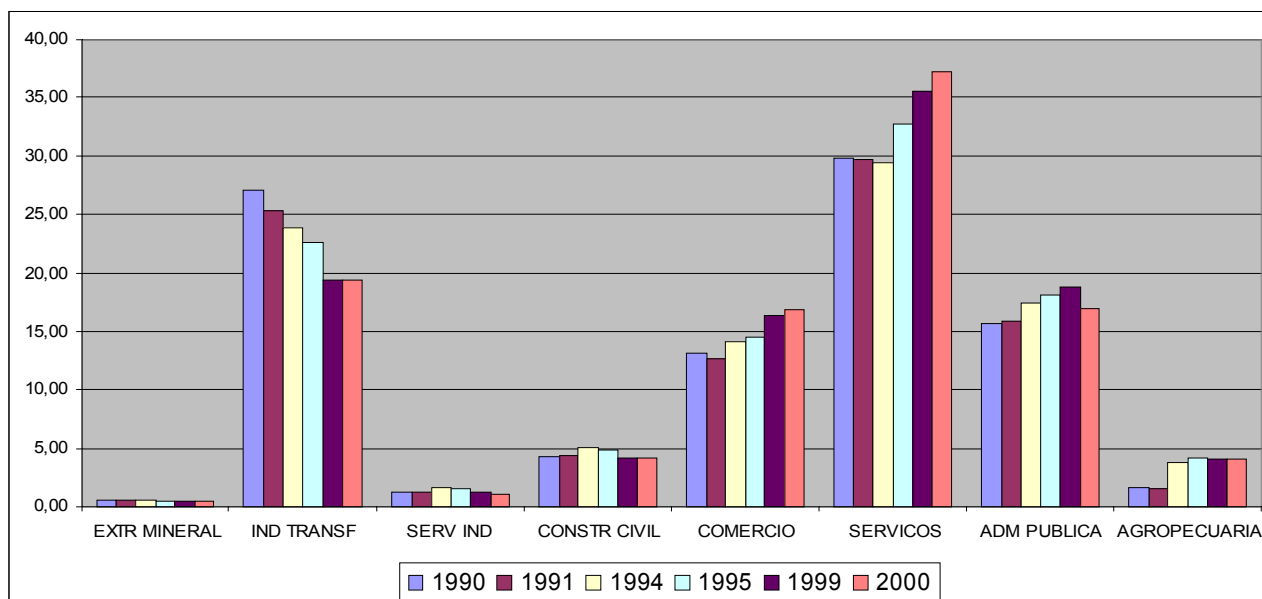
Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

Gráfico 02 Participação Percentual por Setor de Atividade no Emprego Formal em Anos Seleccionados - Nordeste



Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

Gráfico 03
Participação Percentual por Setor de Atividade no Emprego Formal
em Anos Seleccionados - Sudeste



Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

5. Análise da Desigualdade de Renda

A desigualdade de renda mensurada através do índice Theil-L possibilita a análise da desigualdade de modo que os fatores determinantes da mesma possam ser decompostos, isso torna este índice bastante satisfatório quando queremos separar os efeitos intra-grupo e inter-grupo na desigualdade total.

A Tabela 03 abaixo está os dados da renda média e o número de trabalhadores, por região geográfica em anos seleccionados. Constata-se que o emprego formal cresceu entre os anos de 1990 e 2000 em todas as regiões geográficas. Entretanto, a renda média (medida em salários mínimos⁴) diminui no período. Destaca-se o fato de que a região Nordeste apresentava a menor renda média no início da década dos 90 entre as regiões brasileiras e permaneceu nesta posição ao final da mesma.

Tabela 03
Número de trabalhadores e Renda Média por Região Geográfica em Anos Seleccionados

	1990		1995		2000	
Regiões	N. de Trab.	Renda Média	N. de Trab.	Renda Média	N. de Trab.	Renda Média
Norte	833.134	5,23	910.152	5,31	1.094.365	4,42
Nordeste	3.670.857	4,17	3.854.070	3,98	4.374.850	3,55
Sudeste	13.051.095	5,84	13.253.259	6,13	14.042.822	5,49
Sul	3.920.915	4,96	4.100.397	5,11	4.625.153	4,44
C.Oeste	1.384.040	7,24	1.627.908	6,51	2.091.439	5,56
Brasil	22.860.041	5,44	23.755.736	5,60	26.228.629	4,94

Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

⁴ Pode haver algum viés quando se compara a renda transformada em Salários Mínimos, entretanto é desta forma que são disponibilizados os dados sobre renda na RAIS.

A análise da desigualdade de renda a partir do Índice Theil-L mostra alguns resultados surpreendentes. Na Tabela 04 abaixo, constata-se que a desigualdade de renda média entre as cinco regiões analisadas não é significativa. A desigualdade inter-grupos é relativamente baixa quando comparada a desigualdade interna de cada região, ou seja, o principal determinante da desigualdade total são as diferenças internas nas respectivas regiões e não a desigualdade entre as mesmas. Mais de 90% da desigualdade total refere-se à desigualdade interna, percentual constatado em todas as regiões. Siqueira e Siqueira (2006) chegam a resultados similares para os estados da região Nordeste, utilizando outra fonte de dados, os autores verificam a desigualdade interna de cada estado e maior que a desigualdade entre eles.

Outro resultado importante é que a desigualdade total aumentou no período analisado. Encontra-se na região Sul o menor índice de desigualdade total e no Centro-Oeste, acompanhado de perto pelo Nordeste, os maiores índices, isso para todos os anos em análise.

Tabela 04
Índice de Desigualdade de Theil-L para Regiões

	1990	1995	2000
Regiões	Índice de Theil-L	Índice de Theil-L	Índice de Theil-L
Norte	0,661	0,661	0,672
Nordeste	0,661	0,668	0,672
Sudeste	0,660	0,674	0,679
Sul	0,658	0,668	0,671
Centro-Oeste	0,669	0,670	0,681
Desigualdade dentro dos grupos	0,660	0,671	0,676
Desigualdade entre os grupos	0,002	0,012	0,013
Desigualdade Total	0,662	0,683	0,689

Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

No intuito de tentar investigar qual seria o principal determinante para a desigualdade interna de cada região, já que os resultados da desigualdade entre as mesmas não se mostraram significativa para explicar a desigualdade total, procedemos à análise a partir de algumas variáveis categóricas. Na Tabela 05 abaixo está a decomposição da desigualdade por grau de escolaridade. Constata-se que comparado às demais variáveis investigadas adiante, a diferença de renda por grau de instrução é o principal determinante da desigualdade total quando comparado a outras variáveis categóricas como gênero ou faixa etária. Ressalta-se o fato de que a desigualdade de renda dentro dos estratos é mais elevada que entre os estratos. Ou seja, mesmo para indivíduos com o mesmo grau de instrução, a desigualdade de renda é ainda bastante elevada. Isto não significa que não existe diferenças de renda entre os diversos níveis de escolaridade, os dados mostram que a renda é maior para aqueles trabalhadores que possuem níveis de instrução mais elevados. Entretanto, dentro de cada um dos estratos, as diferenças de renda são maiores que entre os estratos.

A desigualdade total para todas as regiões geográficas para grau de instrução permanece elevada comparando o início e o final da década dos 90. A região Sul do país apresenta menor nível de desigualdade quanto ao grau de escolaridade, novamente as regiões Nordeste e Centro-Oeste apresentam os maiores níveis de desigualdade total.

Tabela 05

Índice de Desigualdade de renda por Grau de Instrução para as Regiões – 1990 e 2000

1990	R. Norte	R. Nordeste	R. Sudeste	R. Sul	R. C-Oeste
Grau de Escolaridade	Índice L-Theil				
Analfabeto	0,661	0,651	0,653	0,658	0,675
4ª Série Incompleta	0,604	0,643	0,631	0,629	0,617
4ª Série Completa	0,598	0,652	0,606	0,617	0,615
8ª Série Incompleta	0,622	0,623	0,606	0,616	0,655
8ª Série Completa	0,622	0,663	0,626	0,622	0,632
2º Grau Incompleto	0,634	0,641	0,624	0,623	0,640
2º Grau Completo	0,639	0,644	0,638	0,638	0,634
Superior Incompleto	0,656	0,655	0,651	0,653	0,670
Superior Completo	0,695	0,673	0,687	0,680	0,690
Desigualdade dentro dos estratos	0,622	0,635	0,623	0,624	0,635
Desigualdade entre os estratos	0,126	0,148	0,121	0,123	0,184
Desigualdade total	0,748	0,783	0,744	0,747	0,819

2000	R. Norte	R. Nordeste	R. Sudeste	R. Sul	R. C-Oeste
Grau de Escolaridade	Índice L-Theil				
Analfabeto	0,638	0,667	0,689	0,638	0,644
4ª Série Incompleta	0,616	0,705	0,631	0,627	0,646
4ª Série Completa	0,631	0,675	0,630	0,640	0,660
8ª Série Incompleta	0,614	0,654	0,624	0,638	0,691
8ª Série Completa	0,626	0,659	0,631	0,680	0,657
2º Grau Incompleto	0,612	0,620	0,634	0,622	0,645
2º Grau Completo	0,646	0,638	0,647	0,638	0,658
Superior Incompleto	0,653	0,652	0,666	0,646	0,685
Superior Completo	0,701	0,686	0,706	0,691	0,707
Desigualdade dentro dos estratos	0,638	0,659	0,646	0,650	0,667
Desigualdade entre os estratos	0,144	0,151	0,138	0,120	0,180
Desigualdade total	0,782	0,810	0,784	0,770	0,847

Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

Quanto a desigualdade de renda para as faixas etárias, constata-se uma vez mais que a desigualdade de renda intra-grupo é maior que a inter-grupo, ou seja, as diferenças de renda dentro das faixas etárias são mais significativas para explicar a desigualdade total que as diferenças de renda entre as diversas faixas etárias. Conforme a Tabela 06, mais de 90% da desigualdade total deve-se as diferenças internas.

Para o período como um todo, a desigualdade aumentou para todas as regiões geográficas. Na região Nordeste a desigualdade total era menor que para as demais regiões para o ano de 1990, entretanto para o ano 2000 houve um aumento significativo para esta região, o que a elevou para as duas maiores no índice de desigualdade.

Tabela 06

Índice de Desigualdade de Renda por Faixa Etária para as Regiões – 1990 e 2000

1990	R. Norte	R. Nordeste	R. Sudeste	R. Sul	R. C-Oeste
Faixa Etária	Índice L-Theil				
10 a 14 Anos	0,395	0,490	0,543	0,428	0,630
15 a 17 Anos	0,428	0,478	0,527	0,531	0,660
18 a 24 Anos	0,620	0,629	0,611	0,619	0,599
25 a 29 Anos	0,632	0,628	0,617	0,622	0,615
30 a 39 Anos	0,651	0,650	0,645	0,646	0,656
40 a 49 Anos	0,674	0,673	0,676	0,675	0,687
50 a 64 Anos	0,684	0,682	0,688	0,681	0,697
65 Anos ou Mais	0,670	0,683	0,690	0,681	0,709
Desigualdade dentro dos estratos	0,621	0,616	0,625	0,619	0,641
Desigualdade entre os estratos	0,036	0,027	0,071	0,064	0,091
Desigualdade total	0,657	0,643	0,696	0,683	0,732

2000	R. Norte	R. Nordeste	R. Sudeste	R. Sul	R. C-Oeste
Faixa Etária	Índice L-Theil				
10 a 14 Anos	0,331	0,359	0,337	0,359	0,365
15 a 17 Anos	0,334	0,360	0,336	0,345	0,343
18 a 24 Anos	0,636	0,678	0,626	0,631	0,635
25 a 29 Anos	0,647	0,660	0,645	0,648	0,655
30 a 39 Anos	0,670	0,668	0,672	0,662	0,680
40 a 49 Anos	0,674	0,672	0,684	0,676	0,692
50 a 64 Anos	0,699	0,685	0,713	0,695	0,715
65 Anos ou Mais	0,740	0,704	0,732	0,695	0,743
Desigualdade dentro dos estratos	0,663	0,670	0,661	0,653	0,667
Desigualdade entre os estratos	0,061	0,061	0,060	0,059	0,064
Desigualdade total	0,724	0,731	0,721	0,712	0,731

Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

Por fim, a Tabela 07 abaixo decompõe a desigualdade de renda por gênero. A desigualdade de renda entre os trabalhadores dos dois gêneros não é significativa, a desigualdade interna de cada grupo é mais relevante. Isso não invalida a constatação feita por estudos empíricos citados anteriormente que há um diferencial de renda entre homens e mulheres, apenas se constata que as diferenças dentro de cada grupo é o fator determinante para a desigualdade total. No Nordeste a desigualdade entre os grupos é a maior para o ano de 1990, mas verifica-se uma diminuição desse diferencial para o ano de 2000, mas a desigualdade total aumenta no período, influenciada pelo crescente aumento da desigualdade dentro do grupo.

Tabela 07

Índice de Desigualdade de Renda por Gênero para as Regiões – 1990 e 2000

1990	R.Norte	R. Nordeste	R. Sudeste	R. Sul	R. C-Oeste
Gênero	Índice L-Theil				
Masculino	0,661	0,667	0,664	0,661	0,670
Feminino	0,658	0,648	0,640	0,644	0,664
Desigualdade dentro dos estratos	0,660	0,659	0,656	0,655	0,668
Desigualdade entre os estratos	0,007	0,013	0,011	0,011	0,001
Desigualdade total	0,667	0,672	0,667	0,666	0,669

2000	R.Norte	R. Nordeste	R. Sudeste	R. Sul	R. C-Oeste
Gênero	Índice L-Theil				
Masculino	0,674	0,674	0,684	0,675	0,681
Feminino	0,672	0,670	0,664	0,662	0,684
Desigualdade dentro dos estratos	0,673	0,672	0,676	0,670	0,682
Desigualdade entre os estratos	0,003	0,003	0,004	0,005	0,001
Desigualdade total	0,676	0,675	0,680	0,675	0,683

Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

Resumidamente, pode-se constatar que a desigualdade de renda nas regiões geográficas brasileiras tem suas causas influenciadas principalmente por fatores de desequilíbrios internos em cada região. As diferenças de renda entre elas não são significativas para explicar a desigualdade total medida pelo índice de Theil-L. Mesmo quando a análise é realizada por variáveis categóricas, a desigualdade continua sendo mais expressivas dentro dos estratos.

6. Conclusões

A década de 90 foi um período de grandes transformações para a economia brasileira, com impactos profundos no mercado de trabalho, principalmente no emprego formal. As taxas de crescimento do emprego a partir dos dados da RAIS neste período foram significativamente baixas, na esteira do baixo crescimento do PIB.

Ressalta-se o grande crescimento da mão-de-obra feminina verificada em todas as regiões geográficas, sem embargo, a mulher vem cada vez mais ocupando espaço no mercado de trabalho. Entretanto, em termos de renda média, o diferencial de salários para os homens é ainda significativo.

A diminuição do emprego na indústria de transformação em relação ao estoque de emprego merece ser destacado. O crescimento do emprego nos setores do comércio e serviços também foi significativo. A participação da administração pública no emprego total cresceu na década de noventa, principalmente na região Nordeste na qual é o principal empregador.

A primeira conclusão importante sobre a desigualdade de renda é que nas cinco regiões brasileiras analisadas, seu principal determinante é desigualdade dentro das próprias regiões mais do que entre elas, pelo menos quando medida pela renda do emprego formal.

O grau de instrução mostrou-se mais significativo para as diferenças de renda entre as regiões do que as outras variáveis categóricas analisadas, como faixa etária e gênero. De um modo geral, a desigualdade total de renda aumentou durante a década de 90, período de grandes inflexões na economia e mudanças estruturais no mercado de trabalho. Estimativa através de equações de rendimento por meio de regressões se faz necessário para análises

pormenorizadas das causas da desigualdade verificada dentro de cada um dos estratos, exercício que não pode ser realizado apenas com os dados disponível na RAIS⁵.

7. Referências Bibliográficas

- ANTIGO, M.; MACHADO, A. N.; OLIVEIRA, A. M. Evolução do Diferencial de Rendimentos entre o Setor Formal e Informal no Brasil: O Papel das Características não Observadas. In: XXXIV Encontro Nacional de Economia, 2006, 20p. Salvador/BA. (Disponível em CD-ROM).
- AZZONI, C. Crescimento Econômico e Convergência das Rendas Regionais: O Caso Brasileiro. In: XXII Encontro Nacional de Economia, 1994, vol. 01, p. 185-205. Florianópolis/SC.
- BARRO, R. Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics*, v. 106, p. 407-443, 1991.
- BARRO, R., SALA-I-MARTIN, X. Convergence Across States and Regions. *Brooking Papers on Economic Activity*, v. 1, p. 107-182, 1991.
- BARRO, R., MANKIW, N., SALA-I-MARTIN, X. Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth. Connecticut, Yale Station New-Haven: Yale University, Economic Growth Center, 1992. 31 p.
- BARROS, R. P. de; MEDONÇA, R. P. de. Os Determinantes da Desigualdade no Brasil. Rio de Janeiro: Ipea, 1995, 58p (Texto para Discussão, Nº 377).
- BAUMOL, W. Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data Show. *American Economic Review*, v. 76, n. 5, p. 1072-1085, 1996.
- BERTOLA, G. Factor Shares and Savings in Endogenous Growth. *American Economic Review*, v. 83, n. 5, p. 1184-1198, 1993.
- BLANCHARD, O., QUAH, D. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, v. 79, n. 4, p. 155-173, 1989.
- BRASIL, Ministério do Trabalho e Emprego. Relação Anual de Informações Sociais. Dados em CR-ROM. MTE - DATAMEC. Brasília. Base de Dados de 1990 a 2000.
- DE NEGRI, et. al. Mercado Formal de Trabalho: Comparação entre os Microdados da RAIS e PNAD. Rio de Janeiro: Ipea, 2001, 25p (Texto para Discussão, Nº 840).
- DINIZ, C. C. e CROCCO, M. Reestruturação Econômica e Impacto Regional: O Novo Mapa da Indústria Brasileira. *Nova Economia*, v. 6, n. 1. Belo Horizonte: UFMG-Face-DCE, 1996.

⁵Existe um banco de dados chamado RAIS-migra que possibilita as estimativas econométricas, estes dados foram solicitados ao Ministério do Trabalho e Emprego, mas até a conclusão deste trabalho não havíamos obtido retorno da nossa demanda.

FERREIRA, A.H.B. O Debate Sobre a Convergência das Rendas per Capita. *Revista Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 5, n. 2, p. 139-154, 1996a.

FERREIRA, A.H.B. A Distribuição Interestadual da Renda no Brasil, 1950-85. *Revista Brasileira de Economia*, Belo Horizonte, v. 5, n. 4, p. 469-485, 1996b.

FERREIRA, A.H.B. Evolução recente das rendas per capita estaduais no Brasil: o que a nova evidência mostra. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 27, n. 3, p. 363-374, 1996c.

FERREIRA, A.H.B., DINIZ, C.C. Convergência entre as Rendas per Capita Estaduais no Brasil. *Revista de Economia Política*, n. 60, p. 38-56, 1995.

FERREIRA, P.C.G., ELLERY JÚNIOR, R.G. Convergência entre as Rendas per Capita dos Estados Brasileiros. *Revista de Econometria*, v. 16, n. 1, p. 83-104, 1996.

FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO (FJP); INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Definição e Metodologia de Cálculos dos Indicadores e Índices de Desenvolvimento Humano e Condições de Vida, 1998. Disponível em: <http://www.undp.org.br/HDR/HDR2000/Metodologias%20-%20IDH-M%20e%20ICV.pdf>. Acesso em: 06 jan. 2007.

GIAMBIAGI, F. MOREIRA, M.M (orgs.) *A Economia Brasileira nos Anos 90*. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.

GIAMBIAGI, F. et al. (orgs). *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2004)*, Rio de Janeiro, Campos, 2005.

GUIMARÃES, A. Q. Determinantes da Distribuição de Renda na Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH): Uma Análise a partir da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) para 2001. In: XI Seminário sobre a Economia Mineira, 2004, 24p. CEDEPLAR-UFMG, Diamantina/MG. (Disponível em CD-ROM).

HOFFMANN, R.. *Distribuição de Renda: Medidas de Desigualdade e Pobreza*. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1998c, 275 p.

LANGONI, C. G. *Distribuição da Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

LEME, M. C. da S.; WAJNMAN, S. Tendências de Coorte nos Diferenciais de Rendimento por Sexo. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). *Desigualdade e Pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, p. 251-270.

LUCAS, R.E. On Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, p. 3-42, 1988.

_____, R.E. Why Doesn't Capital Flow From Rich to Poor Countries? *American Economic Review*, v. 80, n. 2, p. 92-96, 1990.

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. A Evolução da Distribuição dos Salários no Brasil: Fatos Estilizados para as Décadas de 80 e 90. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). *Desigualdade e Pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, p. 231-249.

MONTEIRO NETO, A. Desigualdades Setoriais e Crescimento do PIB no Nordeste: Uma Análise do Período 1970/1995. Brasília: IPEA, 1997. 32 p. (Texto para Discussão, 484).

ROMER, P. Human Capital and Growth: Theory and Evidence. Unit Roots, Investment Measures and Other Essays. Carnegie Roches for Conference Series on Public Policy, v. 32, p. 251-286, 1989.

ROMER, P. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, p. 71-102, 1990.

NOGUEIRA, J.; MARINHO, E. Discriminação Salarial por Raça e Gênero no Mercado de Trabalho das Regiões Nordeste e Sudeste. In: XXXIV Encontro Nacional de Economia, 2006, 19p. Salvador/BA.

PACHECO, C. A. Novos Padrões de Localização Industrial? Tendências Recentes dos Indicadores da Produção e do Investimento Industrial. Rio de Janeiro: Ipea, 1999 (*Texto para Discussão*, n. 633).

SABÓIA, J. A Dinâmica da Descentralização Industrial no Brasil. Rio de Janeiro: I. E. UFRJ, 2001 (Texto para Discussão, 452).

SIQUEIRA, M. L. Desigualdade de Renda no Nordeste Brasileiro: Uma Análise de Decomposição. In: XI Encontro Regional de Economia – Anpec/Banco do Nordeste, 2006, 17p. Fortaleza/CE. (Disponível em CD-ROM).

SOLOW, R. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, p. 64-94, 1956.

SOUZA, N.J. Desenvolvimento Polarizado e Desequilíbrios Regionais no Brasil. *Análise Econômica*, n. 19, p. 29-59, 1993.

MERCADO DE TRABALHO E DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO BRASIL

*Paulo Baltar**

*Eugenia Leone***

RESUMO

Este artigo examina a distribuição dos rendimentos do trabalho levando em consideração as alterações na estrutura do emprego com a redução da importância relativa da produção de bens e das grandes empresas e aumento de participação da prestação de serviços e das pequenas empresas. Verifica, também, se o processo de alteração na estrutura da economia no Brasil, análogo ao verificado nos países desenvolvidos, teve efeitos semelhantes sobre a distribuição de rendimentos do trabalho, no sentido de uma polarização na distribuição.

Conclui que a polarização dos rendimentos do trabalho já existia no Brasil, diferentemente do verificado nos países desenvolvidos que foram capazes de reunir uma parte expressiva dos trabalhadores próximos da média dos rendimentos, antes das mudanças na estrutura da economia. Nos países desenvolvidos, a globalização mudou as condições econômicas e políticas que permitiram concretizar aquela evolução na distribuição da renda, mas não ocorreu exatamente uma reversão à situação anterior. Já o Brasil não teve a evolução verificada nos países desenvolvidos e a globalização embora dificulte o surgimento das condições econômicas e políticas necessárias não exclui a possibilidade do Brasil crescer e reduzir a desigualdade de renda do trabalho.

Palavras-chave: mercado de trabalho; distribuição de renda; globalização.

1. Introdução

A reestruturação da economia, ocorrida no Brasil, nos anos 90, teve repercussões importantes sobre o emprego destacando-se, de um lado, sua redução na produção de bens e nas grandes empresas e, de outro, seu aumento nos serviços e nas pequenas empresas. Essas

*,** Professores do Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP) e pesquisadores do Centro de Estudos Sindicais e Economia do Trabalho (Cesit).

pbaltar@eco.unicamp.br
eugenia@eco.unicamp.br

repercussões da reestruturação da economia sobre o emprego foram análogas às ocorridas nos países desenvolvidos desde os anos 70, intensificando-se nos anos 80 e 90.

Uma das principais consequências dessas alterações no emprego em países desenvolvidos e, especialmente nos Estados Unidos, foi uma modificação na distribuição dos rendimentos provenientes do trabalho. No caso dos Estados Unidos a desindustrialização da força de trabalho significou uma polarização dos rendimentos, revertendo tendência anterior de aglomeração no meio da distribuição (Murnane, 2006; Autor, Katz e Kearney, 2006). Os empregos na produção de bens que foram eliminados tinham rendimentos próximos da média e os que foram gerados pela prestação de serviços têm rendimentos muito acima ou muito abaixo da média.

Essas modificações na distribuição dos rendimentos do trabalho ocorreram em simultâneo a uma diminuição na participação da renda do trabalho e aumento da parcela da renda da propriedade na renda total. As transformações que ocorreram na estrutura da economia processaram-se sob crescente hegemonia das finanças, notando-se um desenvolvimento do mercado financeiro ainda mais pronunciado do que o de bens e serviços. O desenvolvimento do mercado financeiro ocorreu junto com a ampliação da posse de ativos financeiros pelas pessoas e empresas. Os preços dos ativos financeiros aumentaram em relação aos preços de bens e serviços e ajudaram a sustentar um intenso crescimento do consumo e do investimento financiado através de endividamento (Coutinho e Belluzzo, 1996 e 1998). O conseqüente aumento dos lucros das empresas evitou maior desequilíbrio dos patrimônios ajudando a sustentar a intensa ampliação da renda da propriedade, aluguéis, dividendos e juros.

A relação entre o intenso aumento da renda da propriedade e a limitada ampliação da renda do trabalho é, entretanto, mais complexa do que uma simples oposição direta entre rendas do trabalho e da propriedade. A experiência do pós-guerra nos países desenvolvidos mostrou que uma intensa atividade econômica pode permitir conciliar ampliação da renda do trabalho com ampliação da renda da propriedade. Desde os anos 70, entretanto, a retomada da hegemonia financeira e o livre desenvolvimento do mercado, ao colocar restrições à atividade da economia, prejudicaram o emprego e a renda do trabalho, ao mesmo tempo em que intensificou a ampliação da renda da propriedade. Neste sentido, é prioritária uma análise específica da evolução da economia e suas repercussões sobre o emprego e os rendimentos do trabalho para um entendimento das mudanças na distribuição funcional da renda.

Este artigo está preocupado unicamente com a questão da distribuição da renda do trabalho. Seu objetivo é examinar o que ocorreu no Brasil com a distribuição dos rendimentos do trabalho, levando em consideração as alterações na estrutura do emprego com a redução da importância relativa da produção de bens e das grandes empresas e os aumentos de participação da prestação de serviços e das pequenas empresas. Ou seja, pretende-se verificar se um processo de alteração na estrutura da economia, em grande medida, análogo ao verificado nos países desenvolvidos, tem, num país como o Brasil, efeitos semelhantes sobre a distribuição de rendimentos do trabalho, que possam ser interpretados como significando uma polarização na distribuição. Nesta questão, o artigo destaca diferenças entre o Brasil e os países desenvolvidos, especialmente os Estados Unidos, tanto no que diz respeito à situação inicial da distribuição de renda do trabalho quanto à intensidade do ritmo da atividade em que ocorreram as transformações na estrutura da economia.

O artigo desenvolve a hipótese que, no Brasil, os acontecimentos econômicos foram muito diferentes dos verificados nos Estados Unidos. Nos Estados Unidos, a retomada da hegemonia financeira que consolidou a globalização significou uma polarização da distribuição da renda do trabalho devido a uma reversão de um processo de aglomeração de trabalhadores em torno da média dos rendimentos, no qual teve um papel fundamental o desenvolvimento da produção de bens em grandes empresas, no entorno das quais, se

consolidaram os sindicatos e a contratação coletiva do trabalho. As mudanças na tecnologia e na organização da produção, em que se destacaram importantes deslocamentos para outros países, especialmente os do Sudeste da Ásia, foram responsáveis pela eliminação dos empregos com rendimentos próximos da média. Essas transformações, no caso norte-americano, ocorreram com intenso ritmo de atividade da economia, o que permitiu gerar empregos na prestação de serviços com rendimentos acima e abaixo da média.

No Brasil, o desenvolvimento anterior à década de 70 não provocou uma aglomeração de trabalhadores próximos do rendimento médio, causando já então uma polarização na distribuição da renda do trabalho. De um lado, a importância relativa do emprego nas grandes empresas produtoras de bens foi bem menor que nos Estados Unidos destacando-se no caso brasileiro um maior número de pessoas ocupadas na prestação de serviços pessoais. De outro lado, ao contrário dos Estados Unidos, não se consolidaram no Brasil os sindicatos e a negociação coletiva do trabalho nas grandes empresas produtoras de bens. Em consequência, o Brasil não teve uma aglomeração de trabalhadores com rendimentos próximos da média e a eliminação posterior de muitos desses empregos não teve o efeito polarizador observado nos Estados Unidos. Além disso, as transformações na estrutura da economia brasileira ocorreram com muito menos atividade econômica do que nos Estados Unidos e a ampliação do emprego na prestação de serviços reduziu-se no Brasil aos rendimentos inferiores à média.

2. Reestruturação da economia e distribuição de renda

As análises dos efeitos da liberalização da economia sobre a distribuição de renda têm privilegiado a distribuição das pessoas em função do nível de renda de suas famílias. A finalidade derradeira dessas análises é contribuir para o estudo dos efeitos das mudanças na economia sobre a estrutura social, indicando se diminuíram ou aumentaram as diferenças de situação social das pessoas. Cabe observar, entretanto, que a relação entre as mudanças nas diferenças de renda e de situação social das pessoas é um assunto complexo. Assim, a verificação do que aconteceu com a distribuição da renda familiar é só uma primeira etapa no estudo dos efeitos das mudanças na economia sobre a estrutura social. Além disso, um dos efeitos importantes da reestruturação da economia sobre a renda das pessoas passa pelas alterações no mercado de trabalho, afetando a composição das ocupações e a renda do trabalho. A relação entre a distribuição da renda do trabalho e a distribuição de renda das famílias tampouco é trivial. No Brasil, em particular, o formato da distribuição de renda familiar é muito parecido com o da distribuição de renda do trabalho, enquanto que em muitos outros países a distribuição da renda familiar é bastante menos desigual do que a distribuição de renda do trabalho.

Nos estudos dos efeitos das mudanças recentes na economia sobre a renda familiar têm-se destacado a maneira como se enfrentou o déficit fiscal, eliminando subsídios e aumentando impostos, reduzindo o tamanho do Estado e permitindo o desenvolvimento de negócios privados em atividades anteriormente reservadas ao poder público. A privatização das empresas estatais fabricantes de insumos básicos e prestadoras de serviços de utilidade pública aumentou o preço relativo desses bens e serviços, mesmo no caso de atividades em que a privatização intensificou os investimentos na ampliação da capacidade produtiva (Baer e Malonay, 1997).

Um segundo tipo de mudanças que os estudos têm destacado está relacionado com a liberalização do comércio e a redução da proteção às empresas que operam no país. Se, de um lado, a competição mais intensa contribuiu para a redução das margens de lucro e dos preços relativos dos produtos, de outro, teve efeitos significativos sobre a estrutura do emprego, eliminando postos de trabalho relativamente bem remunerados. Esses efeitos da liberalização do comércio sobre o emprego, as margens de lucro e os preços relativos foram acentuados

pela liberalização simultânea do mercado financeiro que significou não somente uma redução na repressão financeira e uma menor utilização do crédito dirigido, mas também uma maior facilidade para entrada e saída de capitais do país (Carneiro, 2002)

Em um contexto internacional de globalização, as liberalizações do comércio e das finanças, em um país subdesenvolvido, provocaram intensa instabilidade na taxa de câmbio, bem como a utilização de contenção monetária e de crédito em moeda doméstica para manter baixa a taxa de inflação, lograda em prejuízo do ritmo de atividade da economia.

Por último, têm-se destacado as alterações na seguridade social e nas leis do trabalho. Quanto à seguridade social se procurou definir um patamar mínimo de benefícios a ser coberto pelas contribuições dos empregados, sob o princípio da repartição simples, e se estimulou o desenvolvimento de esquemas complementares baseados no princípio da capitalização para os empregados com maior rendimento. Quanto às leis do trabalho se abandonou a idéia de proteger o empregado e se destacou a de colaborar para a busca de um novo emprego.

Estão em questão os efeitos dessas mudanças na distribuição da renda familiar. O Chile como primeiro país que realizou essas mudanças e que o fez com extremo radicalismo, permitido por uma ditadura militar, tem servido de exemplo privilegiado para o estudo do efeito dessas mudanças sobre a distribuição de renda.

Comparativamente às mudanças na distribuição de renda familiar, que ocorreram nos países desenvolvidos ao longo do século XX, foi relativamente pequeno o aumento da desigualdade de renda no Chile a partir das reformas liberais. Neste sentido, o que chama à atenção é muito mais o fato da industrialização anterior às reformas liberais, no Chile não ter sido acompanhada, como nos países desenvolvidos, de uma redução da desigualdade da renda, do que o aumento desta desigualdade a partir das reformas liberais.

Nos países desenvolvidos a proporção da renda apropriada pelo quinto mais rico das famílias diminuiu ao longo do século vinte. Nos Estados Unidos diminuiu de 59% para 42%, enquanto no Chile ampliou-se, recentemente, de 59% para 62% (Tabela 1). Embora os dados não permitam uma análise mais detalhada, possivelmente este aumento da desigualdade no Chile ocorreu depois da crise do início da década de 80, quando a economia apresentou ritmo de crescimento mais intenso, gerando ocupações de alta renda principalmente no comércio e na prestação de serviços.

Tabela 1

Distribuição da renda conforme quintos e Coeficiente de Gini.
Chile vários anos. Brasil, Estados Unidos, França e Suécia,
anos selecionados.

Quintos	Chile		Brasil	Estados Unidos	França	Suécia
	65-70	74-89	1979	1985	1979	1981
1	3,2	2,7	3,2	4,7	6,3	8,0
2	7,1	6,4	6,7	11,0	12,1	13,2
3	11,4	10,6	10,2	17,4	17,7	17,4
4	19,7	18,3	17,5	25,0	24,6	24,5
5	58,6	62,0	62,5	41,9	40,2	36,9
Gini	0,49	0,52	0,52	0,35	0,3	0,28

Fonte: Baer e Maloney (1997)

Nos Estados Unidos, como mencionado, houve uma polarização recente dos rendimentos do trabalho. Esta polarização foi captada comparando a evolução da mediana dos

rendimentos do trabalho dos 20% mais pobres com a dos 20% mais ricos (Autor, Katz e Kearney, 2006). No início da década de 80, a recessão da economia americana, a intensa queda do valor do salário mínimo e o endurecimento do governo republicano em seu relacionamento com o movimento sindical americano contribuíram para provocar uma diminuição da mediana dos rendimentos do quinto mais pobre dos trabalhadores, comparativamente à mediana dos rendimentos de todos os trabalhadores. Já a mediana dos rendimentos do quinto mais rico dos trabalhadores aumentou em relação à mediana dos rendimentos de todos os trabalhadores ao longo das décadas de 80 e 90.

No início da década de 80, a redução da atividade econômica afetou todos os tipos de emprego. Nessas condições, as alterações mencionadas nas medianas refletem diferenças de comportamento dos salários nominais vis-à-vis os preços dos produtos. Assim, o comportamento do salário mínimo legal e os reajustes nominais dos salários na contratação coletiva são os principais responsáveis pela evolução desfavorável do nível dos salários, especialmente aqueles de menor valor. A recuperação da atividade econômica nos Estados Unidos não conseguiu trazer de volta os empregos eliminados na recessão devido às alterações na tecnologia e organização da produção bem como aos efeitos da globalização, no sentido de deslocar uma parcela importante da produção manufatureira desde os Estados Unidos para outros países, especialmente os do Sudeste da Ásia. Neste processo, as alterações nas medianas refletem não somente mudanças diferentes nos salários nominais, mas, principalmente, alterações na estrutura do emprego.

3. Situação atual do trabalho no Brasil conforme PNAD e RAIS de 2005

Em 2005, a população ativa brasileira conforme a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) era de 96 milhões de pessoas. Delas, 8,9 milhões eram desempregados, 4,0 milhões trabalhavam apenas no autoconsumo e autoconstrução e 5,9 milhões eram trabalhadores não remunerados. Ou seja, 19 milhões de pessoas (ou 20% da população ativa) não recebiam nenhuma remuneração. A parcela ocupada com rendimento abrangia um contingente de 77,1 milhões de pessoas das quais 6,6 milhões estavam no emprego doméstico, 18,8 milhões eram trabalhadores por conta-própria, 15,4 milhões eram trabalhadores sem carteira, 32,5 milhões eram empregados celetistas e estatutários e 3,6 milhões eram empregadores. Assim, os empregados celetista e estatutários constituíam 33,9% da população ativa do país. Em outras palavras, somente uma em cada três pessoas voltadas para a atividade econômica estavam empregadas em estabelecimento protegido pelas leis do trabalho, seja pela Consolidação das Leis do Trabalho (CLT) ou pelo Estatuto dos Servidores Públicos. É importante lembrar que o emprego doméstico, que vinha perdendo participação relativa mesmo durante os anos 80, voltou a se incrementar nos anos 90.

A Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) que considera só o emprego formal (ou seja, conta-própria, pequena produção, emprego doméstico, emprego sem carteira e empregador não aparecem na RAIS), contabilizou em 2005 um total de empregados muito semelhante ao número de celetistas e estatutários fornecidos pela PNAD (33,2 milhões). A RAIS, que nos permite qualificar melhor o emprego através da variável tempo de serviço, revela que mais de 10 milhões de empregados formais não conseguem permanecer nem um ano no serviço e quase metade não consegue completar dois anos no emprego. Estas informações são extremamente reveladoras da situação do mercado de trabalho brasileiro, pois os empregados com relativa estabilidade no emprego representam a parcela mais organizada da classe trabalhadora do país.

Do total de empregados com vínculo formal de emprego, 17,5 milhões ou 52,7% conseguem ficar mais de dois anos no serviço. Os setores que permitem essa fixação maior do trabalhador no emprego são: emprego público que abrange 34% desses empregados, serviços

com uma participação de 29,1%, indústria de transformação com 17,1% e comércio com 12,9%. No que se refere ao setor da indústria de transformação deve-se salientar que a metalurgia e a química têm diminuído sua participação, aumentado, em contrapartida, as atividades relacionadas a produção de alimentos e bebidas, vestuário e calçados. Os demais setores têm uma participação ínfima na geração de empregos com mais de dois anos de duração.

A PNAD permite caracterizar o trabalho por conta-própria que depois do emprego celetista e estatutário é a principal posição na ocupação. Os setores de atividade que concentram maior número de trabalhadores por conta-própria são comércio e reparação (24,5%), agrícola (23,7%), construção civil (13,1%) e indústria de transformação (12,4%). Na indústria de transformação destaca-se o trabalho por conta-própria de mulheres em confecções e calçados.

4. Distribuição dos salários no Brasil conforme PNAD e RAIS de 2005

A PNAD informa a distribuição dos salários dos estabelecimentos de todas as atividades econômicas. Uma proporção importante dos empregados desses estabelecimentos tem remuneração menor que o salário mínimo (27,2%). A imensa maioria desses empregados de baixos salários não tem carteira de trabalho assinada e, portanto, não é protegida pelas leis trabalhistas. A maioria dos empregados, entretanto, ganha de um a três salários mínimos e somente 20,3% desses empregados ganham mais do que três salários mínimos (Tabela 2).

Tabela 2
Distribuição dos salários. Brasil, 2005

Salário Mínimo	Empregado PNAD	RAIS	RAIS 2 anos e +
menos de 1	27,2	4,7	2,8
1 a 3	52,4	62,2	51,9
3 a 10	17,6	26,7	35,6
10 e mais	2,7	6,4	9,7
Total	100,0	100,0	100,0

Fonte: PNAD e RAIS, 2005

A proporção de empregados ganhando mais de três salários mínimos é maior entre os empregados protegidos pelas leis trabalhistas. Assim, considerando todos os empregos registrados pela RAIS, 33,1% deles proporcionam remuneração maior do que três salários mínimos. A proporção de empregados ganhando mais do que três salários mínimos é ainda maior se consideramos apenas os trabalhadores registrados pela RAIS com pelo menos dois anos de serviço (45,3%). Esses números confirmam as grandes diferenças de salário que existem no Brasil. Essas diferenças não se reduzem a estar ou não protegido pela legislação trabalhista ou fazer parte dos empregados protegidos que conseguem acumular um tempo de serviço e formam a base do trabalho organizado. Mesmo entre esses últimos, as diferenças de salário são muito grandes, pois 52% deles têm remunerações de um a três salários mínimos e quase 10% ganham mais do que dez salários mínimos.

5. Distribuição da renda dos ocupados segundo a PNAD de 2005

A figura 1 mostra o histograma correspondente à distribuição da renda do trabalho dos ocupados com rendimento positivo, conforme a PNAD de 2005. Pode-se observar pela forma do histograma a enorme assimetria da distribuição, o que é confirmado pelo maior valor da

média que a mediana (a média supera a mediana em 1,0 salário mínimo) ¹. Devido a essa enorme assimetria é importante destacar a elevada proporção de ocupados que ganham menos do que um salário mínimo (21,1%), bem como os que ganham entre um e dois salários mínimos (41,5%) ². Abaixo da média (2,6 salários mínimos) se têm nada menos que 72% dos ocupados. Essa enorme assimetria é consequência tanto da grande heterogeneidade das ocupações no Brasil (manifesta na elevada proporção de ocupações de baixos rendimentos), quanto do baixo nível dos salários de muitos dos empregos de elevada produtividade. O nível médio dos rendimentos do trabalho, entretanto, não permite poder de compra suficiente para usufruir plenamente do padrão de consumo que o sistema produtivo pode proporcionar. A classe média que por definição tem acesso a este padrão de consumo não se localiza no meio da distribuição, mas sim no seu topo (entre os 10% superiores).



Com o intuito de entender um pouco melhor as características da distribuição dos rendimentos do Brasil, apontadas no parágrafo anterior, construíram-se os seguintes quatro grupos de renda a partir de aproximadamente os quartos da distribuição (não são exatamente grupos de 25% dos ocupados): o grupo 1 constituído pelos ocupados com rendimentos inferiores a 300 Reais, ou, um salário mínimo de 2005; o grupo 2 com rendimentos entre 300 e 440 Reais, ou, entre 1 e 1,5 salário mínimo, o grupo 3 entre 440 a 800 Reais, ou, entre 1,5 e 2,7 salários mínimos e o grupo 4 constituído pelos ocupados com rendimentos superiores a 800 Reais ou 2,7 salários mínimos (Tabela 3).

Tabela 3
Indicadores de posição, dispersão e desigualdade dos Grupos.
Brasil 2005

Grupos	Ocupados %	Média Reais	Desvio Padrão	Coef. Var.	Gini
menos de 300	21,1	144,80	72,00	0,4972	0,2850
300 a 440	28,7	338,20	44,60	0,1319	0,0697
440 a 800	27,6	595,00	112,50	0,1891	0,1061
800 e +	22,6	2136,20	2460,40	1,1518	0,3821
Total	100,0	774,10	1391,90	1,7981	0,5374

Fonte: PNAD, 2005

¹ A média dos rendimentos do trabalho corresponde a 2,6 salários mínimos enquanto o valor da mediana é 1,5 salários mínimos.

² A proporção de trabalhadores que ganham de 1 a 1,5 salários mínimos é de 28,9%, enquanto os que ganham de 1,5 a 2,0 salários mínimos é de 12,6%.

Observa-se, em primeiro lugar, que os três primeiros grupos são bastante homogêneos com os valores medianos relativamente semelhantes aos valores médios de cada grupo. O primeiro grupo é, entretanto, bastante disperso (ainda que com distribuição simétrica e, portanto, relativamente homogênea) com um desvio padrão equivalente a 49,7% do valor da média. O valor do coeficiente de Gini é de 0,2850 indicando uma desigualdade maior que as dos grupos intermediários, porém bastante inferior à do quarto grupo. Os segundo e terceiro grupos apresentam-se simétricos, homogêneos e com pouca dispersão. Já o último grupo tem uma grande assimetria (média muito maior que a mediana), refletindo a grande heterogeneidade das ocupações nesta faixa de rendimentos, uma grande dispersão (com coeficiente de variação de 115,2% o valor da média) e uma elevada desigualdade com um coeficiente de Gini igual a 0,3821.

Em síntese, os quartos da distribuição dos rendimentos do trabalho separam três grupos relativamente homogêneos, mas com ampla diferença de renda entre si e um quarto grupo muito heterogêneo com renda bastante maior que a dos demais grupos. É ilustrativo identificar quem são os ocupados que constituem cada um dos grupos.

O primeiro grupo, com rendimentos inferiores a 300 Reais é, como mencionado, simétrico e heterogêneo, porém disperso. Este grupo é constituído por trabalhadores domésticos, por trabalhadores por conta-própria e por empregados sem carteira de trabalho em ocupações agrícolas, manuais, de vendas e de prestação de serviços. Estes trabalhadores que ganham menos que o salário mínimo se caracterizam pela precariedade de suas ocupações, cuja elevada frequência reflete o que se denomina de excedente de mão-de-obra (Tabela 4).

Tabela 4
1º GRUPO: menos de 1 Salário mínimo (300 Reais)

Trabalho Doméstico	3.028.122	19,5
Conta-própria Agrícola	2.389.276	15,4
Emprego s/cart Agrícola	1.960.384	12,7
Conta-própria trab. Manual	1.636.889	10,6
Empregado sem/cart. Trab. Manual	1.362.262	8,8
Conta-própria Vendas	1.331.335	8,6
Conta-própria prest. Serviços	1.030.144	6,6
Empregado sem/cart. Prest. Serviços	774.948	5,0
Empregado sem/cart. Vendas	560.312	3,6
Outros	1.431.637	9,2
Total	15.505.309	100,0

Fonte: PNAD, 2005.

Tabela 3
Indicadores de posição, dispersão e desigualdade dos Grupos.
Brasil 2005

Grupos	Ocupados %	Média Reais	Desvio Padrão	Coef. Var.	Gini
menos de 300	21,1	144,80	72,00	0,4972	0,2850
300 a 440	28,7	338,20	44,60	0,1319	0,0697
440 a 800	27,6	595,00	112,50	0,1891	0,1061
800 e +	22,6	2136,20	2460,40	1,1518	0,3821
Total	100,0	774,10	1391,90	1,7981	0,5374

Fonte: PNAD, 2005

No segundo grupo, constituído pelos que ganham entre um e um e meio salário mínimo (ou de 300 a 440 Reais), ainda é considerável a presença do serviço doméstico, do emprego sem carteira de trabalho e do trabalhador por conta-própria em ocupações agrícolas, manuais, de vendas e de prestação de serviços (que tinham elevada participação no primeiro grupo). Mas aparecem neste grupo, com participação expressiva, os empregos formais em ocupações de prestação de serviços, do trabalho manual, do serviço administrativo, do trabalho agrícola e de vendas e até de empregos formais de técnicos de nível médio. Este grupo, com renda bastante maior que a do primeiro, mas ainda muito baixa, reflete não somente as melhores remunerações do serviço doméstico e do trabalho por conta-própria e emprego sem carteira de ocupações agrícolas, trabalho manual, vendas e prestação de serviços, mas principalmente o baixo salário e a elevada rotatividade de muitos dos empregos formalizados. O serviço doméstico, os trabalhos por conta-própria e os empregos sem carteira que fazem parte deste grupo refletem as ocupações mal remuneradas de adultos que no passado não permaneciam nessas ocupações, pois elas constituíam mera passagem de jovens com pouca escolaridade para ocupações melhor remuneradas, mas que atualmente, na falta de melhores alternativas de emprego, foram se consolidando, transformado aqueles empregos em permanentes (Tabela 5).

Tabela 5

2º GRUPO: de 300 a 440 Reais (1 a 1,5 salário mínimo)

Trabalho Doméstico	2.578.449	12,2
Emprego Formal Prestação Serviços	2.616.078	12,4
Emprego Formal Trabalho Manual	2.307.003	10,9
Emprego s/cart. Trab. Manual	1.592.985	7,6
Emprego Formal Serv. Administrativo	1.530.445	7,3
Conta-própria T. Manual	1.403.429	6,7
Emprego s/cart. Prest. Serviços	994.664	4,7
Emprego Formal Vendas	971.884	4,6
Conta-própria Vendas	905.199	4,3
Emprego s/cart. Agrícola	874.793	4,1
Emprego Formal Agrícola	821.060	3,9
Conta-própria Agrícola	716.991	3,4
Emprego Formal Técnico Nível Médio	682.805	3,2
Outros	3.106.579	14,7
Total	21.102.364	100,0

Fonte: PNAD, 2005.

O terceiro grupo, com rendimentos entre 440 e 800 Reais ou 1,5 a 2,7 salários mínimos é constituído fundamentalmente pelo emprego formal de todo tipo de trabalho. Mas, existem também neste grupo trabalhadores manuais por conta-própria, trabalho doméstico remunerado, emprego sem carteira de trabalhadores manuais, trabalhadores por conta-própria de vendas e de ocupações agrícolas, bem como alguns empregadores e empregados formais de profissões de nível superior. Este grupo é então formado pelas rendas relativamente altas do serviço doméstico e do emprego sem carteira de ocupações agrícolas e trabalho manual, pelas rendas intermediárias do emprego formal em ocupações agrícolas de trabalho manual, de vendas e de prestação de serviços e pelas remunerações relativamente baixas do emprego formal, de serviços administrativos, técnicos de nível médio e de até profissões de nível superior e empregadores. O grupo é relativamente homogêneo e apresenta rendimentos de nível consideravelmente maior que o do grupo anterior (Tabela 6).

Tabela 6
3º GRUPO: de 440 a 800 Reais (1,5 a 2,7 salários mínimos)

Emprego Formal Trabalho Manual	3.955.059	19,6
Conta-própria T. Manual	1.789.107	8,8
Emprego Formal Serv. Administrativo	2.340.576	11,6
Emprego Formal Prestação Serviços	1.990.109	9,8
Emprego Formal Técnico Nível Médio	1.269.384	6,3
Emprego Formal Vendas	1.078.836	5,3
Emprego s/cart. Trab. Manual	958.512	4,7
Conta-própria Venda	830.281	4,1
Trabalho Doméstico	764.582	3,8
Empregador	634.809	3,1
Emprego Formal Nível Superior	624.297	3,1
Emprego Formal Agrícola	532.987	2,6
Emprego s/cart. Agrícola	264.727	1,3
Conta-própria Agrícola	469.937	2,3
Outros	2.756.095	13,6
Total	20.259.298	100,0

Fonte: PNAD, 2005.

O último ou quarto grupo possui rendimentos acima de 800 Reais ou 2,7 salários mínimos e destacam-se nele os empregadores e os empregos formais de cargos de direção, empregos formais e trabalhos por conta-própria de profissionais de nível superior e de técnicos de nível médio, além de militares (Tabela 7). Este grupo, entretanto, é muito heterogêneo mostrando ampla dispersão de rendimentos, destacando-se também empregos formais e trabalhos por conta-própria de ocupações manuais, empregos formais de serviços administrativos e de prestação de serviços, além de trabalhos por conta-própria em ocupações de vendas.

Tabela 7
4º GRUPO: mais de 800 Reais (mais de 2,7 salários mínimos)

Empregador	2.520.364	15,2
Emprego Formal Nível Superior	2.038.097	12,3
Emprego Formal Trab. Manual	1.794.752	10,8
Emprego Formal Técnico N. Médio	1.563.393	9,4
Emprego Formal Serv. Administrativo	1.335.111	8,1
Emprego Formal Dirigente	1.147.889	6,9
Conta-própria T. Manual	1.025.657	6,2
Conta-própria Venda	678.867	4,1
Conta-própria N. Superior	585.072	3,5
Emprego Formal Prestação Serviços	487.828	3,0
Conta-própria Téc. N. Médio	451.209	2,7
Militares	427.091	2,6
Outros	2.524.498	15,2
Total	16.579.828	100,0

Fonte: PNAD, 2005.

A

descrição do perfil dos trabalhadores classificados por quartos da distribuição permite relacionar a enorme assimetria e a ampla dispersão dos rendimentos do trabalho às seguintes características da situação ocupacional existente no país: a elevada fração e baixa remuneração de trabalhadores no serviço doméstico, em trabalhos por conta-própria e em empregos sem carteira de ocupações agrícolas, manuais, de vendas e de prestação de serviços; a elevada fração de empregos formais com baixos salários e a ampla dispersão de

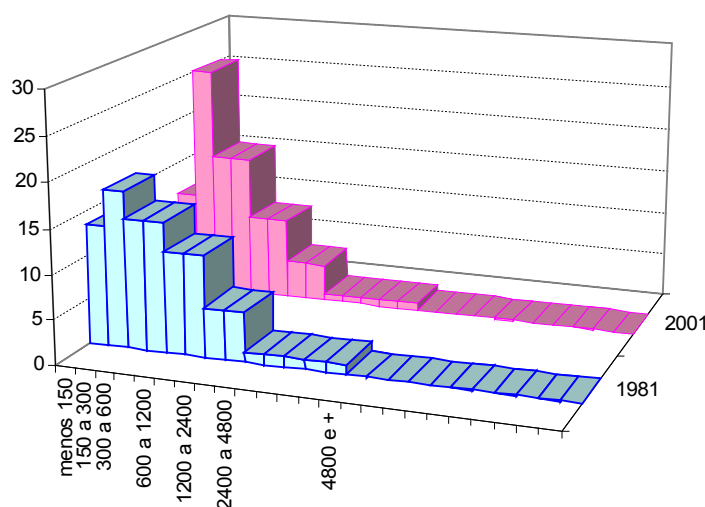
remunerações desses empregos formais em ocupações agrícolas, manuais, de vendas, de prestação de serviços e de apoio administrativo; a elevada dispersão de remunerações de empregos formais e trabalhos por conta-própria em ocupações de técnicos de nível médio, profissões de nível superior e cargos de direção.

Assim, uma redução da assimetria e dispersão dos rendimentos do trabalho requeria uma diminuição na fração dos ocupados que formam atualmente os dois primeiros quartos da distribuição, o que pressuporia uma redução no número de pessoas ocupadas no serviço doméstico remunerado e no trabalho por conta-própria e em empregos, sem carteira, de ocupações agrícolas, manuais, de vendas e de prestação de serviços e um aumento dos menores salários dos empregos formais de ocupações agrícolas, manuais, de vendas, de prestação de serviços e de apoio administrativo. Ou seja, a redução da assimetria e dispersão dos rendimentos do trabalho requeria um intenso crescimento do produto, a formalização dos contratos de trabalho, melhores condições para os trabalhadores barganharem maior poder de compra dos salários e a própria valorização do salário mínimo, ampliando progressivamente os empregos formais e os salários desses empregos que se situam acima do equivalente aos atuais três salários mínimos, colocando os grupos de rendimento intermediários mais próximos do nível de renda da atual classe média, para que tenham acesso pleno ao padrão de consumo que o sistema de produção, em ampliação, é capaz de proporcionar para a maioria da população trabalhadora. Em outras palavras, a retomada do desenvolvimento junto com a formalização dos contratos de trabalho, o fortalecimento dos sindicatos e da contratação coletiva do trabalho e a valorização do salário mínimo não somente aumentaria a renda média, mas também diminuiria a assimetria e a dispersão dos rendimentos do trabalho, reduzindo a magnitude do excedente de mão-de-obra e elevando o nível dos salários dos empregos formalizados.

6. Distribuição da renda do trabalho em atividades não-agrícolas: 1981 e 2001.

A comparação das distribuições dos rendimentos do trabalho em atividades não-agrícolas, observadas em 1981 e 2001, mostra que se tem mantido o grau de desigualdade vigente no país. Pode-se verificar na Figura 2 e na Tabela 8 que as mudanças nessa distribuição, ao longo desses vinte anos, associadas às profundas alterações na estrutura das ocupações das pessoas em atividades não-agrícolas, resumiram-se basicamente ao aumento na fração de pessoas ocupadas com rendimento de 150 a 300 Reais, com poder de compra do final de 2001, o que equivale a aproximadamente de $\frac{3}{4}$ a 1,5 salário mínimo desta época, tendo diminuído a fração de pessoas ganhando mais que 600 Reais ou três salários mínimos. Entre os dois anos considerados, as diferenças de rendimento do trabalho diminuíram em proporção semelhante à do rendimento médio, de modo que o coeficiente de Gini tem praticamente o mesmo valor nos dois anos considerados (0,546).

Figura 2: Distribuição das pessoas e da renda do trabalho conforme faixas de renda. Brasil, 1981 e 2001.



É importante ter presente que o número de pessoas ocupadas em atividades não-agrícolas é muito maior em 2001 do que em 1981 (81% maior o que equivale a um crescimento médio anual de 3%, nada desprezível visto a estagnação da economia nos anos 80 e as alterações ocorridas na estrutura desta, na década de 90, desfavoráveis à ampliação das ocupações em atividades não-agrícolas). Deste modo, em todas as faixas de renda, o número de pessoas, em 2001, é maior do que em 1981, mas a fração dessas pessoas com rendimento maior do que três salários mínimos (poder de compra do final de 2001) diminuiu de 40% para 31%. O número de pessoas com renda maior que três salários mínimos aumentou 40%, enquanto o número de pessoas com renda menor que três salários mínimos aumentou 109%.

Tabela 8

Distribuição de renda do trabalho Brasil 1981 e 2001

Faixas de renda	1981		2001	
	Ocupados	Renda	Ocupados	Renda
menos de 150	13,4	1,4	11,1	1,4
150 a 300	17,5	4,9	26,1	8,3
300 a 600	29,2	15,3	32,1	19,4
600 a 1200	22,7	22,9	18,1	21,9
1200 a 2400	11,1	22,2	8,3	20,2
2400 a 4800	4,5	18,5	3,0	14,4
4800 e +	1,6	14,8	1,3	14,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: PNADs 1981, 1989 e 2001

É verdade que o poder de compra do salário mínimo diminuiu entre 1981 e 2001 e que o poder de barganha dos trabalhadores em 2001 foi menor do que tinha sido em 1981, mas o principal responsável pela alteração verificada na distribuição dos rendimentos do trabalho foi a intensa geração de ocupações de baixo rendimento em atividades não-agrícolas, ao longo desses 20 anos. Tanto é assim, que a renda média do trabalho diminuiu 9,6%, mas a dos

trabalhadores que ganham menos de três salários mínimos aumentou 4,9% e dos que ganham mais de três salários mínimos aumentou 6,7%. De modo que a queda da renda média do trabalho traduz basicamente o aumento da fração dos trabalhadores que ganham menos de três salários mínimos, que passou de 60% para 69% do total de trabalhadores³.

A intensa geração de ocupações de baixa renda nas décadas de 80 e 90 aumentou a fração dos ocupados com renda menor do que 600 Reais, diminuindo a dos com renda maior do que 600 Reais. A renda média diminuiu na mesma proporção que as diferenças de renda, não alterando o grau de desigualdade das rendas, mas ampliando, nesses 20 anos, a proporção dos trabalhadores com renda insuficiente para permitir o acesso pleno ao padrão de consumo que o sistema de produção, modernizado nos 90, só consegue proporcionar plenamente para uma fração ainda mais reduzida dos trabalhadores brasileiros⁴.

A proporção de trabalhadores brasileiros ganhando mais de 2.400 Reais (12 salários mínimos) diminuiu de 6,1% para 4,3% e modificou-se o perfil dos trabalhadores nesta faixa de remuneração. A proporção de empregados entre esses trabalhadores ganhando mais de 2.400 Reais diminuiu de 69% para 56% enquanto a dos empregadores aumentou de 17% para 26%. O número de empregados ganhando mais do que 2.400 Reais aumentou somente 3%, enquanto o dos trabalhadores por conta-própria aumentou 61% e dos empregadores 90%. Ou seja, os trabalhadores de classe média constituem uma parcela ainda menor dos trabalhadores e o peso do emprego assalariado em essas ocupações de classe média diminuiu substancialmente tendo em termos absolutos se mantido praticamente constante enquanto foi bastante expressiva a ampliação do número de trabalhadores por conta-própria e empregadores.

7. Conclusão

A estagnação da economia brasileira nos anos oitenta e as mudanças em sua estrutura, com a liberalização nos anos noventa, aumentaram o desemprego e alteraram a forma de absorção da população ativa, diminuindo a participação da produção de bens e das grandes empresas e aumentando a participação da prestação de serviços e das pequenas empresas. As modificações na absorção da população ativa ocorreram com um crescimento não desprezível de ocupações em atividades não-agrícolas (4% ao ano na década de oitenta e 2,8% ao ano na década de noventa). Mas essa intensa ampliação das ocupações foi acompanhada da diminuição na renda média do trabalho que no final da década de noventa foi quase 10% menor do que a do início da década de 80. Deste modo, a massa de rendimentos do trabalho em atividades não-agrícolas foi, em 1999, 64% maior que a de 1981, equivalendo a um crescimento médio anual de 2,8%.

A menor renda média do trabalho em fins dos anos 90, comparativamente ao início dos anos 80, reflete o aumento da fração das ocupações com rendimento menor que três salários mínimos, já que não diminuiu a renda média do trabalho dos que ganham mais e menos do que três salários mínimos. A intensa geração de ocupações de rendimentos relativamente baixos, conjuntamente com a parca ampliação das ocupações com rendimentos relativamente mais elevados, diminuíram as diferenças de rendimento do trabalho em proporção análoga à queda do rendimento médio, não modificando o valor do coeficiente de Gini.

A distribuição das rendas do trabalho já era muito desigual no começo da década de oitenta. Em 1981, o rendimento médio era muito superior ao valor da mediana e quase três

³ O valor do salário mínimo no final dos anos 90 era maior que o valor do salário mínimo do início dos 80. Deste modo, a fração de ocupados ganhando menos de três salários mínimos de 1981 foi maior que a dos ocupados que ganhavam menos de três salários mínimos do final dos 90.

⁴ Um estudo da evolução da estrutura ocupacional no Brasil, desde o início dos anos 80, pode ser encontrado em Quadros, 2003.

quartos dos ocupados ganhavam menos que a média. O valor do rendimento médio não permitia usufruir o padrão de consumo da chamada classe média que se localizava no décimo superior da distribuição das rendas do trabalho. A estagnação da década de oitenta e as mudanças na estrutura da economia brasileira, na década seguinte, diminuíram o valor médio da renda do trabalho, mantendo a elevada fração das ocupações com rendimento menor que a média. Deste modo, a remuneração da grande maioria dos trabalhadores brasileiros está longe de permitir aspirar ao consumo da classe média. Além disso, diminuiu a proporção dos ocupados ganhando mais do que doze salários mínimos e modificou-se o perfil ocupacional desses trabalhadores de renda mais elevada. A redução do emprego nas grandes empresas produtoras de bens e o aumento de ocupações nas pequenas empresas prestadoras de serviço diminuíram o peso do emprego assalariado e aumentaram a participação de trabalhadores por conta-própria e empregadores entre os trabalhadores que ganham mais de doze salários mínimos.

A estagnação da economia nos anos 80 e as mudanças estruturais nos anos 90 tiveram, portanto, efeitos marcantes sobre a condição social da força de trabalho. Entretanto, as diferenças de renda do trabalho, medida pelo coeficiente de Gini, não se alteraram (cresceram muito as ocupações de rendimento relativamente alto e foi muito intenso o crescimento das ocupações de remuneração relativamente baixas, fazendo que as diferenças de rendimento diminuíssem em proporção semelhante à renda média). Neste sentido, não se pode dizer que ocorreu uma polarização das rendas do trabalho. O afastamento da grande maioria dos trabalhadores em relação à renda necessária para ter acesso ao consumo da classe média ocorre junto com a diminuição da fração desses trabalhadores que tem renda suficiente para atingir esse padrão de consumo. Em particular, o número de empregos assalariados proporcionando renda superior a doze salários mínimos é, no final dos noventa, praticamente o mesmo do início dos 80, e, todo o aumento de trabalhadores, nessa faixa de rendimento, deve-se à ampliação do número de trabalhadores por conta-própria e empregadores.

Na verdade, a polarização dos rendimentos do trabalho já existia no Brasil no início dos anos oitenta, não tendo acontecido o que se verificou nos países desenvolvidos, antes das mudanças na estrutura da economia que vêm ocorrendo desde meados da década de 70.

Os países desenvolvidos foram capazes de aglomerar uma parte expressiva de trabalhadores próximos da média dos rendimentos do trabalho. Os sindicatos e a contratação coletiva tiveram papel importante neste resultado. A globalização modificou as condições econômicas e políticas que permitiram concretizar aquela evolução da distribuição da renda do trabalho. Entretanto, não ocorreu exatamente uma reversão à situação anterior desta distribuição.

O Brasil não teve esta evolução verificada nos países desenvolvidos. A globalização dificulta enormemente o surgimento das condições econômicas e políticas necessárias para aquela evolução, mas com grande esforço de construção econômica e política, talvez seja possível avançar naquela direção e se aproximar das condições atualmente existentes nos países desenvolvidos, em termos da distribuição da renda do trabalho. Este esforço, entretanto, terá que ser acompanhado de um ritmo mais intenso de crescimento do produto, sendo necessária uma orientação explícita, neste sentido, da política econômica.

BIBLIOGRAFIA

- AUTOR, D. H.; KATZ, L. F. KEARNEY, M. S. The Polarization of the U. S. Labor Market. NBER Working Paper Series. Disponível em:
<http://www.economics.harvard.edu/faculty/katz/papers/akk-polarization-nber-txt.pdf>
- BAER, W., MALONEY, W. Neoliberalismo e distribuição de renda na América Latina. *Revista de Economia Política*, vol. 17, n.3, p. 67, jul.-set. 1997.
- CARNEIRO, R. Desenvolvimento em crise: a economia brasileira no último quarto do século XX. São Paulo: Editora UNESP, IE – Unicamp, 2002.
- COUTINHO, L. G., BELLUZZO, L. G. M. Desenvolvimento e estabilização sob finanças globalizadas. *Economia e Sociedade*, Campinas, n.7, p.129-154, dez.1996.
- COUTINHO, L. G., BELLUZZO, L. G. M. “Financeirização” da riqueza, inflação de ativos e decisões de gasto em economias abertas. *Economia e Sociedade*, Campinas, n.11, p.137-150, dez.1998.
- LEONE, E., BALTAR, P. Ocupação, Rendimentos e Gênero: uma comparação BRASIL e CHILE. Anais “II Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población - ALAP”, Guadalajara, México, Setembro de 2006.
- MEDEIROS, C. A. Liberalização comercial e financeira e seus efeitos sobre o crescimento, emprego e distribuição de renda nos países latino-americanos. *Revista Economia Contemporânea*, vol. 9, nº 3, Rio de Janeiro Set/Dez. 2005.
- MELLER, P. Pobreza y Distribución del ingreso en Chile (Década del 90). *Documentos de Trabajo* 69. Centro de Economía Aplicada. Universidad de Chile, s/d. Disponível em:
<http://ideas.repec.org>.
- MURNANE, R. J. How computerized Work and Globalization Shape Human Skill Demands. Princeton University Press. Disponível em:
http://www7.nationalacademies.org/CFE/Educ_21st_Century_Skills_Levy_Paper.pdf
- QUADROS, W. A evolução recente das classes sociais no Brasil. In; PRONI, M. W. e HENRIQUE, W. (Orgs.) *Trabalho, Mercado e Sociedade: O Brasil nos anos 90*. São Paulo: Editora UNESP; Campinas, SP: Instituto de Economia da UNICAMP, p. 15-70, 2003.

POBREZA E DESIGUALDADE DE RENDA EM BELO HORIZONTE: UMA ANÁLISE PARA SETORES DE HABITAÇÃO

Maria Laura de Resende Paiva

André Braz Golgher

RESUMO

Os elevados níveis de desigualdade de renda e de pobreza existentes no Brasil também podem ser observados para dados municipais e em recortes geográficos menores. Este estudo contrastou ambas variáveis para dois setores habitacionais distintos do município de Belo Horizonte: o setor normal - não-favela - e o especial ou subnormal - vilas, aglomerados e favelas. Para tanto, estimaram-se equações mincerianas de rendimentos com o uso da técnica dos Mínimos Quadrados Ordinários, observando se existiam diferenças significativas nos rendimentos de trabalhadores que fossem correlacionadas ao local de residência. Além disso, estimou-se a proporção de pobres e o Índice de Gini para os setores citados. Estes foram utilizados como base comparativa para as microsimulações contrafactuais que simularam como que fatores relacionados à localização da residência e à desigualdade de escolaridade existente entre os setores impactavam em ambos os indicadores. Observou-se que as reduções na desigualdade de renda e no número de pobres em Belo Horizonte foram mais acentuadas em decorrência do aumento fictício da escolaridade do setor subnormal do que do aumento da renda estimado por fatores correlacionados à localização da moradia.

Palavras-chave: favelas; desigualdade de renda; escolaridade; pobreza.

* Graduada em Economia pela FACE/UFMG. marialaura.paiva@gmail.com

** Professor do Departamento de Economia e do Cedeplar/UFMG. Bacharel em Física (UFMG). Especialista em Física (UNICAMP). Mestre em Química (UFMG). Doutor em Demografia (UFMG). agolgher@cedeplar.ufmg.br

1 INTRODUÇÃO

A elevada desigualdade de renda existente no Brasil tem sido tema de vários estudos que buscam aprofundar o conhecimento sobre suas origens, e visam explicar as razões para tal acontecimento e propor possíveis soluções para seu fim (Barros *et al.*, 2000a; Hoffman, 2000; Ferreira e Litchfield, 2000). Isso ocorre em parte devido à situação relativamente desfavorável em que o país se encontra em comparações internacionais (Patu, 2006), e também devido ao fato que o nível de desigualdade parece ter efeitos negativos sobre o desempenho agregado da economia (Cerqueira, 2004).

A princípio, o alto índice de desigualdade de renda não era considerado pelos economistas um mal por si só (Ferreira e Litchfield, 2000). Assim a dominância desta visão econômica, que defendia a existência de um trade-off entre igualdade e crescimento, fez com que a desigualdade não fosse vista necessariamente como uma coisa indesejável. Porém, durante a última década, a opinião da maioria dos economistas distanciou-se da corrente citada anteriormente. Ferreira e Litchfield (2000) afirmam que tanto argumentos teóricos como empíricos indicaram a existência de uma relação causal negativa entre desigualdade e crescimento econômico, além de outros aspectos igualmente indesejáveis.

Segundo Barros *et al.* (2000a), as últimas décadas foram marcadas pela tendência constante da grande desigualdade na distribuição de renda. Como exemplo, o índice de Gini da renda dos chefes de domicílio era igual a 0,609 para o Brasil (FIBGE, 2000). O estado de Minas Gerais possuía um índice ligeiramente inferior ao do país, igual a 0,597 (Simão, 2004), mas ainda assim com valores elevados. A Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH) apresentava valores um pouco mais elevados do que os observados acima, 0,63, superior ao de outras regiões metropolitanas brasileiras, como: Porto Alegre (0,59), Curitiba (0,60), São Paulo (0,61) e Rio de Janeiro (0,62) (Machado *et al.*, 2004). Em estudos mais localizados, Cerqueira (2004) estimou a desigualdade de renda para a RMBH e para o município de Belo Horizonte e constatou que o primeiro era menos desigual que o segundo. Ou seja, dentre todas as regiões citadas, esta última era a que apresentava os valores mais elevados para os indicadores de desigualdade. Este último autor mostrou ainda que existiam marcantes disparidades entre as áreas de planejamento do município de Belo Horizonte.

Decorrente desta elevada desigualdade de renda, apesar do Brasil estar entre um terço dos países mais ricos do mundo em termos de renda *per capita* (Barros *et al.*, 2002a), são elevados os níveis de pobreza no país, com valores superiores a outros países com renda média similares. Como exemplo, considerando pobres aqueles não possuíam capacidade de comprar uma cesta de produtos básicos para o consumo, ou seja, aqueles que estão abaixo de uma determinada linha de pobreza, a porcentagem de pessoas pobres em 2005 no Brasil era de 23%, segundo o relatório "Panorama Econômico do Hemisfério Ocidental" divulgado pelo FMI (Manzatti, 2006).

Vários estudos sobre as possíveis causas da desigualdade de renda e pobreza foram escritos. Entre os pioneiros está o debate entre Fishlow e Langoni (Ferreira e Litchfield, 2000), que analisaram a importância da educação e do funcionamento do mercado de trabalho como determinante da distribuição de renda no Brasil.

Barros e Mendonça (1995) fizeram uma decomposição da desigualdade salarial, através da contribuição de cada fonte para a desigualdade observada. Assim puderam reconstituir a origem de quase 60% do total da desigualdade observada. O resultado obtido mostrou que uma divisão da sociedade entre grupos com níveis diferentes de escolaridade responde por entre um terço e a metade da desigualdade total, mesmo levando em consideração o fato dessas pessoas terem cores diversas, trabalharem em regiões diferentes e terem níveis de experiências variados. Existe, portanto, uma proeminência da educação como determinante da renda e, conseqüentemente, da pobreza e desigualdade de renda.

Uma maneira capaz de revelar relações entre a diferença de rendimentos, pobreza e educação em uma perspectiva espacial para dados municipais é a comparação entre os setores de habitação de um município, como o setor subnormal – favela e assemelhados – e o restante da população.

As favelas surgiram com a ocupação dos espaços vazios localizados próximos aos centros urbanos devido às limitações impostas pela distância e pelos altos custos de transporte (Silva, 2000) e, em grande parte dos casos, decorrem da ocupação informal da terra com precariedade dos serviços de esgoto, coleta de lixo e abastecimento de água. Com moradias precárias, infra-estrutura básica insatisfatória e elevados índices de violência, as vilas e favelas retratam a exclusão social e também a segregação espacial (Lemos, 2004). Além dessa diferenciação, observa-se, que as áreas de aglomerados, vilas e favelas possuem quantidades muito inferiores de determinados bens, como computadores, automóveis, telefone e lavadora de roupa, que nas demais áreas (Golgher, 2004).

Outro aspecto que exemplifica essa exclusão seria a grande desigualdade educacional que pode ser observada entre a população residente nas favelas e vilas e nos demais bairros de uma localidade (Ribeiro e Lago, 2001). Segundo Pasternak (2000), a população das favelas de São Paulo é menos escolarizada que a do município como um todo. Em 1991, considerando a população moradora de vilas e favelas acima de cinco anos de idade, 26% não sabia ler nem escrever. Para a população municipal, esta porcentagem era igual a 10,6%.

A relação entre níveis educacionais, rendimentos e local de moradia foi abordado em um estudo feito para as favelas do Rio de Janeiro (Pero *et al*, 2005). Os autores verificaram através da regressão de rendimentos a existência da diferenciação salarial entre moradores e não moradores de favelas. Quando trabalhadores com características similares são considerados - em termos de sexo, raça, escolaridade e idade - aqueles que moram no setor subnormal recebem cerca de 47% a menos que aqueles que moram na zona sul fora das favelas.

De forma similar ao analisado por Pero *et al* (2005), o objetivo do presente trabalho é avaliar se trabalhadores com características semelhantes possuem salários diferentes por causa de fatores relacionados ao fato de morarem em vilas e favelas ou não. Além disso, pretendeu-se estimar os níveis de desigualdade de renda e pobreza para dados observados e em diferentes cenários contrafactuais.

Para tanto, este texto foi dividido em seis partes, incluindo essa introdução. A próxima contém uma análise descritiva dos dados que servirá de base para as discussões metodológicas subseqüentes e também como contexto para a discussão dos resultados. Em seguida é discutida a metodologia empregada nas análises econométricas, que são equações mincerianas de rendimentos aplicadas aos dados do Censo Demográfico de 2000 e estimadas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Variáveis que influenciam a determinação do rendimento auferido foram inseridas no modelo, como: a idade, o sexo, a cor, educação, tipo de trabalho exercido e o setor econômico da atividade desempenhada. Uma *dummy* que informa o tipo de setor habitado foi inserida para atingir o objetivo principal deste trabalho que é verificar a existência de diferenciação de rendimentos que seja correlacionado com o local de habitação - se em vilas e favelas ou não. A quarta seção apresenta as análises das regressões e os resultados obtidos. O Índice de Gini e o Índice de Pobreza, este último medido através da proporção de pobres, foram calculados tanto para Belo Horizonte como para seus setores separadamente e são apresentados na seção seguinte. Além disso, tendo como base as análises econométricas descritas acima, duas microsimulações foram feitas com o objetivo de verificar o impacto de duas realidades contrafactuais nestes indicadores. A conclusão encerra o texto.

2 ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS

Em Belo Horizonte existem 209 vilas, favelas e assemelhados (Estados de Minas, 2006). Dentre as favelas mais antigas e conhecidas de Belo Horizonte estão: a Pedreira Prado Lopes, o aglomerado da Serra, o aglomerado Santa Lúcia, conhecido também como Morro do Papagaio, o Morro das Pedras, Cabana do Pai Tomás, Vista Alegre e Vila Cemig.

Segundo os dados do Censo Demográfico de 2000, o município de Belo Horizonte tinha aproximadamente 12% da população habitando setores especiais em aglomerados subnormais (favelas e assemelhados) e 88% em setor comum, quando desconsiderados os demais setores, que são pouco representativos. Como comparação, Pero *et al* (2005) estimaram que os valores são respectivamente 20% e 80% para o Rio de Janeiro, cifras superiores ao observado em Belo Horizonte.

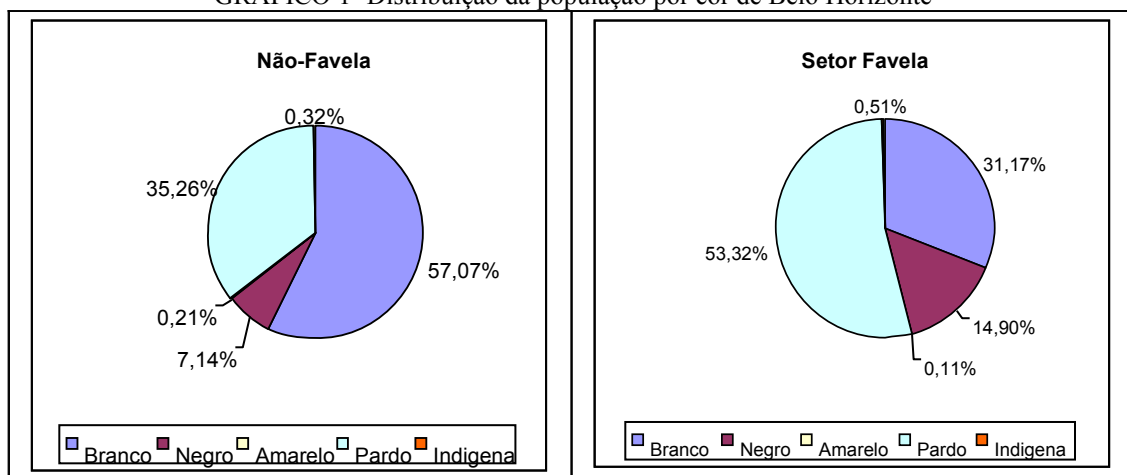
A estrutura etária dos dois setores é bastante diferenciada. De forma geral, os moradores dos aglomerados subnormais são mais jovens que os demais, evidenciando níveis de fecundidade mais elevados. De fato, dentre estes 33,1% possui de zero a quatorze anos, enquanto que entre os moradores de áreas não-favela essa classe representava somente 23,1% da população. Para o grupo etário com idade entre quinze e 64 anos, a situação se inverte: estes são 70,3% da população no setor normal e 63,4% no subnormal. Nota-se também que a porcentagem de pessoas com idade igual ou superior a 65 anos é muito superior no setor normal quando comparada com o subnormal: 6,6% entre os moradores deste primeiro setor e apenas 3,4% dos moradores de favelas.

Essa diferença na composição etária impacta diretamente nos níveis de pobreza. Os domicílios do setor subnormal tendem a apresentar uma participação maior de crianças e adolescentes que, em geral, diminuem a média de rendimentos *per capita*.

Existe um predomínio feminino em ambos os setores de habitação, mas principalmente para o setor normal, com razão de sexos de 89,0, enquanto que para o setor subnormal esse valor era de 95,0. Essa diferença é causada em parte devido à própria distribuição etária de cada um dos setores, uma vez que os homens predominam nas idades mais jovens e o contrário ocorre para as idades adultas e idosas.

Outra característica bastante diferenciada entre os dois setores é a distribuição da população por cor (GRAF. 1). Observa-se que mais da metade (57,1%) dos moradores do setor normal se autodeclarou branco, sendo que o grupo dos pardos representava 35,26% da população do setor. Entre os moradores de favela, a cor predominante era a parda (53,3%), enquanto que os brancos, com 31,17%, eram minoritários. Além disso, a população negra representava 7,1% da população do setor comum e 14,9% do setor de aglomerado subnormal.

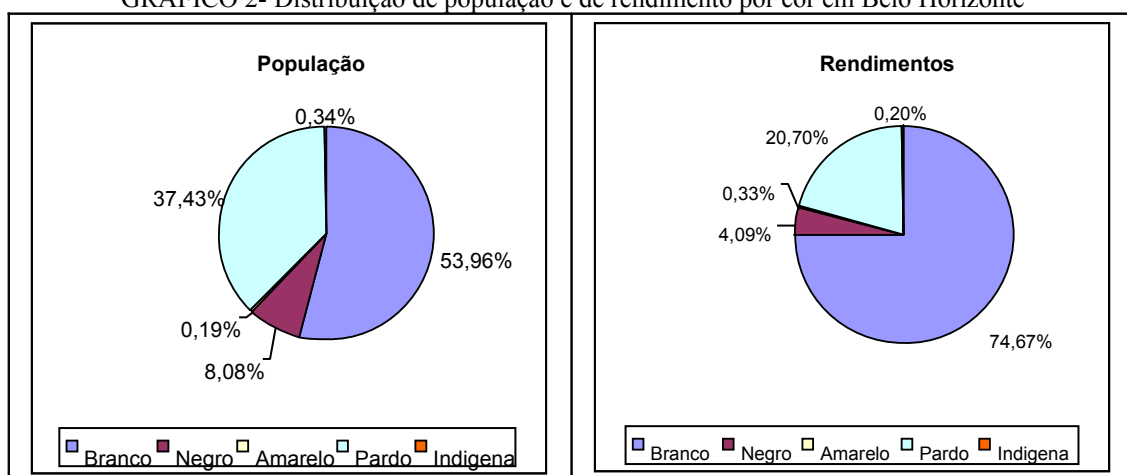
GRÁFICO 1- Distribuição da população por cor de Belo Horizonte



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico, 2000.

Através da distribuição de rendimentos por cor mostrada no GRAF 2, observa-se que os brancos representavam 54,0% da população de Belo Horizonte e detiveram 74,7% dos rendimentos. Dentre os que se declararam de cor amarela, os números são respectivamente 0,19% e 0,33%. Ou seja, as duas cores citadas recebem uma porcentagem de rendimentos maior que sua representatividade na população total¹. Os demais - pardos, negros e indígenas - possuem uma porcentagem de rendimentos menor que sua representatividade na população total, como também pode ser visto no GRAF. 2. Elas representam conjuntamente 45,85% da população e recebem 25,00% do rendimento total.

GRÁFICO 2- Distribuição de população e de rendimento por cor em Belo Horizonte

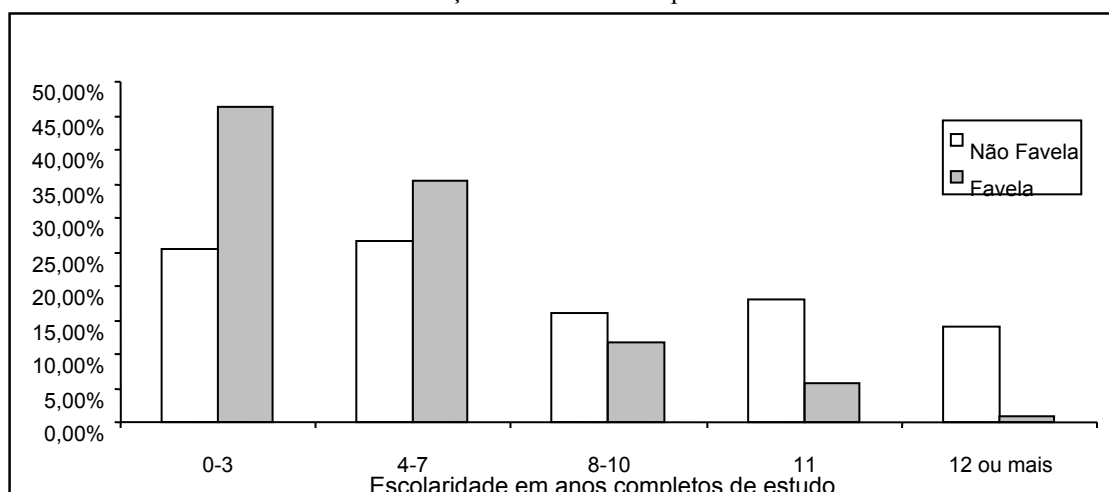


Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico, 2000.

Essa diferenciação de rendimentos entre os grupos de cor e a distribuição dos mesmos nos diferentes setores de habitação pode ser verificada em uma outra perspectiva na distribuição da escolaridade entre os dois setores, que também é bastante diferenciada, e influenciada por diferenças na composição etária. Observa-se pelo GRAF. 3 que a porcentagem de pessoas com menos que o ensino fundamental (até sete anos de estudo) era superior entre os moradores de favelas, onde 81,7% dos seus habitantes possuem essa escolaridade. Dentre os moradores do setor normal essa classe representava 52,0% de sua população. Em contrapartida, para a escolaridade entre oito e dez anos de estudo, que corresponde ao Ensino Fundamental Completo ou Ensino Médio incompleto, as proporções eram 15,9% para os não moradores de favelas e 11,8% entre os moradores do setor subnormal. O grupo daqueles com onze anos de estudo engloba cerca de 18% dos não moradores de favelas e 5,6% dos moradores. Para o grau de escolaridade superior a onze anos, ou seja, pelo menos Ensino Superior incompleto, a discrepância entre os setores se torna ainda maior, 14,1% entre os moradores do setor não-favela e 0,9% entre os moradores da favela. Considerando somente as pessoas que possuem escolaridade mínima igual ao ensino superior completo, cerca de 0,5% moram em favelas e 99,5% no setor comum.

¹ Nas análises econométricas estas duas cores foram agrupados na *dummy* referente à cor, assim como as demais em um outro grupo.

GRÁFICO 3-Distribuição da Escolaridade por Setor de Belo Horizonte



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico, 2000.

A diferença de escolaridade entre os setores também pode ser vista pela escolaridade média (TAB 1) de cada um deles. Quando é considerado todo o município de Belo Horizonte, a escolaridade média é igual a 6,66 anos de estudo. Para o setor de não-favela esse valor era um pouco superior, 7,03 anos, e para o setor subnormal a escolaridade média era muito inferior de 3,97 anos.

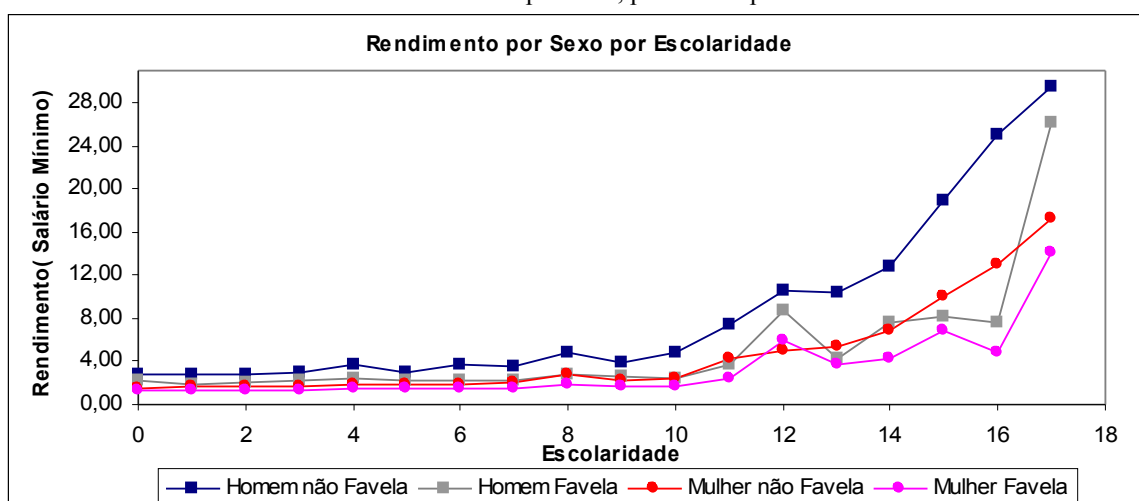
TABELA 1 - Escolaridade Média por setor de Belo Horizonte

	Belo Horizonte	Não-favela	Favela
Média (anos)	6,66	7,03	3,97

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico (IBGE, 2000).

Analisando a escolaridade e o rendimento de homens e mulheres, moradores ou não de favelas, pode-se primeiramente observar o aumento da renda de trabalho com o aumento do número de anos estudados a taxas crescentes (GRAF 4). Nota-se também uma diferença entre homens e mulheres, pois estas recebem menos que aqueles, mesmo possuindo a mesma escolaridade. Outra diferenciação que fica evidente no gráfico é a relacionada ao local de habitação. Os moradores de favelas, mesmo possuindo o mesmo sexo e a mesma escolaridade, recebem menos que os moradores do setor normal.

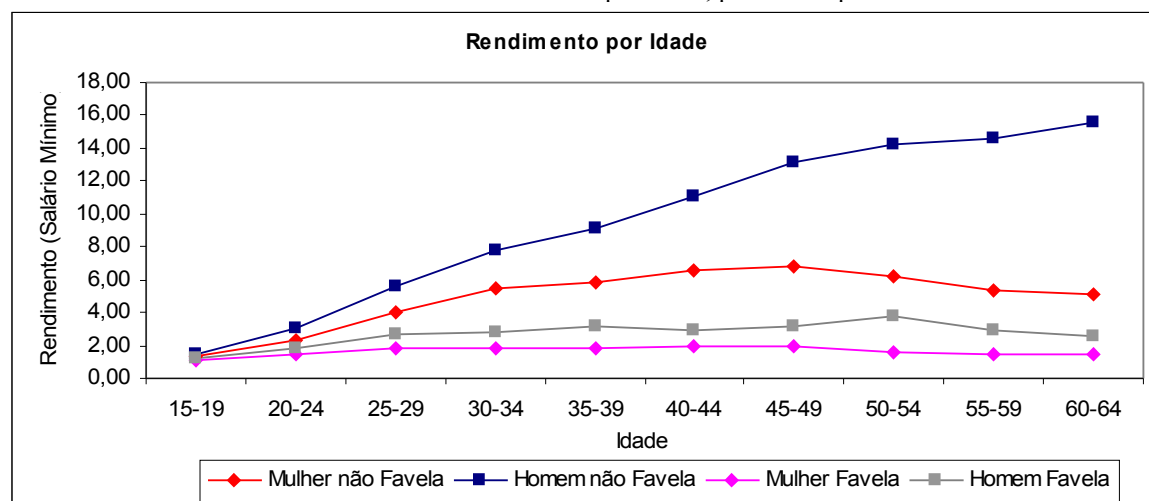
GRÁFICO 4- Rendimento por sexo, por setor e por escolaridade



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico (IBGE, 2000).

O GRAF. 5 mostra a distribuição de rendimentos por faixa etária, por sexo e por setor de habitação. Observa-se que em todas as faixas etárias analisadas homens e mulheres do setor subnormal recebem menos que os do mesmo grupo do setor comum e que mulheres recebem menos que homens em um mesmo setor de moradia. Além disso, parece existir uma relação inicialmente crescente e côncava entre os rendimentos e a idade para cada um dos quatro grupos analisados.

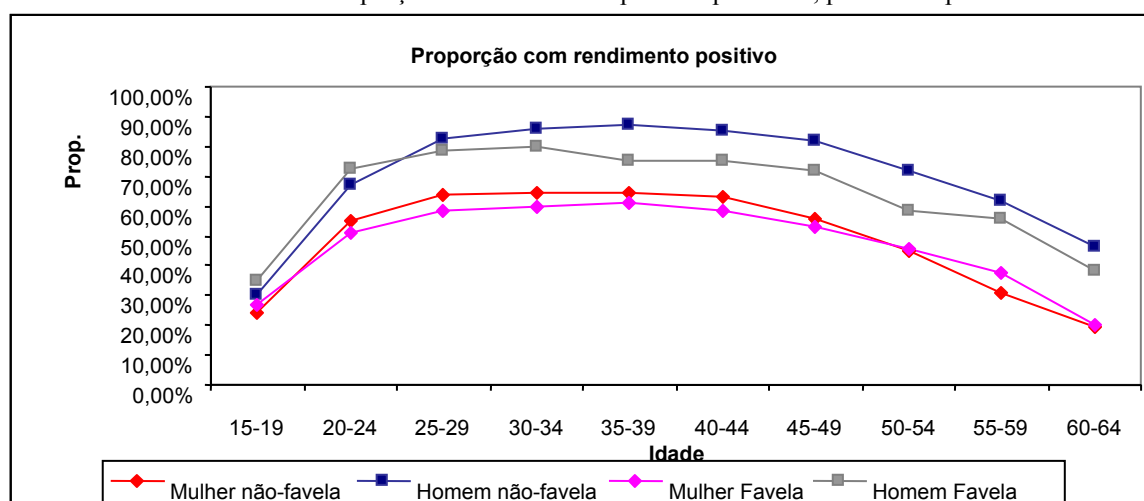
GRÁFICO 5 - Rendimento por idade, por setor e por sexo



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico, 2000.

O GRAF. 6 mostra a proporção em cada faixa etária que tinha rendimentos positivos. Observa-se que, como esperado, as proporções para homens são superiores ao observado para mulheres. Além disso, os moradores em setores subnormais tendiam a apresentar proporções ligeiramente inferiores ao dos demais indivíduos, mas em tendências similares para ambos os sexos.

GRÁFICO 6 – Proporção com rendimento positivo por idade, por setor e por sexo



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico (IBGE, 2000).

A grande heterogeneidade dos trabalhadores é um dos fatores traduzidos pelo mercado de trabalho e transformada em diferença de rendimentos. A média do total de rendimentos em todos os trabalhos, medida em salários mínimos, é mais de três vezes superior entre os trabalhadores que não moram em favelas quando comparada com aqueles que moram (TAB. 2). A discrepância salarial entre os setores fica mais evidenciada pelo valor máximo dos rendimentos, que alcança um valor mais de 16 vezes superior para os não moradores de favelas. Note, porém, que a média do total de horas trabalhadas é mais igualitária entre os dois setores. Apesar do seu valor máximo ser superior no setor comum, o valor médio é ligeiramente superior no setor especial.

TABELA 2 - Rendimentos e horas trabalhadas para Belo Horizonte e por setor de habitação

	Belo Horizonte		Não-favela		Favela	
	Rendimento	Horas trabalhadas	Rendimento	Horas trabalhadas	Rendimento	Horas trabalhadas
Média	6,42	43,59	6,92	43,48	2,19	44,56
Máximo	2.649,01	140,00	2.649,01	140	158,28	125
Mínimo	0,03	1,00	0,03	1,00	0,03	1,00
Desvio Padrão	17,88	14,34	18,80	14,35	2,83	14,17

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico (IBGE, 2000).

Nota: Somente rendimentos positivos.

A TAB. 3 mostra a diferenciação entre os setores conforme o tipo de ocupação. Os trabalhadores domésticos representavam 19,36% da população da favela e 7,11% do setor de não-favela, indicando uma maior inserção dos primeiros em ocupações com menor remuneração. A porcentagem de empregados, somando os com e sem carteira, nos dois setores é similar: 65,64% no setor comum e 62,23% no setor aglomerado subnormal. Para a proporção dos contra própria, os valores também são semelhantes, 21,97%, para o setor normal e 17,68% para o subnormal. Porém, a discrepância maior entre os setores está na proporção de empregadores. Esses representam 5,28% da população de não-favela e 0,74% da população das favelas.

TABELA 3 - Distribuição de rendimentos por tipo de ocupação por setor

Trabalho exercido	Não-favela	Favela
Doméstico com carteira	3,71%	9,51%
Doméstico sem carteira	3,40%	9,85%
Empregado com carteira	45,16%	46,25%
Empregado sem carteira	20,48%	15,98%
Conta Própria	21,97%	17,68%
Empregador	5,28%	0,74%

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo de 2000.

Essa apresentação descritiva de dados pretendeu caracterizar os diferentes setores de habitação em Belo Horizonte e introduzir as diversas variáveis que serão utilizadas nos modelos econométricos. Na seção seguinte é apresentada a metodologia que foi empregada nestes modelos.

3 METODOLOGIA

Na seção anterior, notou-se que os moradores do setor subnormal apresentavam características médias distintas dos demais, com menores níveis de educação e renda. Pretende-se aprofundar essa discussão com a utilização de equações de rendimento e de microsimulações. Aqui é discutida a metodologia empregada na estimação destas primeiras.

As equações mincerianas de rendimento foram estimadas com o objetivo principal de analisar se trabalhadores com características análogas possuem salários diferentes dado ao fato de morarem em vilas e favelas ou não². A seguinte equação de rendimentos foi utilizada:

$$(1) \quad \ln(w_i) = \alpha + \beta X'_i + \gamma Y_i + u_i$$

Em que: w_i representa o rendimento de cada indivíduo i por hora trabalhada, β é o vetor de coeficientes, X é o vetor contendo variáveis independentes que influenciam o rendimento do indivíduo, Y representa a *dummy* para o local de habitação, favela ou não-favela, γ é o coeficiente desta *dummy* e u_i é o erro estocástico.

Para estimar a equação (1) foi usado o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) motivado pela teoria do capital humano proposta por Mincer (Resende e Wyllie, 2006). Outros estudos similares, como Sachsida *et al* (2004) e Trostel *et al* (2002), também utilizam o mesmo processo econométrico, dentre muitos outros.

Os microdados utilizados como base de dados provêm do Censo Demográfico de 2000 (FIBGE, 2000). Os dados usados neste estudo são do município de Belo Horizonte, que contém 226.691 observações na amostra, que quando expandida representa 2.227.873 indivíduos. Porém, para a análise econométrica foram empregados filtros para melhor adequação da amostra aos escopos deste trabalho. Dado que o objetivo principal é comparar os rendimentos entre os habitantes de favelas e não-favelas, os setores de habitação foram restringidos a esses dois. Foram desconsiderados os habitantes de alojamentos, aldeias indígenas, asilos, orfanatos e outros setores presentes na base de dados, sendo que todos possuíam baixa representatividade. Além disso, foram considerados apenas os indivíduos com rendimento positivo e com idade até 64 anos de idade. Os setores de atividades foram limitados ao industrial e ao de serviços, excluindo o setor agrícola devido à sua baixa

² A proposta aqui não é discutir se os moradores de favelas recebem menos por morarem em setores subnormais, ou a causalidade inversa, se moram em favelas por terem menores rendimentos. Além desses efeitos, outros, como fatores não-observados pelas variáveis dos modelos econométricos e que são relacionados ao local de moradia, são os de interesse nesta.

representatividade em Belo Horizonte. Após essas adequações, a amostra foi reduzida para 91.806 observações, que expandida representava 907.218 indivíduos.

A variável dependente é expressa pelo logaritmo da renda de trabalho por hora. Assume-se que a variável tenha uma distribuição normal, como foi comprovado empiricamente (resultados não mostrados) para dados de Belo Horizonte em 2000.

Entre as variáveis que possuem influência mais significativa sobre a renda e foram utilizadas neste estudo estão: idade, sexo, cor, escolaridade, o tipo de trabalho exercido e o setor econômico da atividade desempenhada (Freguglia *et al* 2007; Saschida *et al* 2004). Alguns comentários a respeito de cada uma delas são tecidos a seguir.

Existe uma relação positiva entre a experiência do trabalhador e a renda auferida, porém a taxas decrescentes. Ou seja, a relação tende a ser crescente e côncava (Freguglia *et al*, 2007), como foi mostrado no GRAF. 5 para Belo Horizonte. Para inserir esse efeito foi usada a variável idade como *proxy* da experiência e também o termo quadrático para captar a não-linearidade da relação experiência e renda (Antigo *et al*, 2006). Assume-se aqui que uma grande proporção de pessoas trabalha e estuda concomitantemente, e, assim, adquirem experiência profissional enquanto aumentam a escolaridade.

A presença das variáveis sexo e cor como atributos não produtivos se justifica devido à influência destas sobre o rendimento do trabalhador. De forma geral, mulheres e pessoas negras, pardas ou indígenas recebem menos que homens e pessoas brancas ou amarelas (Soares, 2000), como foi verificado anteriormente para Belo Horizonte. A *dummy* sexo possui valor igual a 1 para homens e 0 para mulheres. A *dummy* cor tem valor igual a 1 para brancos ou amarelos, e 0 para negros, pardos ou indígenas.

Dentre os atributos produtivos que causam diferenças salariais, destaca-se a educação (Ramos e Vieira, 2000). Sachsida *et al* (2004) mostram que essa variável possui relação positiva com o rendimento, o que também foi mostrado na análise descritiva. Foi incluída uma variável numérica com os anos de estudo do indivíduo para captar esse efeito. Porém, essa relação tende a ser não-linear e convexa. Para captar essa convexidade, foram incluídas *dummies* para escolaridade, divididas conforme os anos estudados: zero a três, quatro a sete, oito a dez, onze, doze ou mais anos de estudo. Essa divisão foi feita para captar o efeito “diploma”, em que os ganhos para cada ano de estudo não são constantes e os anos que representam os términos dos ciclos escolares possuem maiores retornos salariais (Crespo e Reis, 2006). Foi inserida ainda uma *dummy* para pessoas com treze ou mais anos de estudo e que tinham concluído curso, ou seja, que possuam, no mínimo, ensino superior completo.

A escolaridade de chefe do domicílio apresenta uma correlação com o nível de investimento na educação dos filhos (Saldanha júnior e Azzolini, 2001) e, conseqüentemente, no rendimento auferido por estes. Como este efeito não pode ser observado completamente pelas variáveis acima, os anos de estudo deste foi também adicionado ao modelo.

A segmentação do mercado de trabalho também constitui uma fonte de dispersão de rendimentos ao provocar uma remuneração distinta para trabalhadores com mesmo potencial produtivo (Ramos e Vieira, 2000; Barros e Mendonça, 1995; Ulysea, 2006; Néri, 2002; Antigo *et al*, 2006). Para inserir essa característica no modelo foram incluídas seis *dummies*: uma para trabalhadores domésticos com carteira assinada e outra para os mesmo que não possuíam este documento; uma para empregados com carteira assinada e outra para os sem carteira; uma quinta *dummy* para empregadores; e outra para pessoas que trabalhavam por conta-própria.

O setor econômico em que o trabalho é exercido também pode influenciar a determinação dos rendimentos (Menezes-filho, 2002). Por isso, as atividades foram divididas em três setores: agrícola, industrial e de serviços. Devido ao baixo valor representado (0,8%) em relação ao total, o setor agrícola foi desconsiderado. Foi assim obtida uma *dummy* com o valor 1 para ao setor industrial e 0 para o de serviços.

Todas essas variáveis são comumente utilizadas em equações de rendimentos mincerianas (Heckman *et al*, 2003). Como ponto central do trabalho, o modelo pretende analisar se trabalhadores com características similares possuem diferentes retornos salariais dado seu local de moradia³ (se em favelas ou não), de forma similar ao estimado em Pero *et al* (2005). Para isso, foi adicionada uma *dummy* que informa o tipo de setor habitado. Essa possui valor igual a 1 para aglomerado subnormal e 0 para o setor comum.

Seguem as análises econométricas realizadas com a metodologia descrita aqui.

4 ANÁLISES ECONÔMETRICAS

Como discutido na metodologia, utilizando uma subamostra dos dados do Censo 2000 para Belo Horizonte, foram estimados três modelos econométricos. Esses se diferenciam pela quantidade de variáveis independentes inseridas. A TAB. 4 mostra os resultados obtidos em cada modelo, estimados com 91.806 observações sem a utilização dos pesos de expansão da amostra para que a variância dos dados não fosse subestimada.

No primeiro modelo, inseriu-se variáveis que espelham as características natas do trabalhador como idade, sexo e cor. Também foram adicionadas as variáveis que indicam a escolaridade e o local de moradia do indivíduo. Cada um dos coeficientes das variáveis incluídas no modelo 1 é discutida a seguir. Note que todas as variáveis em todos os modelos com uma única exceção foram significativas.

A variável idade apresenta um coeficiente com sinal positivo, o que determina que, uma vez inseridas as demais variáveis no modelo, quanto maior a idade maior tende a ser o rendimento auferido. Porém, sua versão ao quadrado possui sinal negativo, indicando que a relação entre elas cresce a uma taxa decrescente⁴. Ou seja, a relação é côncava, como previsto na discussão metodológica. Os outros dois modelos também apresentaram resultados semelhantes.

Os coeficientes positivos para as variáveis sexo e cor também condizem com a teoria aqui explicitada. Homens tendem a receber mais que mulheres, e pessoas da cor branca ou amarela apresentam uma tendência a receber rendimentos maiores que aqueles da cor parda, negra ou indígena, depois de controlados os efeitos das demais variáveis do modelo. Observa-se que essas variáveis também possuem coeficientes semelhantes nos três modelos. Tendo como base o modelo 3 e através do exponencial dos coeficientes obtidos, homens tendiam a receber 31% a mais que mulheres, e brancos e amarelos, 14% a mais que pardos, negros e indígenas.

Em concordância com o que foi discutido anteriormente e verificado no GRAF. 6, o coeficiente obtido pelo primeiro modelo para a escolaridade apresentou uma relação positiva com a renda. Ou seja, o rendimento tende a ser maior com o aumento da escolaridade.

A *dummy* para o local de habitação (se em vilas e favelas ou não), mesmo controlando pelas demais variáveis, exibiu uma relação negativa com a renda auferida. Isso indica que trabalhadores com características semelhantes possuem rendimentos menores se habitarem o setor subnormal sem implicação de causalidade. Esse resultado é também reflexo de fatores não observados correlacionados ao local de moradia do indivíduo. Por exemplo, a qualidade educacional média dos moradores das localidades subnormais pode ser inferior ao do restante da população.

No segundo modelo foram inseridas as *dummies* para a escolaridade. Como já discutido, as divisões das *dummies* foram feitas conforme os ciclos de ensino no Brasil. A escolaridade do chefe do domicílio também foi inserida no modelo.

³ Ver nota acima.

⁴ Uma relação quadrática assim pode apresentar um máximo no intervalo de idades estudado dependendo dos coeficientes das variáveis.

Observa-se que a variável escolaridade teve seu coeficiente reduzido. Isso ocorreu devido à captação de parte do efeito da escolaridade no rendimento também através das *dummies* que representam cada nível escolar. A *dummy* que representa escolaridade entre quatro e sete anos de estudo foi excluída do modelo, indicando que os demais coeficientes foram obtidos em relação a ela. Os coeficientes para as *dummies* que representam escolaridade de doze anos ou mais de estudo e que representava o ensino superior completo são bastante elevados em relação aos demais. Assim, observa-se que quanto maior o nível de escolaridade representado, maior o coeficiente, o que indica retornos crescentes para a escolaridade. Os sinais relativos aos coeficientes das *dummies* refletem a convexidade da relação existente entre escolaridade e rendimento, como discutido no capítulo metodológico e observado no GRAF. 4.

A escolaridade do chefe do domicílio também se relaciona positivamente com o rendimento do indivíduo. Isso indica a existência de fatores diversos que também influenciam o rendimento auferido do indivíduo e que se relacionam com a escolaridade do chefe do domicílio.

Mesmo com a inserção das *dummies* da escolaridade e da escolaridade do chefe do domicílio, o coeficiente para a *dummy* favela apresentou valor negativo e bastante próximo àquele do primeiro modelo, indicando a robustez do resultado.

TABELA 4 – Equações de rendimento

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		
	Coeficiente	Desvio Padrão	Coeficiente	Desvio Padrão	Coeficiente	Desvio Padrão	Exp(Coef.)
(Constant)	-6,0360	0,0225	-5,5639	0,0264	-5,4479	0,0270	
Idade	0,0880	0,0013	0,0763	0,0012	0,0742	0,0012	
Idade ao quadrado	-0,0008	0,0000	-0,0007	0,0000	-0,0007	0,0000	
Sexo	0,3136	0,0048	0,3211	0,0046	0,2672	0,0049	1,31
Cor	0,2067	0,0051	0,1514	0,0050	0,1287	0,0050	1,14
Escolaridade	0,1365	0,0006	0,0725	0,0026	0,0665	0,0025	1,07
Escolaridade 0-3 anos	-	-	0,0770	0,0124	0,0878	0,0123	1,09
Escolaridade 8-10 anos	-	-	-0,0426	0,0112	-0,0538	0,0111	0,95
Escolaridade =11 anos	-	-	0,1083	0,0162	0,0815	0,0160	1,08
Escolaridade ≥12 anos	-	-	0,3158	0,0238	0,3001	0,0235	1,35
Ens. Superior Completo ou +	-	-	0,2772	0,0123	0,2742	0,0121	1,32
Escolaridade chefe domicílio	-	-	0,0356	0,0007	0,0361	0,0007	1,04
Setor Industrial	-	-	-	-	0,0517	0,0059	1,05
Doméstico com carteira	-	-	-	-	-0,2617	0,0121	0,77
Doméstico sem carteira	-	-	-	-	-0,2226	0,0125	0,80
Empregado sem carteira	-	-	-	-	0,0022	0,0061	1,00
Empregador	-	-	-	-	0,5023	0,0113	1,65
Conta Própria	-	-	-	-	0,0397	0,0061	1,04
FAVELA	-0,1250	0,0081	-0,1243	0,0079	-0,1073	0,0078	0,90
R ² Ajustado	0,521		0,553		0,566		

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico (IBGE, 2000).

Nota: As variáveis em negrito não são significativas em 5%.

No terceiro modelo foram incluídas as *dummies* para o tipo de ocupação e para o setor econômico do trabalho. Nota-se que as variáveis que já estavam presentes no segundo modelo apresentaram valores semelhantes no terceiro modelo.

O coeficiente do setor industrial foi positivo, o que indica que trabalhadores do setor industrial, uma vez controlados os efeitos das demais variáveis, tendem a obter rendimentos superiores àqueles do setor terciário.

Cinco *dummies* detalham o tipo de ocupação do indivíduo. A *dummy* para empregados com carteira assinada foi excluída e os coeficientes dos demais tipos de trabalho foram obtidos em relação a ela. Nota-se que empregados domésticos, tanto com carteira assinada como sem, apresentam uma tendência a receber menos que empregados com carteira assinada. A situação se inverte para trabalhadores por conta própria e, principalmente, empregadores. Uma única variável foi não-significativa que foi a *dummy* para empregados sem carteira, sugerindo que estes e os com carteira tendiam a receber rendimentos semelhantes, uma vez controlados os efeitos das demais variáveis.

Note que a *dummy* favela apresentou um coeficiente negativo e significativo também neste modelo. Segundo o exponencial deste coeficiente, os trabalhadores do setor subnormal quando comparados com outros similares, conforme as variáveis incluídas no modelo, com restante do município tendiam a receber aproximadamente 10% a menos.

Este terceiro modelo será utilizado como base para as microsimulações apresentadas na seção seguinte.

5 MICROSIMULAÇÕES CONTRAFACTUAIS

Nesta seção são apresentados dois tipos de microsimulações contrafactuais. Em ambas foram calculados a proporção de pobres e o índice de Gini.

A primeira microsimulação foi feita alterando-se diretamente a renda dos moradores do setor subnormal. Como já mostrado na TAB. 2, os rendimentos dos moradores de vilas e favelas são menores que os dos não moradores. Esse fato é causado por uma série de fatores, tais como menores níveis de educação ou maiores proporções de pretos, pardos e indígenas. Uma estimativa dessa redução que é correlacionada ao fato do indivíduo morar ou não em uma favela pode ser obtida pelo coeficiente da *dummy* favela do terceiro modelo. Para retirar esse efeito, mantendo os demais valores dos rendimentos dos moradores de favela foram multiplicados pelo inverso do exponencial do coeficiente da *dummy* favela (1,11). Depois disso, as rendas domiciliares *per capita* contrafactuais foram estimadas.

A segunda microsimulação foi feita se alterando a escolaridade dos habitantes do setor subnormal. As escolaridades médias dos setores de favela e não-favela são bastante distintas, como mostrado na TAB. 1, e isto exerce grande influência sobre os rendimentos auferidos (Ramos e Vieira, 2000). Para estimar a renda dos moradores da favela caso tivessem a mesma escolaridade média dos demais habitantes de Belo Horizonte, a escolaridade daqueles habitantes foi multiplicada pela razão entre a escolaridade média dos não moradores de favela e a escolaridade média dos moradores de favela. O mesmo procedimento foi feito para a escolaridade do chefe de família. Os valores superiores a dezessete anos de estudo, cerca de 1% do total, foram considerados como dezessete. As *dummies* para escolaridade foram então reclassificadas.

Em seguida, o efeito estimado pelos coeficientes da regressão da escolaridade antiga foi retirado do rendimento observado de cada um dos indivíduos moradores nas favelas e foi inserido o novo efeito produzido pelo aumento da escolaridade dos indivíduos e do chefe de família.

Os indicadores de pobreza e desigualdade foram, então, estimados para os valores observados e para as duas microsimulações contrafactuais.

5.1 Índice de Pobreza

Mesmo quando existe consenso que a fonte mais apropriada para determinar a linha de pobreza é através de informações sobre o consumo das famílias (Rocha, 2000), ela é usualmente determinada através de múltiplos do salário mínimo ou de algum outro indicador monetário, como um ou dois dólares por dia, por causa da simplicidade metodológica (Simão, 2004), que foi a metodologia utilizada aqui.

Para estimar a proporção de pobres, calculou-se primeiramente a renda domiciliar *per capita* para os dados observáveis e para as duas microsimulações citadas. Foram classificados como pobres aqueles que viviam em um domicílio com rendimentos iguais ou inferiores a meio salário mínimo. Essa proporção de pobres provém do índice sintético de Foster, Greer e Thorbecke (FGT) calculado para α igual a zero (Liberato, 2004). Os resultados são mostrados nas tabelas 5, 6 e 7, respectivamente para dados observados e as duas microsimulações.

Como esperado, a proporção de pobres observada em 2000 (TAB. 5) para os moradores de favelas (38,0%) é bastante elevada quando comparada ao setor normal (14,8%) e também ao município de Belo Horizonte (17,5%).

TABELA 5 - Distribuição da população pobre: dados observados

	Pobres	Não pobres
Belo Horizonte	17,52%	82,48%
Não-favela	14,77%	85,23%
Favela	38,01%	61,99%

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo.

A TAB. 6 mostra os resultados obtidos na primeira microsimulação, ou seja, caso trabalhadores semelhantes, tanto na favela como no restante do município, tivessem o mesmo rendimento. Apesar da porcentagem de pobres de Belo Horizonte ter sofrido uma ligeira diminuição, passando de 17,5% (TAB. 5) para 16,8% (TAB. 6), a redução no setor subnormal foi relativamente elevada, de 38,0% para 32,3%. Assim, se inexistisse redução de rendimentos correlacionada ao local de moradia, haveria uma redução de cerca de 5% no número de pobres entre os moradores de favelas.

TABELA 6 - Distribuição da população pobre: 1ª microsimulação

	Pobres	Não pobres
Belo Horizonte	16,84%	83,16%
Não-favela	14,77%	85,23%
Favela	32,28%	67,72%

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo.

Na segunda microsimulação (TAB. 7), observou-se que se a distribuição da escolaridade dos setores fosse mais igualitária, a porcentagem de pobres em cada setor também o seria, independente de outros fatores. Em Belo Horizonte, a porcentagem de pobres se reduziria de 17,5% para 14,8%, e a do setor subnormal passaria de 38,0% para 16,4%. Ou seja, a queda no número de pobres provocada pelo aumento fictício da escolaridade dos habitantes de favelas foi superior a 20,0% no setor subnormal.

TABELA 7 - Distribuição da população pobre: 2ª microsimulação

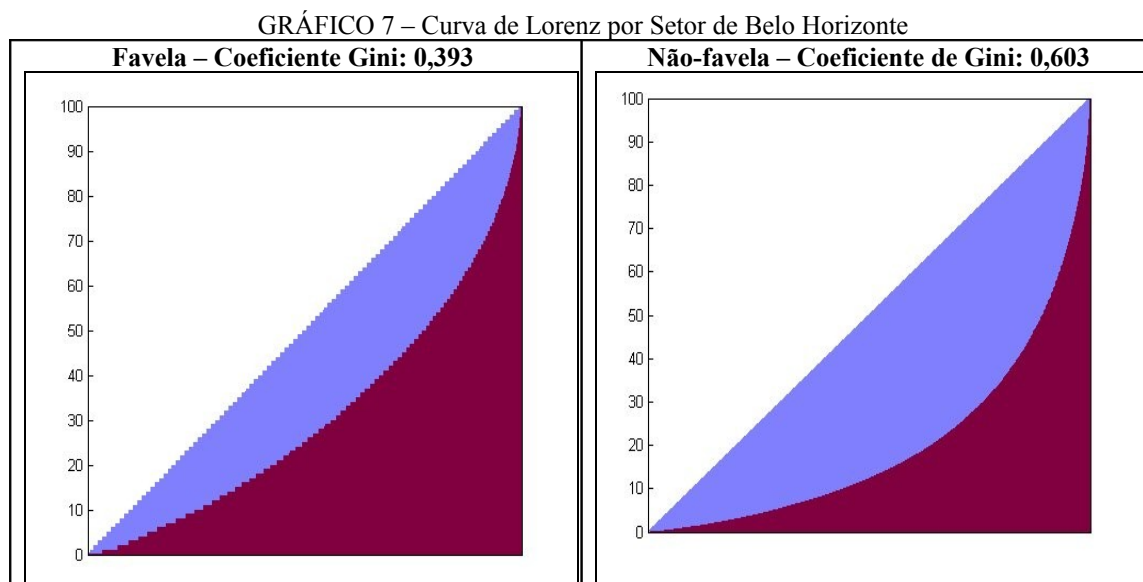
	Pobres	Não pobres
Belo Horizonte	14,85%	85,15%
Não-favela	14,77%	85,23%
Favela	16,43%	83,57%

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo.

5.2 Coeficiente de Gini

Para quantificar o grau de concentração de renda existente em Belo Horizonte e em cada setor separadamente foi calculado o coeficiente de Gini para indivíduos com renda maior que zero. Ele pode ser visualizado no GRAF. 7, que mostra a Curva de Lorenz para os dois setores em separado. O eixo das abscissas representa a porcentagem da população e o das ordenadas a porcentagem da renda auferida por essa população acumulada. Assim, a diagonal do gráfico representa a perfeita distribuição de renda e a convexidade da curva de Lorenz indica o grau de desigualdade na distribuição (Pinho e Vasconcellos, 2003). O coeficiente de Gini é representado pela razão entre a área localizada entre a curva de Lorenz e a diagonal de perfeita igualdade e toda a área abaixo desta diagonal.

O coeficiente de Gini calculado para o setor de não-favela foi de 0,603, bastante próximo ao valor encontrado para toda a cidade de Belo Horizonte, 0,607. O coeficiente para o setor de favela era muito inferior, 0,393, o que indica um menor grau de desigualdade de rendimentos entre seus habitantes. Esse resultado é condizente com a TAB. 2, que mostra um menor valor para o desvio padrão dos rendimentos do setor de favela, indicando uma menor dispersão desses em relação ao valor médio encontrado em Belo Horizonte.



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico (IBGE, 2000).

Utilizando os resultados obtidos na primeira microsimulação, o coeficiente de Gini foi novamente calculado. O valor encontrado para Belo Horizonte sofreu uma pequena redução passando de 0,607 para 0,604.

Entretanto, a redução do índice do Gini foi mais expressiva na segunda microsimulação. Como previsto, houve uma redução da concentração de renda de Belo Horizonte provocada pelo aumento da escolaridade do setor subnormal. O índice de Gini encontrado reduziu-se para 0,597.

Nota-se que tanto a redução do número de pobres como a queda do índice de Gini em Belo Horizonte foi muito mais acentuada devido ao aumento fictício da escolaridade que ao aumento da renda do setor subnormal por fatores correlacionados à localização da moradia do indivíduo.

6 CONCLUSÃO

Vários estudos sobre a desigualdade de renda compararam a realidade brasileira com a internacional, indicando a posição relativamente desfavorável neste aspecto em que o Brasil se encontra (Barros *et al*, 2000a; Barros e Mendonça, 1997). Outros relacionam as desigualdades existentes entre as regiões brasileiras, principalmente entre a região Sudeste e a Nordeste (Pessoa, 2001). Como discutido, a desigualdade de rendimentos pode ser capitada também em âmbito municipal. (Cerqueira, 2004). Nesta última perspectiva, a diferença de rendimentos pode ser visualizada dentro do município através da análise de diferentes partes do mesmo, inclusive em comparações entre as favelas existentes com o restante da localidade.

Como mostrado no texto, nas favelas de Belo Horizonte, a renda média era três vezes menor que a do setor de não-favela. Assim, seguindo a tendência apresentada por Cerqueira (2004), por ter uma renda familiar per capita mais baixa, a desigualdade de renda, medida pelo coeficiente de Gini (0,393), foi menor que a do setor de não-favela (0,603) e que do município de Belo Horizonte como um todo (0,607). A porcentagem de pessoas pobres foi mais elevada no setor subnormal, 38,01%, que no setor normal, 14,77% e do que em Belo Horizonte, 17,52%.

Por ser uma das causas mais importantes da desigualdade de renda (Barros e Mendonça, 1995), a escolaridade foi analisada mais detalhadamente. A desigualdade educacional existente entre os dois setores de habitação foi evidenciada pela diferença da escolaridade média entre os setores de habitação: 7,03 anos de estudo para o setor normal e 3,97 anos para o setor subnormal.

Através das equações mincerianas de rendimentos, observou-se a existência de correlação negativa entre o setor subnormal de habitação e a renda auferida, mesmo após controlar pelas demais variáveis que influenciam a renda do indivíduo como idade, sexo, cor, escolaridade, entre outras. O coeficiente da dummy do setor de habitação indica que trabalhadores com características semelhantes possuem seus rendimentos decrescidos em cerca de 10% devido a fatores correlacionados ao fato de habitarem no setor subnormal.

Utilizando microsimulações contrafactuais, observou-se que o aumento da renda caso os trabalhadores que moram no setor subnormal tivessem o mesmo rendimento que trabalhadores semelhantes que vivem no setor normal provocaria uma redução no número de pobres nas favelas de cerca de 5%, e a redução no índice de Gini do município seria de 0,607 para 0,604.

Ao aumentar a escolaridade do setor de vilas e favelas para que tivessem uma escolaridade semelhante ao setor de não-favelas, os resultados foram muito mais expressivos. A redução no índice de pobreza foi de cerca de 20% entre os moradores de favelas e o índice de Gini para o município de Belo Horizonte declinou para 0,597.

Nota-se, assim, que tanto a redução do número de pobres como a queda da desigualdade de renda em Belo Horizonte seriam mais acentuada devido ao aumento da escolaridade que ao aumento da renda do setor subnormal relacionados aos fatores locais, incluindo não-observáveis.

Desta maneira, a expansão educacional seria uma das formas mais efetivas de diminuir a pobreza e aumentar a igualdade e mobilidade social, além de ser essencial para fomentar o crescimento econômico (Barros *et al*, 2000b). Assim, as políticas governamentais deveriam ter como principal foco esta expansão. Os programas de redistribuição de renda, apesar de possuírem efeito de suavizar os problemas de pobreza e desigualdade, têm efeitos somente no curto prazo. Além disso, a desigualdade de escolaridade é capaz de influenciar e provocar uma distribuição desigual do poder político (Gandra, 2004). Dessa forma, a desigualdade educacional persiste e fecha-se o ciclo vicioso da elevada desigualdade de renda brasileira.

REFERÊNCIAS

- ANTIGO, Mariângela; MACHADO, Ana Flávia; OLIVEIRA, Ana Maria Hermeto. Evolução do diferencial de rendimentos entre setor formal e informal no Brasil: o papel das características não observadas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, ANPEC, 2006. **Anais eletrônicos...** Disponível em: <www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A021.pdf>. Acesso em: 05/06/2007.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. **Os determinantes da desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 1995. (Texto para discussão, 377). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_377.pdf>. Acesso em: 06/06/2007.
- BARROS, Ricardo Paes de; MENDONÇA, Rosane. **O impacto do crescimento econômico e de reduções no grau de desigualdade sobre a pobreza**. Rio de Janeiro: IPEA, 1997. (Texto para discussão, 528). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/pub/td/td0528.pdf>>. Acesso em: 07/05/2007.
- BARROS, Ricardo Paes; HENRIQUES, Ricardo; MENDONÇA, Rosane. **Desigualdade Inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000a.
- BARROS, Ricardo Paes de; HENRIQUES, Ricardo; MENDONÇA, Rosane. Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000b.
- CERQUEIRA, Cezar Augusto. **Medidas de desigualdade de renda**. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 2004. (Projeto PBH Séc. XXI, módulo 8, parte 4). Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/pbh/arquivos/mod8parte4.pdf>>. Acesso em: 07/06/2007.
- CRESPO, ANNA; REIS, Maurício Cortez. **Efeito diploma no Brasil**. Brasília: IPEA, 2006. Disponível em: <www.ipea.gov.br/sites/000/2/boletim_mercado_de_trabalho/mt31/08Nota2_Anna_Mauricio.pdf>. Acesso em: 05/06/2007.
- ESTADO DE MINAS. Favelas cercam Belo Horizonte. **Estado de Minas**, 7 de agosto de 2006. Caderno Gerais. Disponível em: <http://www.institutohorizontes.org.br/index.php?option=com_content&task=view&id=37&Itemid=38>. Acesso em: 06/06/2007.
- FERREIRA, Francisco H.G., LITCHFIELD, Julie E. Desigualdade, pobreza e bem-estar social no Brasil- 1981/95. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.
- FREGUGLIA, Ricardo da Silva; MENEZES-FILHO, Naércio; SOUZA, Denis Barreto. Diferenciais salariais inter-regionais, interindustriais e efeitos fixos individuais: uma análise a partir de Minas Gerais. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, jan./mar. 2007. Disponível em: <www.estecon.fea.usp.br/index.php/estecon/article/viewPDFInterstitial/292/99>. Acesso em: 06/06/2007.
- GANDRA, Rodrigo Mendes. **O debate sobre a desigualdade de renda no Brasil: a controvérsia dos anos 70 ao pensamento hegemônico dos anos 90**. Rio de Janeiro: Instituto de Economia da Universidade Federal, 2004. Disponível em: <www.ie.ufrj.br/publicacoes/discussao/o_debate_sobre_a_desigualdade_de_renda_no_brasil>. Acesso em: 05/06/2007.

GOLGHER, André. **Consumo domiciliar em Belo Horizonte, na Região Metropolitana de Belo Horizonte e Colar Metropolitano**. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 2004. (Projeto PBH Séc. XXI, módulo 8, parte 5). Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/pbh/arquivos/mod8parte5.pdf>>. Acesso em: 12/05/2007.

HECKMAN, James; LOCHNER, Lance; TODD, Petra. **Fifty years of mincer earnings regressions**. Cambridge, Ill.: National Bureau of Economic Research, 2003. (NBER Working Paper 9732). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w9732>>. Acesso em: 05/05/2007.

HOFFMANN, Rodolfo. **Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil**. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo demográfico, 2000**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 23/05/2007.

LEMONS, Celina Borges. **A questão intra-urbana**. . Belo Horizonte: CEDEPLAR, 2004. (Projeto PBH Séc. XXI, módulo 2, parte 1). Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/pbh/arquivos/mod2parte1.pdf>>. Acesso em: 15/06/2007.

LIBERATO, Vânia Cristina. **Linhas de indigência e pobreza para Belo Horizonte, RMBH e Colar Metropolitano**. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 2004. (Projeto PBH Séc. XXI, módulo 8, parte 3). Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/pbh/arquivos/mod8parte3.pdf>>, acessado em 15/06/2007.

MACHADO, Ana Flávia *et al.* Pobreza e Desigualdade em Belo Horizonte. In: **Economia Social: mercado de trabalho, pobreza e desigualdade e criminalidade**. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 2004. (Projeto PBH Séc. XXI, módulo 9, parte 6). Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/pbh/arquivos/mod9parte6.pdf>>. Acesso em: 20/05/2007.

MANZATTI, Marcelo **FMI: número de pobres no Brasil caiu para 23% da população em 2005**. São Paulo (SP), 6/11/2006. Disponível em: <<http://www.overmundo.com.br/blogs/fmi-numero-de-pobres-no-brasil-caiu-para-23-da-populacao-em-2005>>. Acesso em: 15/06/2007.

MENEZES-FIHO, Naércio. **Equações de rendimentos: questões metodológicas**. São Paulo: FEA, Universidade de São Paulo, 2002. cap. 2. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/livros/estruturasalarial/capitulo2_equacoes.pdf>. Acesso em: 05/05/2007.

NERI, Marcelo Côrtes. Decent work and informal sector in Brazil. **Ensaio Econômico**, EPGE, n. 461, 2002. Disponível em: <epge.fgv.br/portal/arquivo/1309.pdf>. Acesso em: 05/06/2007.

PASTERNAK, Suzana. Favelas em São Paulo: censos, consenso e contra-sensos. ENCONTRO ANUAL DA ANPOCS, 24., 2000., Petrópolis, RJ. **Anais eletrônicos...** GT Cidade e Metropolização. Disponível em: <<http://bibliotecavirtual.clacso.org.ar/ar/libros/anpocs00/gt07/00gt0723.doc>>. Acesso em: 03/06/2007.

PATU, Gustavo. Brasil melhora em ranking da desigualdade. **Folha de São Paulo**, São Paulo, 07 mar. 2006. Caderno Brasil. Disponível em:

<<http://www.desenvolvimentosocial.sp.gov.br/social/materia.asp?id=340>>. Acesso em: 05/06/2007.

PERO, Valéria; CARDOSO, Adalberto e ELIAS, Peter. **Discriminação no mercado de trabalho**: o caso dos moradores de favelas cariocas. Rio de Janeiro: Prefeitura da Cidade do Rio de Janeiro, Secretaria Municipal de Urbanismo, 2005. (Coleção Estudos da Cidade).

PESSOA, Samuel de Abreu. **Existe um problema de desigualdade regional no Brasil?** ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 2001. **Anais eletrônicos...** Disponível em: < <http://www.anpec.org.br/encontro2001/artigos/200105174.pdf> >. Acesso em: 12/06/2007.

PINHO, Diva Benevides e VASCONCELLOS, Marco Antonio Sandoval. Distribuição de renda no Brasil: persistência do elevado grau de desigualdade. In: Pinho, Diva e Vasconcellos, Benevides. **Manual de economia**. São Paulo: Saraiva, 2003.

RAMOS, Lauro; VIEIRA, Maria Lúcia. Determinantes da desigualdade de rendimentos no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

RESENDE, Marcelo; WYLLIE, Ricardo. Retornos para e educação no Brasil: evidências empíricas adicionais. **Economia Aplicada**. São Paulo, jul./set. 2006. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1413-80502006000300003&script=sci_arttext>. Acesso em: 05/06/2007.

RIBEIRO, Luiz César de Queiroz; LAGO, Luciana Corrêa. A oposição favela-bairro no espaço social do Rio de Janeiro. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 15 n. 1, jan./mar 2001. Disponível em < <http://www.scielo.br/pdf/spp/v15n1/8598.pdf> >, acessado em 10/06/2007.

ROCHA, Sônia. **Opções metodológicas para a estimação de linhas de indigência e de pobreza no Brasil**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2000. (Texto para discussão, 720). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_2000/td0720.pdf>. Acesso em: 10/06/2007.

SACHSIDA, Adolfo; LOUREIRO, Paulo Roberto Amorim; MENDONÇA, Mário Jorge Cardoso. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, abr./jun. 2004. Disponível em : <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0034-71402004000200006&script=sci_arttext>. Acesso em: 05/06/2007.

SALDANHA JÚNIOR, Roland Veras; AZZOLINI, Priscila. **Estoque de conhecimento, incerteza e investimento em educação: um modelo teórico**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, ANPEC, 2001. **Anais eletrônicos...** Disponível em: < www.anpec.org.br/encontro2001/artigos/200106311.pdf >. Acesso em: 05/06/2007.

SILVA, Regina Helena Alves **A voz da periferia**, 2000. Disponível em: < http://www.naya.org.ar/congreso2000/ponencias/Regina_Helena_Alves_da_Silva.htm > Acesso em: 18/06/2007.

SIMÃO, Rosyler Cristina Santos. **Distribuição de renda e pobreza no Estado de Minas Gerais**. Tese (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ), São Paulo, 2004. Disponível em: < <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/td-30082004-151941/> >. Acesso em: 25/05/2007.

SOARES, Sergei Suarez Dillon. **O perfil da discriminação no mercado de trabalho**: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Brasília: IPEA, nov. 2000. Disponível

em: <http://www.aids.gov.br/final/dh/afroatitude/desigualdes_raciais/trabalho.pdf>. Acesso em: 03/05/2007.

TROSTEL, Philip; WALKER, Ian; WOOLLEY, Paul. Estimates for the economic return to schooling for 28 countries. **Labour Economics**, 2002. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/B6VFD-44T53DW-1/2/671ff07f69b7bad69bee65c142bf02be>> Acesso em: 03/06/2007.

ULYSSEA, Gabriel. Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma resenha da literatura. **Revista de Economia Política**, out./dez. 2006. Disponível em: <www2.dbd.puc-rio.br/pergamum/tesesabertas/0210688_04_cap_02.pdf>. Acesso em: 05/06/2007.

TEORIA DA INFORMAÇÃO NA REMUNERAÇÃO DE MÉDICOS

*Márcia Regina Godoy**

*Giacomo Balbinotto Neto***

*Everton Nunes da Silva****

RESUMO

O artigo é uma breve revisão de literatura sobre remuneração na saúde. Os papéis da teoria da agência e da informação assimétrica são destacados, pois são fundamentais no desenho de formas de remuneração e incentivos. São apresentadas as formas de remuneração na saúde e discutido como elas podem influenciar a quantidade e a qualidade dos serviços de saúde.

Palavras-chave: economia dos recursos humanos; informação assimétrica; economia da saúde; remuneração.

* Doutoranda em Economia na Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Mestrado em Economia pela Universidade de Brasília (2002). marciargodoy@hotmail.com

** Professor do Departamento de Economia na Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Doutor em Economia pela USP (2000). everton@ppge.ufrgs.br

*** Doutorando em Economia na Universidade Federal do Rio Grande do Sul. giacomo.balbinotto@ufrgs.br

1 Introdução

A forma de remuneração e desenho de incentivos para profissionais de saúde tem recebido consideração de gestores e *policy-makers* porque o sistema de pagamento pode influenciar aspectos da provisão de cuidados com saúde tanto nas questões relativas a seleção e retenção de médicos, como no aspecto relativo aos custos dos serviços de saúde, podendo afetar a qualidade e quantidade dos serviços prestados, a quantidade de medicamentos prescritos e a percepção de satisfação dos pacientes (Hutchinson & Foley (1999); McGuire, (2000); Dusheiko, Gravelle & Yu, (2004)). De acordo com Andreazzi (2003), os modelos de pagamentos são os incentivos mais poderosos com que contam os gestores de saúde, e isto pode ser usado para incentivar condutas dos prestadores de serviços.

Este artigo tem como objetivo apresentar as modalidades de remuneração de médicos no Brasil. Para discussão dos aspectos ligados a sistema de remuneração em saúde será utilizada a teoria da Agência, que busca explicar o comportamento organizacional através da focalização da relação entre médicos (agentes) e os pacientes e hospitais (principal).

Será visto no transcorrer do artigo existem formas de remuneração que podem induzir que o agente busque maximizar a sua utilidade sem levar em consideração as conseqüências para o principal, e que problema da assimetria de informação deve ser considerado no desenho de incentivos para profissionais de saúde para evitar problemas como risco moral¹, demanda induzida, sobre-utilização de serviços, *job shirking*, *cream-skimming* (seleção de risco).

O artigo está organizado da seguinte forma: na seção 2 é apresentada a teoria da agência; na seção 3 são apresentados os modelos de remuneração e de demanda induzida; a seção 4 discute as formas de remuneração de médicos no Brasil e apresenta alguns dados acerca do tema; finalmente na seção 5 apresentam-se as considerações finais.

2 A Teoria da Agência

A teoria da agência está focada no conflito de interesses entre os vários indivíduos que compõem a firma (Mirrless (1974), Jensen e Meckling (1976)). As

¹ PAULY, M. V. The economics of moral hazard.(1968). **American Economic Review**, June, 531-36.

razões para o surgimento deste conflito podem ter origem nas diferenças de motivação e objetivos entre principal e agente e na assimetria de informação. As aplicações do modelo agente-principal são numerosas. Lazear (1999) descreve suas aplicações na área de *personel economics*. Diversos livros-texto de economia tratam deste assunto (Mas-Colell, 1995), pois como diz Arrow (1985, p.38) este assunto já faz parte da tradição da economia convencional.

Arrow (1963) introduziu um elemento importante na relação médico x paciente: assimetria de informação. A assimetria de informação ocorre porque o agente possui maior informação e conhecimento sobre o seu desempenho, dos requisitos e resultados das atividades desenvolvidas no relacionamento que o principal. Com mais informação sobre sua produtividade o agente pode ser induzido a buscar benefícios adicionais, ou seja, maximizar seus rendimentos. Essa assimetria de informações cria o problema da relação agente e principal.

A teoria da agência tem sido amplamente utilizada para analisar a questão dos incentivos. Com este modelo pode-se investigar o comportamento estratégico de dois atores econômicos: i) o agente, representando a parte mais informada, o qual realiza a ação² e tem a propriedade de afetar o bem-estar de si próprio e do principal dado sua ação; ii) o principal, parte menos informada, consiste no indivíduo que tem o problema de criar um mecanismo de incentivo que faça com que o agente use o esforço ótimo, para que desta forma o bem-estar do principal seja maximizado, uma vez que o principal não consegue verificar o comportamento do agente, somente seu resultado final. No caso específico do mercado de saúde, os médicos trabalham para hospitais como agentes, e assim, podem selecionar seus pacientes e adotar procedimentos coerentes com suas preferências pessoais, mas não necessariamente com os mesmos objetivos do hospital, seguradora ou paciente; e os pacientes ou hospitais seriam o principal, visto que não conseguem monitorar o agente (médico) e dependem do agente para que seu bem-estar seja maximizado (Pindyck (2000, p.684).

A questão chave nesta relação está no fato da possibilidade do agente atuar em seu benefício próprio, ao invés de agir em benefício do paciente (principal). Da mesma

² Para realizar esta ação, o agente terá uma distribuição de possíveis comportamentos, os quais podem variar entre se esforçar muito e se esforçar pouco.

forma, o terceiro pagador³ gostaria de que o médico agisse em seu favor, reduzindo ao máximo aos custos de assistência de saúde quando o principal adoecesse.

O Principal (hospital ou seguradora) visando assegurar seus lucros ou que seus objetivos sejam atingidos pode utilizar mecanismos como monitoramento, fiscalização, controle e incentivos. Contudo a utilização destes mecanismo é bastante difícil na área de saúde, pois o nível de esforço ou qualidade são dificilmente⁴ observados devido as especificidades do trabalho médico

De um modo bastante simples, podemos dizer que modelo agente-principal considera que os trabalhadores podem exercer diversos níveis de esforços, exemplificando (e_h, e_l) , o agente pode exercer um nível de esforço alto levando a firma a obter um lucro alto e caso contrário um lucro baixo, ou seja as ações tomadas pelo agente irão afetar tanto o agente quanto o principal, surgindo então o conflito de interesse entre as partes, ou seja o problema de agência.

Macho-Stradler & Pérez-Castrillo (1997) apresentam a modelagem de um “contrato ótimo” entre um agente e um principal sob condições de informação assimétrica, com respeito ao esforço exercido pelo agente, numa relação de principal agente. Definindo o problema formalmente. Inicialmente, deve-se ter em conta que o esforço (e) não é uma variável verificável pelo principal e, portanto, a mesma não pode ser incluída num contrato, pois como McGuire (2000) isto é um insumo não contratável. Em outras palavras, o principal pode propor um certo esforço, mas ele não tem certeza de que este é precisamente o nível que o agente deseja exercer. A idéia básica deste problema é resolver um jogo onde, no estágio final o agente escolherá o esforço. Para obtermos a solução deste problema o principal deve estruturar um contrato no qual o principal maximize os seus lucros sujeito a duas restrições: (2) a restrição de incentivo e a (3) a restrição de compatibilidade de incentivo.

O contrato deve levar em conta que o agente pode escolher dois níveis de esforço, alto e baixo (e^H, e^L). Para obter o contrato ótimo sob o qual o agente escolhe esforço alto, o principal resolve:

³ Entende-se como terceiro pagador a entidade que faz o pagamento para o médico seja ela seguradora, hospital ou sistema público de saúde.

⁴ Em situações onde o nível de esforço exercido pelo agente não é observável pode ser encontradas em Jensen & Meckling (1976), Fama (1980), Arrow (1985, p.37), Mas-Colell (1995).

$$\begin{aligned}
(1) & \text{Max}_{w(x_i)} \sum_{i=1}^M P_i^H [(x_i - w(x_i))] \\
s.a \\
(2) & \sum_{i=1}^M P_i^H U[w(x_i)] - V(e^H) \geq \bar{U} \\
(3) & \sum_{i=1}^M (P_i^H - P_i^L) U[w(x_i)] \geq V(e^H) - V(e^L)
\end{aligned}$$

onde: w = taxa de salário; e = nível de esforço; x = lucro

A segunda equação (2) mostra que o agente irá aceitar participar do contrato somente se o nível de utilidade de reserva for maior do que o nível de utilidade alternativo ($\bar{U}$) que ele pode obter no mercado.

A terceira equação (3) diz que o agente irá exercer esforço alto (e^H) se o ganho em utilidade esperada for maior do que o acréscimo em desutilidade, isto é, se a utilidade esperada de exercer esforço alto for maior do que a de exercer esforço baixo.

2.1.1 Demanda Induzida

O problema bastante freqüente no FFS é a chamada demanda induzida, ou seja, pode ocorrer uma sobre-utilização de serviços de saúde em razão da recomendação do profissional, dada pela assimetria de informação entre ele e o paciente (Arrow, 1963; Andreazzi, 2003). Segundo Grytten et al (1993) e Grytten & Sorensen (2001), os médicos contratos no FFS podem induzir a demanda das seguintes formas: (1) pelo aumento de número de visitas; (2) aumento do número médio de exames laboratoriais por consulta; (3) aumento da duração das consultas; e (4) aumento do número médio de procedimentos específicos por consulta. O que está implícito nessa forma de remuneração é a superprodução de serviços, uma vez que a renda do profissional depende diretamente do volume dos atos realizados. Em consequência desta superprodução, ocorre elevação dos gastos com saúde.

Gruber e Owings (1994) testaram empiricamente a hipótese da relação de agência entre médicos (obstetras) e pacientes para o caso dos EUA. Com a redução da demanda por serviços de parto (menos mulheres ficaram grávidas), e sendo o parto por cesárea mais caro e mais rápido do que o parto normal, segundo a teoria da agência, os obstetras seriam incentivados a induzir as mulheres a terem parto por cesárea,

incrementando, desta forma, a renda dos médicos. Em outros termos, haveria a indução da demanda.

A demanda induzida e a super-produção de serviços podem ocorrer em decorrência do fato de existir um terceiro-pagador, seja o seguro-saúde ou o governo através de recursos públicos destinados a saúde. Entretanto, um aspecto que parece ser negligenciado tanto por médicos como por pacientes é que não existe *free lunch*, ou seja, os custos adicionais decorrentes do comportamento oportunístico podem ocasionar a elevação dos prêmios e no caso de recursos públicos ocorrerá a diminuição de recursos disponíveis para a saúde (Arrow, 1963).

2.1.2 Modelo de Trabalho-Lazer e a demanda induzida

Woodward & Boulton (1984) desenvolveram um modelo de trabalho-lazer para examinar como os diferentes métodos de compensação afetam a decisão de produção dos Médicos. Nesse modelo, é assumido que os médicos maximizam sua função utilidade sujeita a restrição de produção, que é determinada através do tempo e das fontes de rendas. A função utilidade consiste de dois produtos: cuidado médico para o paciente e lazer. Os médicos financiam os seus gastos com o exercício da profissão e lazer com a renda que recebem sob três formas distintas de remuneração: fixa, baseado no tempo ou baseada no produto. Através da derivação do modelo, os autores concluíram que:

- 1) é pouco provável que o médico induza a utilização excessiva de seus próprios serviços quando recebe salário fixo e salário baseado no tempo; a provisão de cuidados médicos e haverá mais tempo alocado nas atividades de lazer. Os médicos maximizam sua função utilidade através da diminuição do número de pacientes.
- 2) os médicos remunerados através da produção irão prover mais cuidado do que o apropriado. Porém, se a remuneração for baixa poderá haver menor provisão de cuidados. Somente quando a remuneração é alta e o número de pacientes é pequeno ocorre a intensificação dos cuidados.

McGuire (2000) desenvolve um modelo similar ao de Woodward & Boulton (1984). Basicamente a diferença dos modelos está na inclusão da demanda induzida na função utilidade do médico. A função utilidade é dada por $U=U(Y, L, D)$; onde: renda

(Y), lazer (L) e demanda induzida (D); e está sujeito a restrição de tempo (T). O tempo total (T) é alocado em duas atividades distintas: trabalho e lazer. A renda do médico (Y) é determinada pela quantidade de consulta que ele recebe, demanda de mercado para serviços médicos e pelos custos das suas atividades. Se ocorrer um aumento a competição por pacientes diminui a renda. Médicos contratados através do FFS têm um incentivo para induzir a demanda se a desutilidade marginal da indução é suficientemente baixa. Se a demanda por paciente é menor do que o requerido para obter o *trade-off* ótimo renda-lazer, a indução da demanda irá ocorrer até a desutilidade (mais D e menos L) da indução equilibrar o ganhos de renda extra. Médicos assalariados, por outro lado, não têm incentivos econômicos para induzir a demanda. A indução da demanda leva a aumento do trabalho e diminuição do tempo de lazer, além de causar controvérsia na forma correta do tratamento médico.

3 Formas de Remuneração

As formas de remuneração mais comuns no setor saúde são: pagamento por serviço/resultado, pagamento por tempo, capitação e salário.

3.1 Pagamento Baseado no Produto

Nesta modalidade encontram-se: sistema de pagamento por serviço/procedimento e o de pagamento por resultado. No sistema de pagamento por resultado a remuneração está associada a resultados esperados. São determinadas metas de cobertura ou indicadores de qualidade de um determinado serviço.

No sistema de pagamento por procedimento (*fee-for-service(FFS)*), o médico é remunerado por cada ato médico praticado e o pagamento é realizado depois do tratamento concluído. Os ganhos variam de acordo com tipo e quantidade dos serviços prestados, enfatizando os resultados *individuais* que podem ser medidos através dos atos médicos (cirurgias, exames, visitas, etc) realizados, mas também pode acontecer a remuneração com base no resultado coletivo, por exemplo, procedimentos que envolvam equipes com diversos especialistas. Como a compensação salarial está relacionada ao montante de serviço realizado, se o trabalhador não realizar nenhum serviço num dado período, isto será refletido em sua compensação, assim é evitada a possibilidade de *job shirking*.

Segundo Lazear (1999), o pagamento baseado no produto tem duas vantagens: *i)* induz os trabalhadores mais produtivos/qualificados a permanecerem e os com baixa produtividade a irem para outra firma; *ii)* motiva trabalhadores a empregarem mais esforço. Um dos problemas surgidos com este sistema de pagamento é que ele induz os trabalhadores a focar na quantidade, diminuindo o tempo gasto com as consultas, deixando para um segundo plano a questão da qualidade, já que a qualidade é normalmente mais difícil de ser mensurada (Baker, Jensen, Murphy, 1988). Kristiansen e Mooney (1993) verificaram que as consultas realizadas por médicos que são remunerados por FFS são mais rápidas do que as dos remunerados por salário.

Rosen (1999) adverte que este tipo de remuneração, FFS, oferece poucos incentivos para que os agentes economizar em procedimentos, assim mais recursos são destinados para o paciente, e mais dinheiro os hospitais e médicos recebem. No sistema FFS os gestores não conseguem monitorar os custos nos episódios de doença, assim pode haver aumentos dos gastos públicos com saúde (Goldfield et al, 2005). De acordo com Rosen (1999, p.209) até a década de 1980, nos EUA, a maioria dos pagamentos para provedores de cuidados de saúde era feita através do sistema FFS, mas devido aos problemas (demanda induzida, sobre-utilização, etc) advindos desta forma de pagamento, ocorreu o crescimento dos gastos com saúde e por esta razão o Medicare passou a adotar o sistema de pagamentos por capitação.

3.2 Pagamento por Capitação

Segundo Cherchiglia (2003), o sistema de pagamento por capitação é aquele onde o médico recebe um montante por paciente inscrito com ele ou sob seu cuidado. O valor é acordado antes do tratamento por um pacote de serviços (Rosen, 1999), ou seja, os hospitais recebem uma quantia por paciente que depende da sua doença e é determinado *antes* do tratamento. Este sistema funciona com base no pagamento de um valor mensal fixo *per capita*, isto é, o profissional recebe antecipadamente uma determinada quantia por cada paciente que compõe sua rede, independente do tipo e quantidade de tratamento que será realizado (Soria et al (2002). Goldfield et al (2005) considera que o pagamento por capitação é a forma ideal para a provisão de cuidados básicos de saúde.

Segundo Andreazzi (2003) e Barros (2003, p.420), no sistema de capitação os profissionais teriam incentivos para fazer: *i)* seleção de risco (*cream-skimming*), isto é

procurar populações que utilizam menos os serviços; *ii*) sub-atenção de cuidados; *iii*) encaminhamento dos pacientes a especialistas e *iv*) investimentos em atividades preventivas para reduzir a utilização de serviços.

Rosen (1999) chama a atenção para o problema do desleixo ou descuido com a qualidade dos serviços prestados que pode ocorrer em sistema de remuneração por capitação, pois como os médicos ou hospitais recebem uma quantia fixa por paciente, pode ocorrer que naqueles casos mais graves não seria dispensada a atenção necessária.

De acordo com Gaynor, Rebitzer, Taylor (2004), nos EUA, o sistema de capitação também pode ser organizado para ser oferecido por um grupo de médicos que pode variar entre 3 e 30. Os autores analisando a evolução das despesas médicas após a implantação do sistema chegaram a conclusão que esta forma pode ter ajudado na contenção dos custos médicos naquele país.

A forma organizada de prestação de serviço tem a vantagem de oferecer maior eficiência na alocação dos recursos com a agregação de pacientes e oferecer menor variabilidade dos rendimentos devido à divisão de lucros entre os participantes. Porém grupos grandes tendem a ter produtividade menor porque quando se trabalha em times ou equipes pode ser difícil avaliar a contribuição de cada indivíduo para o produto, sendo que a habilidade de monitoramento do principal e dos outros integrantes do grupo diminui com o aumento do grupo, isto possa ser atribuível a pressão de grupo (*peer pressure*) que coíbe o comportamento *free-rider* como descrito por Lazear (1992), Brickley et al (2001, p.145), Lazear (1999), Radner (1962), Gaynor e Pauly (1990, p.564) e Encinosa & Gaynor (2000).

3.3 Pagamento Baseado no Tempo

No sistema de pagamento baseado no tempo encontram-se a remuneração por dia ou horas de trabalho e a por salário mensal. Na forma de remuneração com base na taxa de salário horário a compensação dos profissionais depende somente do número de horas ou dias que ele aloca no trabalho, não possuindo qualquer relação com a sua produtividade. No pagamento por salário mensal, existe um vínculo formal de trabalho, com direitos trabalhistas bem definidos. Geralmente, os hospitais remuneram médicos através de salário mensal naquelas especialidades onde existe um volume grande de trabalho (ex.: anestesiologia, pediatria, obstetrícia, radiologia, cuidados de terapia intensiva).

No pagamento baseado no tempo tende a ocorrer um incentivo para que o profissional aumente o número de horas/dias de trabalho para aumentar a renda. O pagamento por salário oferece como benefício a existência do vínculo formal, e em alguns casos na estabilidade de emprego. Uma das vantagens dessas duas formas é a previsibilidade do valor a ser pago pela instituição e recebido pelo médico.

Nessas duas formas de pagamento tende a ocorrer o incentivo para ociosidade do profissional porque a remuneração independe da produção de serviços. Tanto no caso de pagamento por tempo como por salário pode ocorrer problema de risco moral relacionados basicamente à ociosidade e corpo mole (*job shirking*), como o principal (hospital) não consegue monitorar perfeitamente seus empregados e são os próprios trabalhadores que decidem o quanto irão se empenhar para executar uma determinada tarefa, podendo trabalhar abaixo da sua capacidade (*job shirking*).

Para tratar do problema de *job shirking* Stiglitz & Shapiro (1984) desenvolveram o modelo de *shirking*. Neste modelo assume-se que: i) o mercado é perfeitamente competitivo; ii) todos os trabalhadores têm produção igual, iii) ganham o mesmo salário e iv) os trabalhadores podem trabalhar duro ou fazer corpo mole; v) os salários pagos são acima da média do mercado; vi) existe desemprego. Como o salário recebido é alto, os trabalhadores seriam incentivados a ter uma alta produtividade, pois caso fossem pegos fazendo corpo mole seriam demitidos.

3.4 Formas Mistas de Remuneração

Robinson (2001) diz que, nos últimos anos, foram criadas formas mistas de remuneração para amenizar problemas relativos as formas de remuneração anteriormente descritas. As formas mistas mais comuns são:

1) *Capitação + unidade de serviço*: prática comum de remuneração de médicos generalistas nos países da OCDE. Consiste no pagamento de montante fixo por paciente inscrito, mas é agregado o pagamento por unidade de serviços, além disto podem ocorrer ajustes para serviços específicos. Para encorajar a continuidade do cuidado médico são pagos visitas do médico ao paciente fora do consultório, incluindo serviços de emergência. Para incentivar os médicos generalistas, a fazerem mais do que o encaminhamento ou triagem de casos, são pagos serviços de alta complexidade os quais estão na fronteira entre cuidado primário e especializado, incentivando-os a prover pessoalmente, a maioria dos serviços demandados pela maioria dos pacientes.

2) *Salário + unidade de serviços*: a diferença entre esta modalidade e a anterior é que existe vínculo empregatício formal. Do ponto de vista profissional, permite maior tranquilidade e segurança no trabalho. Busca evitar o *job shirking* através do pagamento da unidade de serviço.

3) *Salário + participação nos lucros ou resultados*: visa incentivar os profissionais a empregarem mais esforço e dedicação nas atividades. A participação nos lucros caracteriza-se pela divisão de uma parcela do lucro do hospital ou da unidade de serviço entre seus membros. O pagamento por resultado abrange fatores como o alcance de determinadas metas, como o aumento na qualidade da prestação de serviço, a redução de custos; redução de óbitos, redução de casos de infecção hospitalar, entre outros.

Embora existam muitas discussões teóricas a respeito das formas de pagamentos e incentivos para a remuneração de médico, não há um consenso sobre qual é a forma ideal. Tal fato pode estar associado às dificuldades apontadas por Brickley et al (2001, p.228) e Zenios (2000) para construção de um plano de compensação realmente efetivo. Brickley et al (2001, p.220) dizem que ao desenhar um plano de incentivos devem ser observados alguns fatores, tais como: *i)* sensibilidade do produto ao esforço do empregado; *ii)* impacto de eventos externo e que estão fora do alcance do emprego que podem afetar dramaticamente a sua produção (ex.: quebra de equipamentos, surto de epidemia, etc); *iii)* a habilidade para medir a produção do empregado a custo baixo.

Fehr & Falk (2002) diz que deve ser considerada a motivação psicológica dos incentivos para estabelecer o contrato ótimo, pois fatores como a motivação intrínseca pelo trabalho, desejo de reconhecimento, entre outros podem afetar o desempenho dos trabalhadores.

4 Modalidades de Remuneração de Médicos no Brasil

A força de trabalho envolvida no setor saúde é bastante expressiva. Segundo Girardi et al (2004) existem cerca de 2,6 milhões vínculos formais de trabalho que, diretamente ou indiretamente estão vinculados a economia da saúde. Os dados do Ministério da Saúde revelam que existem 1.615.398 trabalhadores (médicos, agentes comunitários, dentistas, atendentes de enfermagem, enfermeiros, etc) diretamente ligados as atividades de atenção à saúde.

Dados do Atlas de Desenvolvimento Humano Municipal *mostram* que não existe uniformidade na distribuição de médicos nos municípios brasileiros, e eles estão mais concentrados em cidades com índice de desenvolvimento humano mais elevado. Na tabela 1, verifica-se que, as mulheres que exercem Medicina representavam, em 2005, cerca de 1/3 do total de médicos no Brasil. A presença de mulheres é mais forte na região Nordeste, porém a presença de mulheres nas capitais é menor do que a dos homens.

Tabela 1: Distribuição de Médicos no Brasil, segundo sexo e região

Região	Total Geral	Mulheres	Homens
Sul	63,550	29%	71%
Sudeste	248,178	34%	66%
Norte	18,968	33%	67%
Nordeste	69,348	39%	61%
Centro-Oeste	33,956	30%	70%

Fonte: Conselho Federal de Medicina (2005). Dados tabulados pelos autores.

No Brasil existe uma diversidade de campos de atuação do médico: consultório, privado, público, filantrópico e docência. Pesquisa realizada pelo Conselho Federal de Medicina (CFM, 2004) constatou que somente 11,1% dos médicos entrevistados têm somente uma única fonte de rendimento; 17,5% exercem somente uma única atividade em medicina e 28,2% atuam em 4 ou mais atividades. Este padrão é similar ao encontrado por Bir & Eggleston (2003) na Indonésia, onde foi constatado que 80% dos médicos, daquele país, têm mais de uma fonte de rendimento.

Quanto ao tipo de vínculo de trabalho, pesquisa realizada pelo Conselho Regional de Medicina de São Paulo (CREMESP), em 2002, mostrou que as mulheres trabalham mais com carteira assinada do que os homens. Os tipos de vínculos mais freqüentes para os homens são: empregado com carteira assinada, e autônomo.

Tabela 2: Distribuição dos Médicos segundo vínculo, por gênero, São Paulo, 1999

Posição na Ocupação	Homens	Mulheres
Empregado com carteira assinada	29,7	40,4
Funcionário público estatutário	17,2%	21,0%
Empregado sem carteira assinada	10,9%	15,8%
Autônomo (trabalha por conta própria)	23,4%	7,5%
Empregador	15,6%	3,5%

Fonte: CREMESP (2005)

As formas, mais comuns, de remuneração do trabalho médico encontradas no Brasil são as apresentadas abaixo.

- Pagamento direto de honorários livremente negociados entre o provedor (o profissional) e o cliente (o paciente) sem a intervenção de terceiro pagador.
- Pagamento na base de uma tabela de valores de atos, serviços e procedimentos
- Pagamento de salário por tempo fixo: no setor público podem existir os médicos contratados tanto através do regime estatutário e quanto pelo celetista, porém no setor privado não existe esta distinção.
- Pagamento de salário por tempo fixo (plantão): o pagamento é feito para um dado número de horas (usualmente 12 ou 24 horas).
- Pagamento de um salário misto: parte fixa por tempo e parte variável, por ato ou procedimento realizado. Cherchiglia (2003), verificou que no Brasil 50% dos médicos são remunerados através de salário e unidade de serviço prestado.
- Pagamento de salário por tempo fixo + participação nos lucros ou resultados: modalidade de pagamento pouco freqüente. No Brasil esta modalidade freqüentemente é utilizada para remunerar chefes de especialidades ou serviço.
- Bolsa de trabalho: utilizada na atividade de ensino de residência médica em hospitais universitários, e implica na necessidade de manutenção de supervisão por parte dos profissionais habilitados. As bolsas podem ser oferecidas tanto pelo Governo como pelos próprios hospitais.
- Credenciamento de profissionais autônomos para complementar o quadro da organização. Não há vínculo empregatício com a instituição. A remuneração é feita através dos atos ou procedimentos produzidos segundo uma tabela adotada pela instituição, ou ainda o pagamento de um percentual sobre o valor obtido no exercício de atividades na instituição.
- Terceirização: contrato de grupos profissionais, empresas, ou outros órgãos para atividades específicas e geralmente de custo elevado: por exemplo, diagnóstico por imagem e outros exames diagnósticos.
- Cooperativismo: grupo de médicos que trabalham sob a forma de sistema de cooperativismo. Como as cooperativas se constituem em grupos sem fins lucrativos, parte da renda é transformada em pagamento por procedimento em tabelas pré-acordadas entre os cooperados. Após a apuração do resultado financeiro

são distribuídas as sobras (lucros) aos cooperados conforme a proporção do trabalho médico individual realizado no período de apuração, usualmente anual. Para evitar elevação dos custos e comportamentos inadequados, as cooperativas utilizam mecanismos como auditoria, autorização prévia de procedimentos e glosa.

Vale ressaltar que em uma mesma instituição é possível encontrar profissionais contratados de diversas formas; e que um mesmo profissional pode ser remunerado através de mais de uma modalidade de remuneração, em virtude da multiplicidade de vínculos empregatícios.

São raros, no Brasil, os estudos sobre os efeitos do sistema de remuneração na qualidade e quantidade de serviços médicos e na satisfação dos pacientes. Gentile et al (1997) verificaram que o sistema de remuneração não determina isoladamente a elevada prevalência de cesárea. Os autores sugerem que pode haver outras variáveis influenciando tal fenômeno.

Cherchiglia (1994) fez a análise descritiva dos sistemas e formas de remuneração do trabalho médico em hospitais gerais de Belo Horizonte. A autora investigou a preferência dos administradores de hospitais e médicos quanto ao sistema de remuneração e verificou que tanto médicos como hospitais têm preferência pela forma por produção.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A abordagem das principais formas de remuneração praticadas mostrou que uma mesma forma de pagamento pode gerar consequências distintas, dependendo do setor em que se aplica. Na área da saúde, a literatura internacional encontra várias evidências sobre o impacto da remuneração na qualidade e quantidade de serviços. A busca pelo estabelecimento de um contrato que seja considerado ótimo tanto para o empregador como para os médicos tem levado ao surgimento de formas de remuneração mistas, que adicionam um componente variável ao pagamento fixo.

A remuneração de médicos, talvez, seja mais frequentemente discutida e analisada do que a de outros profissionais da área de saúde em virtude dos impactos causados na sociedade. Embora, existam muitas discussões a respeito dos sistemas de remuneração de médicos, não há um consenso sobre o melhor, isto porque a organização de sistema saúde varia entre países e instituições e depende, da disponibilidade de recursos e de vários outros fatores e características socioeconômicas

que envolvem este complexo sistema. É importante que cada gestor possa identificar e gerenciar a modalidade de remuneração que seja mais adequada às características de seu serviço de saúde, dos profissionais envolvidos, e do perfil epidemiológico dos pacientes atendidos.

Tendo em vista a escassez de pesquisas, no Brasil, a respeito do tema remuneração de médico, faz-se necessários novos estudos, os quais poderiam utilizar as bases de dados do Ministério do Trabalho e Emprego (RAIS e CAGED), do IBGE (PNAD) para uma análise da distribuição do emprego de médicos.

BIBLIOGRAFIA

- ANDREAZZI, M. (2003). Formas de Remuneração de Serviços de Saúde. Ipea. Texto para Discussão nº 1006.
- ARROW, K., (1963) Uncertainty and the welfare economics of medical care. **American Economic Review** 53:941–973.
- BARROS, P. (2003). Cream-skimming, incentives for efficiency and payment system. **Journal of Health Economics** 22: 419–443
- BAKER, G. JENSEN, M e MURPHY, K. (1988). Compensation and Incentives: Practice vs. Theory. **The Journal of Finance**, 43 (3): 593-616
- BRICKLEY, J. SMITH, C.W. e ZIMMERMAN, J.L. (2001). **Managerial Economics and Organizational Architecture**. New York, McGraw-Hill.
- CHERCHIGLIA, M. (1994). Remuneração do Trabalho Médico: Um Estudo Sobre Seus Sistemas e Formas em Hospitais Gerais de Belo Horizonte. **Caderno de Saúde Pública**. Rio de Janeiro, 10 (1): 67-79.
- CONSELHO FEDERAL DE MEDICINA (2004). **O médico e o seu trabalho: aspectos metodológicos e resultados do Brasil**. Coordenação de Mauro Brandão e Valdeiney Veloso Gouveia, - Brasília: Conselho Federal de Medicina.
- DUSHEIKO, M., GRAVELLE, H; YU, N. (2004). The impact of budgets for gatekeeping physicians on patient satisfaction: evidence from fundholding. The **University of York**. CHE Technical Paper Series 30
- FAMA, E. (1980). Agency problems and the theory of the firm. **Journal of Political Economy**, 88(2), 288-307.
- FEHR, E. , FALK, A. (2002). **Psychological Foundations of Incentives**. Institute for the Study of Labor (IZA). Discussion Paper nº 507
- GAYNOR, M. , REBITZER, J., TAYLOR, L. (2004). Physician Incentives in Health Maintenance Organizations. **The Journal of Political Economy**; Aug 2004; 112, 4
- GAYNOR, Martin, PAULY, M.V. (1990). “Compensation and Productive Efficiency in Partnerships. **Journal of Political Economy**, June, 98: 544-573.
- GENTILE, F.P, NORONHA FILHO, G.& CUNHA, A.A.(1997) The relationship between payment for childbirth care and prevalence of cesarean sections in maternity hospitals in Rio de Janeiro: a review of Carlos Gentile de Mello's hypothesis. **Caderno de Saúde Pública**, Apr./June 1997, 13(2):221-226.13.
- GIRARDI, S., CARVALHO, C., GIRARDI JR, J, ARAÚJO, J. (2004) Configurações do mercado de trabalho dos assalariados em saúde no Brasil. Ministério da Saúde Observatório de Recursos Humanos em Saúde no Brasil. Estudos e Análises – v. 2

- GRYTTON, J., CARLSEN, F., SORESENSEN, R. (1995). Supplier inducement in a public health care system. **Journal of Health Economics** 14, p. 207-229.
- GRUBER, J., OWINGS, M. (1994). "Physician Financial Incentives and Cesarean Section Delivery," NBER Working Papers 4933,
- HUTCHINSON, J. M. ; FOLEY, R. N. (1999) Method of physician remuneration and rates of antibiotic prescription. **Canadian M. As. Journal**. APR. 6, 1999; 160 (7)
- JENSEN, M. C., & MECKLING, W. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure. **Journal of Financial Economics**, 11(4):5-50.
- KRISTIANSEN, I. MOONEY, G. (1993). The General Practitioner's Use Of Time: Is It Influenced By The Remuneration System? **Sm. Sci. Med.**37(3):393-399
- LAZEAR, E. (1992). Peer Pressure and Partnerships. **Journal of Political Economy**, 100(4):801-817.
- _____. (2000). Performance Pay and Productivity. **American Economic Review**, 90 (5): 1346-1361.
- LAZEAR, E. (1998). **Personnel Economics for Managers**. J. Wiley & Sons, Inc.
- MACHO-STRADLER, Inés e PÉREZ-CASTRILLO, David. (1997). **An Introduction to the Economics of Information: Incentives and Contracts**. Oxford, Oxford University Press.
- McGUIRE, T. (2000) Physician Agency. In: **Handbook of Health Economics**. Edited by: CULYER & NEWHOUSE. Elsevier.
- MAS-COLELL, A.; WHISTON, M; e GREEN, J.R. **Microeconomic Theory**. Oxford, Oxford University Pres. [caps. 13 & 14]
- PINDYCK, Robert S. e RUBINFELD, Daniel L. (1999). **Microeconomia**. São Paulo, Makron Books. (<http://cw.prenhall.com/pindyck/>)
- RADNER, Roy. (1962). Team Decision Problems. *Annals of Math. Statistics*, 33 (3).
- ROSEN, Harvey (1999). **Public Finance**. 6ª Edição.. Chicago,Irwin/McGraw
- SHAPIRO, C. e STIGLITZ, J.E. (1984). Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device. **American Economic Review**,74 (3): 433-444.
- ZENIOS, S. , PLAMBECK, E. (2000). Performance-Based Incentives in a Dynamic Principal-Agent Model. **Man. & Service Operations Management**; Summer 2000; 2, 3;
- WOODWARD, R.,BOULTON, F. (1984) . Considering The Effects of Financial Incentives and Professional Ethics On "Appropriate" Medical Care. **Journal of Health Economics**, 3, p. 223-237.

O IMPACTO DA INOVAÇÃO TECNOLÓGICA SOBRE O RENDIMENTO DO TRABALHO

*Maurício Cortez Reis**

*Antonio Marcos Hoelz Pinto Ambrozio***

*Danielle Carusi Machado****

RESUMO

As evidências empíricas indicam que a desigualdade nos rendimentos do trabalho no Brasil é bastante elevada. Diferenças nos níveis de escolaridade dos trabalhadores e nas características dos postos de trabalho são associadas a enormes disparidades nos rendimentos. O acesso a novas tecnologias no emprego deve ser outro fator que contribui para ampliar a desigualdade de rendimento. Este artigo tem como objetivo analisar o impacto da utilização da tecnologia no trabalho, representada pela proxy que indica o uso da internet, sobre o rendimento do trabalho. De acordo com os resultados, trabalhadores que utilizaram essa tecnologia no trabalho recebem, em média, rendimentos superiores em mais de 30% quando comparados a trabalhadores com características semelhantes sem acesso à novas tecnologias do trabalho.

Palavras-chave: diferencial de rendimentos; tecnologia; rendimento do trabalho.

* Doutor em Economia pela PUC-Rio. Pesquisador do IPEA e professor do Departamento de Economia da PUC-Rio. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. mcreis@ipea.gov.br

** Doutor em Economia pela PUC-Rio. Economista do BNDES e professor do Departamento de Economia da PUC-Rio. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social – BNDES. antonio.marcos@bndes.gov.br

*** Doutora em Economia pela PUC-Rio. Pesquisadora pela UFF. danielle@econ.puc-rio.br

1. Introdução

O aumento da desigualdade salarial observado nos Estados Unidos a partir do final da década de setenta, em particular, o crescimento do diferencial entre os salários dos trabalhadores com nível superior e dos trabalhadores com segundo grau completo, estimulou um intenso debate acerca das causas desse fenômeno. As explicações usualmente levantadas na literatura combinam argumentos sobre: o crescimento do progresso tecnológico, que privilegiou o emprego dos trabalhadores mais qualificados, a maior abertura comercial, que implicou em redução da demanda por trabalhadores menos qualificados nos países desenvolvidos, a desaceleração da oferta de trabalhadores mais educados e fatores institucionais como, por exemplo, a perda de influência dos sindicatos.

No que diz respeito ao argumento do progresso técnico, um movimento que pode ser razoavelmente bem mensurado, e que traduz, de fato, o que pode ser entendido como uma revolução tecnológica, é a crescente disseminação do uso de computadores e tecnologias relacionadas à informática de forma geral nas últimas décadas.

A utilização de tecnologias mais modernas, assim como as mudanças organizacionais induzidas por estas, devem não só aumentar a produtividade dos trabalhadores e, conseqüentemente, os seus rendimentos no mercado de trabalho, como também devem ter um impacto diferenciado de acordo com a qualificação do trabalhador. De fato, diversos estudos apontam o uso crescente de computadores e tecnologias mais modernas como responsável pelo aumento no diferencial salarial entre trabalhadores por nível educacional observado durante as últimas décadas nos Estados Unidos. Esse resultado se daria pelo fato dos trabalhadores qualificados serem mais capacitados para operar as tecnologias mais avançadas.

Krueger (1993) mostra que, para os Estados Unidos, os trabalhadores que usam computadores recebem salários entre 10% e 15% a mais do que os trabalhadores com características semelhantes que não utilizam essa tecnologia. Autor, Katz e Krueger (1998) sugerem, a partir de dados inter-industriais, que a maior difusão do uso de computadores pode explicar boa parte do crescimento da participação no emprego de trabalhadores mais qualificados. Autor, Katz e Kearney (2006), por sua vez, argumentam que a difusão no uso dos computadores pode explicar um processo de polarização no mercado de trabalho americano, com aumento da desigualdade na cauda superior da distribuição salarial nos últimos 25 anos e uma mais recente compressão da desigualdade na cauda inferior desta distribuição. Outras referências relevantes nessa literatura são Bound e Johnson (1992); Katz e Murphy (1992); e Autor e Katz (1999), entre vários outros. Eles tendem a concluir que choques tecnológicos, reflexos de uma “revolução da informática”, têm um papel relevante nas transformações estruturais do mercado de trabalho americano supracitadas.

As evidências também indicam que recentemente ocorreram mudanças significativas no mercado de trabalho brasileiro. Na década de noventa, houve tanto um aumento no prêmio por maior escolaridade (Arbache e Corseuil, 2004), quanto um aumento na taxa de desemprego, a partir da segunda metade da década, de forma mais intensa para os trabalhadores menos qualificados. Boa parte dessas alterações no comportamento do mercado de trabalho no Brasil pode ser explicada pela hipótese de que o progresso técnico favorece a demanda por trabalhadores mais qualificados. Desde a liberalização da economia, no início da década de noventa, o uso de tecnologias mais avançadas vem se difundindo significativamente nos processos produtivos. Menezes-Filho e Rodrigues (2003) mostram, utilizando como *proxy* de progresso tecnológico a intensidade em P&D nos setores da indústria, que a utilização mais intensa de tecnologias mais modernas nos anos noventa levou

a um aumento na demanda por trabalhadores mais qualificados, mais aptos a operar essas novas tecnologias. Em artigo mais recente, Menezes-Filho (2006) identifica a ocorrência de choques tecnológicos enviados para qualificação no período 1996-2002. Utiliza como *proxies* de intensidade em tecnologia, além do investimento em P&D, variáveis como: participação de insumos importados na firma, registro de patentes e indicadores para a firma exportadora e inovadora em processos ou produtos.

O presente artigo pretende analisar o impacto da inovação tecnológica sobre o mercado de trabalho brasileiro. Mais especificamente, o objetivo será investigar de que forma a utilização de internet no trabalho se reflete em rendimentos mais elevados para o grupo de trabalhadores que usam esse tipo de tecnologia e, portanto, em maior desigualdade salarial. Além disso, iremos conduzir a análise para diferentes ocupações e setores de atividade, que apresentaram grandes disparidades, tanto na intensidade do uso de tecnologias, quanto no impacto que essas devem ter sobre a produtividade dos trabalhadores.

Uma contribuição desse artigo em relação à literatura sobre o tema no Brasil é a utilização dos dados individuais sobre o uso de internet no trabalho como uma medida de intensidade tecnológica. Estes dados foram levantados a partir do suplemento da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) de 2005. Essa pesquisa oferece informações, com representatividade nacional, sobre o uso de internet no local de trabalho e no domicílio. A utilização de internet no trabalho, que conseqüentemente implica no uso de computador, é então empregada como *proxy* para o acesso do trabalhador a tecnologias mais modernas. A abordagem econométrica consiste em estimar o impacto que a utilização de tecnologias mais modernas tem sobre os rendimentos do trabalho e, conseqüentemente sobre a desigualdade de rendimentos, já que são os trabalhadores mais qualificados que utilizam novas tecnologias com maior intensidade.

As evidências empíricas indicam que trabalhadores com acesso a tecnologias mais modernas no local de trabalho recebem, em média, rendimentos substancialmente mais elevados do que os trabalhadores sem acesso a essas tecnologias. De acordo com os resultados estimados, o acesso à internet no trabalho está associado a ganho nos rendimentos superior a 30%.

O artigo está estruturado da seguinte forma. A seção 2 descreve a base de dados utilizada e apresenta uma análise descritiva comparando trabalhadores que tiveram acesso à internet no trabalho com os que não tiveram. Na seção 3 é discutida a estratégia empírica e são reportados os resultados estimados. A seção 4 apresenta as principais conclusões do artigo.

2. Base de dados e análise descritiva

A base de dados utilizada é o suplemento da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) de 2005. O suplemento investiga as características de acesso às novas tecnologias de informação, como internet, computador e aparelho celular para todas as pessoas moradoras do domicílio com idade superior a 10 anos.

A PNAD de 2005 levantou informações de 408.148 pessoas moradoras de 142.471 domicílios. Para este artigo, é utilizada uma sub-amostra formada por todas as pessoas com idade superior a 25 anos e inferior a 65 anos. Além disso, como o interesse é inferir o impacto da inovação tecnológica sobre o mercado de trabalho, o universo é limitado a todas as pessoas

ocupadas,¹ totalizando 118.686 pessoas, conforme pode ser visto na tabela 1. Em termos ponderados, este total representa 53.982.015 pessoas. Deste conjunto de pessoas, 16,2% declararam usar internet no local de trabalho nos três meses anteriores à realização da pesquisa.

A tabela 1 mostra as principais características dos trabalhadores segundo o uso da internet no trabalho. Como pode ser visto nas duas primeiras linhas, o rendimento médio dos trabalhadores que usaram internet no trabalho é muito mais elevado do que dos trabalhadores que não utilizaram esta tecnologia. Para o primeiro grupo, o rendimento médio por hora é de R\$ 12,4, enquanto o do segundo grupo é de apenas R\$ 3,6. Desse modo, o acesso a computador no local de trabalho está associado a um diferencial de rendimentos da ordem de quase 250%. Resultados semelhantes são observados para os rendimentos mensais. Parte desta diferença pode estar sendo explicada pelas características individuais dos trabalhadores e outra, por especificidades da ocupação na qual este trabalhador está inserido.

Como mostra a tabela 1, os trabalhadores que usaram internet no trabalho parecem ser muito mais qualificados e relativamente mais novos. Os trabalhadores que não usaram internet têm 6,6 anos de estudos, em média, enquanto os que usaram internet possuem, em média, mais de 12 anos de estudos. A idade média dos trabalhadores que usaram internet no trabalho é de 38,39 anos, 6% mais baixa que dos trabalhadores que não a utilizaram.

Cerca de 60% dos trabalhadores que utilizaram internet no trabalho estão na faixa etária de 25 a 39 anos, enquanto que para os que não usaram internet, a participação desse grupo etário é de 48%. Há um ligeiro predomínio das mulheres entre os usuários de internet no trabalho. Mas apenas 26% dos trabalhadores que usaram internet no local de trabalho nos últimos três meses declararam ser de cor negra. Já entre os que não usaram internet, os negros representam 50% do total.

Com relação às características da ocupação, como esperado, são os que possuem melhores formas de inserção que usaram mais a internet no local de trabalho. Mais da metade dos trabalhadores que usaram internet tem emprego com carteira de trabalho assinada (50,6%). Cerca de 18,3% são funcionários públicos. Considerando os trabalhadores que não utilizaram internet, as participações de empregados com carteira e funcionários públicos diminuem para 35,2 e 7%, respectivamente.

Destaca-se que há também uma representatividade maior nos setores de construção e agricultura dos trabalhadores que não usaram internet em relação aos que utilizaram essa tecnologia. Ocorre o contrário na administração pública.

¹ Fazemos alguns ajustes adicionais: a eliminação das pessoas cuja condição na família era empregado doméstico, parente de empregado doméstico ou pensionista e dos trabalhadores cuja jornada de trabalho semanal era inferior a 10 horas semanais.

Tabela 1: Características dos trabalhadores segundo o uso de internet no trabalho

	Não usou internet no trabalho	Usou internet no trabalho
Rendimento médio mensal (R\$)	646,57	2192,51
Rendimento médio por hora (R\$)	3,61	12,42
Anos de escolaridade	6,55	12,89
Idade média	40,84	38,39
Faixas etárias (%)		
25 a 39 anos	48,38	59,53
40 a 54 anos	40,26	35,38
55 a 65 anos	11,36	5,09
Homens (%)	61,55	57,40
Negros (%)	50,36	25,98
Posição na ocupação (%)		
Com carteira	35,20	50,58
Sem carteira	23,21	10,59
Conta-própria	29,74	9,00
Empregador	4,83	10,70
Militar	0,08	0,79
Funcionário público	6,95	18,34
Setor de atividade (%)		
Agricultura	15,31	0,49
Indústria	15,87	15,58
Construção	8,73	2,41
Comércio	17,46	16,61
Serviços	32,62	28,93
Administração Pública	4,77	14,62
Outros	5,25	21,37
Tamanho da firma (para empregados) (%)		
2 funcionários	5,36	1,18
De 3 a 5 funcionários	10,18	4,22
De 6 a 10 funcionários	9,02	5,82
11 ou mais funcionários	75,44	88,78
Usou internet em casa (%)	5,61	50,07
Possui computador no domicílio (%)	14,12	61,43
Possui internet no domicílio (%)	9,36	51,00
Frequência com que normalmente usou internet (%)		
Pelo menos uma vez por dia	21,64	55,53
Pelo menos uma vez por semana	54,54	38,57
Pelo menos uma vez por mês	17,97	4,88
Menos de uma vez por mês	5,86	1,03
Observações	99.455	19.231

Fonte: Elaboração própria a partir dos Microdados da PNAD 2005, Suplemento.

As pessoas que usaram internet no trabalho, em geral, também têm acesso a esta tecnologia no próprio domicílio. Como a tabela 1 mostra, metade dos que usaram internet no trabalho declarou ter usado internet no domicílio nos últimos três meses. Essa proporção é de apenas 6% entre os que não usaram internet no trabalho. Em termos de frequência de uso, 55% dos trabalhadores que usaram internet no trabalho acessaram internet pelo menos uma vez por dia. Esta porcentagem é de 21,6% para o outro grupo de trabalhadores.

3. Análise dos resultados

3.1. O impacto do uso de internet sobre o rendimento do trabalho

Como visto na análise descritiva dos dados, os rendimentos dos trabalhadores que usaram internet no trabalho são substancialmente maiores que os rendimentos daqueles que não usaram internet. A questão relevante, no entanto, se refere ao impacto do uso de internet sobre os rendimentos. Como os trabalhadores que usam essa tecnologia no trabalho têm, em média, um nível educacional maior, uma melhor forma de inserção no mercado de trabalho e, estão sobre-representados em setores que oferecem melhores rendimentos, o diferencial associado ao uso de internet pode estar meramente refletindo esses fatores. Assim, o trabalhador típico que usa computador ou internet no trabalho teria um rendimento maior mesmo que não fizesse uso do computador.

A fim de tentar identificar o efeito do uso de novas tecnologias sobre o rendimento do trabalho, estimamos uma equação minceriana onde a variável explicativa de interesse é o acesso à internet no local trabalho. Foram incluídos nessa regressão diversos controles que têm o papel de isolar o efeito de variáveis que afetam o rendimento e são correlacionadas com o uso de internet. Estimamos assim a seguinte regressão:

$$(1) \ln(W_i) = \alpha.C_i + \beta.X_i + \varepsilon_i$$

Onde W_i se refere ao rendimento horário, C_i é uma variável *dummy* igual a 1 se o indivíduo acessou internet no trabalho durante os últimos três meses anteriores à pesquisa da PNAD (*proxy* para acesso a novas tecnologias) e X_i representa variáveis observáveis de controle. Os resultados, estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), são apresentados na Tabela 2.

Na primeira coluna, a regressão não inclui nenhuma variável de controle. O coeficiente estimado é interpretado como uma mera correlação e mostra que o uso de internet no local de trabalho está associado a um diferencial salarial de 235% ($\exp(1,208)-1$).

A segunda coluna mostra os resultados da regressão quando são inseridas diversas variáveis de controle, com o objetivo de inferir uma relação de causalidade entre uso de internet e rendimento do trabalho. Embora a inclusão dessas variáveis reduza o diferencial de rendimentos, este ainda é substancial. Considerando trabalhadores semelhantes nos quesitos educação, idade, sexo, cor, região e forma de inserção no mercado, os que usaram internet no trabalho têm em média um salário/hora 63,7% maior que aqueles que não utilizaram.

Tabela 2: Regressões para o efeito do uso de internet sobre os rendimentos do trabalho

Variável dependente: ln (rendimento do trabalho por hora)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Usou internet no trabalho	1,208	0,493	0,464	0,380	0,465	0,339

	(159.58)	(70.17)	(62.73)	(52.05)	(64.79)	(43.76)
Anos de escolaridade		0,09 (142,17)	0,09 (121,76)	0,06 (90,43)	0,08 (114,69)	0,06 (80,49)
Idade		0,05 (25,47)	0,05 (23,09)	0,04 (23,78)	0,04 (23,80)	0,04 (20,93)
Idade ao quadrado		0,00 (18,52)	0,00 (16,95)	0,00 (17,22)	0,00 (17,03)	0,00 (15,11)
Homem		0,29 (64,01)	0,31 (57,38)	0,25 (48,03)	0,28 (49,84)	0,25 (40,95)
Negro		-0,13 (27,29)	-0,14 (26,10)	-0,11 (25,36)	-0,13 (27,89)	-0,13 (24,99)
Nordeste		-0,32 (44,34)	-0,35 (41,08)	-0,31 (44,54)	-0,31 (42,98)	-0,34 (41,26)
Sudeste		0,06 (8,73)	0,07 (8,79)	0,05 (7,11)	0,05 (7,66)	0,04 (4,57)
Sul		0,02 (3,02)	0,03 (3,22)	0,04 (4,65)	0,04 (4,42)	0,03 (3,39)
Centro-Oeste		0,08 (10,00)	0,08 (8,81)	0,08 (10,50)	0,09 (11,65)	0,07 (7,74)
Sem carteira		-0,20 (38,14)	-0,08 (10,32)	-0,21 (40,42)	-0,16 (28,64)	-0,13 (16,53)
Conta-própria		-0,18 (30,32)	-0,67 (52,78)	-0,15 (21,95)	-0,11 (16,98)	-0,50 (31,95)
Empregador		0,49 (41,00)	-	0,32 (22,48)	0,57 (47,92)	
Militar		0,48 (12,94)	0,45 (12,19)	0,46 (6,08)	0,37 (9,82)	0,42 (4,98)
Funcionário público		0,25 (34,08)	0,22 (28,94)	0,16 (20,55)	0,13 (13,84)	0,10 (8,40)
Constante	0,91 (309,95)	-0,92 (23,13)	-0,47 (9,98)	-0,40 (3,91)	-1,04 (26,14)	-0,26 (2,12)
Dummies para tamanho da firma	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Dummies para ocupação (2-dígitos)	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim
Dummies para setor de atividade (2-dígitos)	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim
Observações	118.686	118.676	95.860	118.659	118.676	95.844
R ²	0,22	0,52	0,50	0,56	0,54	0,55

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2005.

Notas: Entre parênteses, estatística *t* robusta.

A terceira coluna mostra os resultados da regressão quando são adicionadas às variáveis de controle anteriores variáveis *dummies* para o tamanho da firma. A inclusão desse tipo de variável é importante uma vez que características do empregador poderiam estar explicando tanto o acesso à internet, como um maior rendimento para o trabalhador. Se o tamanho da firma é uma boa *proxy* para esse tipo de característica, o resultado da terceira coluna mostra

que a hipótese levantada nesse parágrafo não tende a ser relevante: o diferencial de renda associado ao uso do computador sofre apenas uma ligeira queda, passando para 59,1%.

As colunas 4 a 6 consideram o efeito de controlar por setor de ocupação e de atividade (mantendo-se as demais variáveis de controle, a exceção do tamanho da firma). São incluídas 45 *dummies* para ocupação e 56 *dummies* para os setores de atividade, ambas definidas para o nível de 2 dígitos. Os resultados sugerem que o impacto de acesso a internet é menor quando se consideram trabalhadores em ocupações homogêneas do que nos mesmos setores (o diferencial salarial por uso de internet se reduz para 46,2%, 59,1% e 40,4% quando se controla, respectivamente, por ocupação, setor ou ambos).

Uma observação importante é que em todas as regressões o coeficiente estimado do uso da internet no local de trabalho é estatisticamente significativo para o nível de 1%. Destaca-se também que as variáveis de controle têm os sinais esperados em todas as regressões. O rendimento do trabalhador tende a ser maior: quanto mais elevado for o seu nível educacional e maior sua idade, se for branco, se não for morador das regiões Norte ou Nordeste e se não for empregado sem carteira de trabalho assinada ou trabalhador por conta-própria.

Os resultados estimados para o Brasil são qualitativamente similares aos obtidos por Krueger (1993) para os Estados Unidos. A grande diferença se refere à magnitude dos resultados. Enquanto Krueger (1993) encontra que trabalhadores que usam computadores recebem salários entre 10% e 15% maiores comparativamente aos trabalhadores com características semelhantes que não usam, no Brasil, o uso de novas tecnologias parece apresentar um impacto substancialmente maior sobre os rendimentos. Este fato leva a uma maior desigualdade salarial entre os trabalhadores.

Uma explicação possível é que o retorno pelo uso do computador efetivamente é diferente entre os países, fenômeno paralelo à evidência documentada na literatura de que o prêmio educacional no Brasil tende a ser maior que nos EUA.

Os resultados da tabela 2 podem ser criticados pelo argumento de que os trabalhadores que usam internet no trabalho, ainda que semelhantes em relação às características observáveis consideradas anteriormente, são necessariamente mais produtivos. Características não observáveis, como por exemplo, habilidade ou propensão ao esforço, poderiam implicar que os trabalhadores que utilizaram internet no trabalho estariam recebendo rendimentos mais altos mesmo na ausência dessa inovação tecnológica. Uma forma de tentar contornar esse problema é considerar a utilização de internet no domicílio, que deve captar características não observáveis dos indivíduos associadas à maior produtividade no mercado de trabalho.

Na tabela 3, é incluída uma variável *dummy* igual a 1 para pessoas que usaram internet no domicílio durante os 3 meses que antecederam a entrevista da PNAD, além de uma interação entre utilização de internet no domicílio e no trabalho, conforme sugerido por Krueger (1993).

Tabela 3: Regressões para o efeito do uso de internet sobre os rendimentos do trabalho
Variável dependente: ln (rendimento do trabalho por hora)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Usou internet no trabalho	0,3581	0,3546	0,2864	0,2802	0,3401	0,3318
	(50.6)	(44.08)	(39.53)	(34.36)	(47.52)	(41.00)
	0,4409	0,4353	0,362	0,3524	0,431	0,418

Usou internet em casa	(53.63)	(37.29)	(44.57)	(30.95)	(52.57)	(36.330)
Usou internet no trabalho e em casa	0,0113 (0.71)			0,0193 (1.26)		0,0261 (1.67)
Anos de escolaridade	0,079 (126,33)	0,0791 (125,79)	0,0576 (83,05)	0,0576 (82,96)	0,0674 (101,29)	0,0675 (101,14)
Idade	0,0464 (24,5)	0,0464 (24,47)	0,0419 (22,9)	0,0419 (22,87)	0,0423 (22,79)	0,0423 (22,75)
Idade ao quadrado	-0,0004 (17,76)	-0,0004 (17,74)	-0,0004 (16,43)	-0,0004 (16,41)	-0,0004 (16,18)	-0,0004 (16,15)
Homem	0,2837 (63,91)	0,2836 (63,89)	0,2451 (48,04)	0,2451 (48,04)	0,2694 (49,74)	0,2693 (49,72)
Negro	-0,1081 (23,8)	-0,1081 (23,81)	-0,0993 (22,76)	-0,0993 (22,76)	-0,1087 (24,46)	-0,1087 (24,47)
Nordeste	-0,3341 (46,24)	-0,3341 (46,23)	-0,3213 (45,85)	-0,3212 (45,84)	-0,3189 (44,74)	-0,3188 (44,72)
Sudeste	0,0375 (5,49)	0,0376 (5,51)	0,0281 (4,21)	0,0283 (4,24)	0,0288 (4,24)	0,0291 (4,28)
Sul	0,0078 (0,98)	0,0078 (0,99)	0,0213 (2,75)	0,0215 (2,77)	0,0175 (2,22)	0,0177 (2,25)
Centro-Oeste	0,0701 (8,82)	0,0701 (8,82)	0,073 (9,38)	0,0731 (9,39)	0,0818 (10,31)	0,082 (10,32)
Sem carteira	-0,2126 (40,51)	-0,2127 (40,54)	-0,2132 (41,44)	-0,2133 (41,46)	-0,1676 (30,96)	-0,1678 (31,00)
Conta-própria	-0,1979 (33,08)	-0,198 (33,09)	-0,1548 (23,62)	-0,1549 (23,63)	-0,1267 (20,14)	-0,1269 (20,17)
Empregador	0,4567 (38,93)	0,4567 (38,93)	0,3254 (22,97)	0,3256 (22,99)	0,539 (45,44)	0,5391 (45,46)
Militar	0,4206 (11,61)	0,4207 (11,6)	0,3637 (4,68)	0,3623 (4,63)	0,3123 (8,49)	0,3124 (8,47)
Funcionário público	0,2406 (33,87)	0,2408 (33,85)	0,1593 (21,03)	0,1593 (21,04)	0,129 (14,26)	0,1291 (14,27)
Constante	-0,81 (20,57)	-0,81 (20,55)	-0,66 (11,54)	-0,65 (11,46)	-0,67 (11,87)	-0,67 (11,82)
Observações	118.676	118.676	118.659	118.659	118.676	118.676
R ²	0,53	0,53	0,57	0,57	0,55	0,55

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2005.

Notas: Entre parênteses, estatística *t* robusta.

De acordo com os resultados, trabalhadores que usaram internet no domicílio receberam rendimentos significativamente mais elevados do que trabalhadores com características semelhantes que não tiveram acesso a essa tecnologia no domicílio. A interação entre o uso de internet no domicílio e no trabalho é positiva em algumas especificações, sugerindo que os indivíduos mais capacitados são os mesmos que têm acesso a novas tecnologias tanto no

trabalho quanto em casa. É importante notar que mesmo com a inclusão das informações sobre utilização de internet em casa, o uso de internet no trabalho continua positivamente associado a maiores rendimentos, com uma pequena redução no coeficiente em relação aos resultados da tabela 2. Assim, o acesso a tecnologias mais modernas no trabalho deve ter efetivamente um impacto direto sobre o rendimento do trabalhador.

3.2. Diferenciais de Rendimento: por Ocupações e Setores

O objetivo dessa sub-seção é identificar qual o diferencial de rendimento induzido pelo uso de internet no trabalho entre as diferentes ocupações e setores de atividade. Mesmo para trabalhadores com ocupações semelhantes ou inseridos no mesmo setor de atividade, há um diferencial significativo nos rendimentos para aqueles que usavam internet no trabalho. Ademais, esse diferencial varia de forma expressiva entre os setores e ocupações considerados.

A regressão que associa o logaritmo do salário horário e o indicador de uso de internet no trabalho foi rodada separadamente para 45 ocupações e 55 setores de atividade. Em todas essas regressões, foram incluídas as variáveis de controle presentes na segunda coluna da tabela 2. São apresentados todos os resultados, contudo, são analisadas apenas as ocupações e os setores de atividade cujo número de observações na amostra é superior a 100, e cuja fração de usuários da internet no trabalho é superior a 10%.

O uso de internet no trabalho implica em um ganho salarial significativo em praticamente todas as ocupações consideradas² (Vide tabela 4). O quadro geral da análise ocupacional parece consistente com a hipótese de que o acesso ao computador no local de trabalho tem um impacto direto sobre o rendimento do trabalhador. Entretanto, a magnitude do diferencial de rendimento é bastante heterogênea entre as diversas ocupações.

Em particular, o diferencial de rendimento é menor e, em alguns casos, não significativo. Isto ocorre nas ocupações que não tendem a demandar tarefas tecnicamente complexas e onde o uso de computador não parece ser efetivamente capaz de aumentar a produtividade do trabalhador. Este é o caso de militares e trabalhadores elementares da indústria e serviços.

Por outro lado, o diferencial é robusto e significativo para os técnicos e profissionais de ciências, os trabalhadores de indústrias envolvendo tarefas e processos mais complexos, os gerentes e dirigentes de empresas.

Apesar disso, existem resultados que parecem surpreendentes para algumas ocupações. Como, por exemplo, o elevado retorno pelo uso de internet para comunicadores, artistas e religiosos e o retorno relativamente modesto para profissionais do ensino com formação superior (esperava-se que o acesso à informação aumentasse a produtividade desse tipo de trabalhador).

Os resultados setoriais são qualitativamente similares aos da análise ocupacional, como pode ser visto na tabela 5. O acesso a computador no local de trabalho implica em um ganho significativo de rendimento em quase todos os setores, embora novamente esses diferenciais sejam bem heterogêneos.

² Isso é verdade mesmo quando se consideram ocupações com menos de 100 observações ou onde a fração de usuários seja inferior a 10%.

Um ponto interessante sobre os resultados da tabela 5 é que praticamente todos os setores cujo coeficiente do uso de internet é inferior a 0,4 (correspondendo a um diferencial de rendimento de 50%) são ligados à área de serviços. A maioria dos setores de atividade cujo coeficiente do impacto do uso de computador no salário é superior a 0,5 (correspondendo a um diferencial de rendimento de 65%) está no ramo industrial.

Tabela 4: Efeito do uso de internet sobre os rendimentos do trabalho - por ocupação

	Coeficiente	Erro-padrão	t	Obs.	Trabalhadores que usaram internet (%)
Militares da aeronáutica	0,52	0,20	2,53	65	70,15
Militares do exército	0,21	0,09	2,41	132	66,37
Militares da marinha	0,16	0,15	1,03	63	57,89
Policiais militares	0,26	0,04	7,01	804	32,89
Bombeiros militares	0,12	0,11	1,14	122	48,55
Membros superiores e dirigentes do poder público	0,39	0,07	5,62	611	61,86
Dirigentes de empresas e organizações (exceto de interesse público)	0,37	0,05	8,05	1783	54,26
Gerentes	0,43	0,03	16,74	5712	43,69
Profissionais das ciências exatas, físicas e da engenharia	0,32	0,07	4,72	948	85,23
Profissionais das ciências biológicas, da saúde e afins	0,30	0,04	7,34	1329	48,34
Profissionais do ensino (com formação de nível superior)	0,25	0,02	11,09	3302	41,49
Profissionais das ciências jurídicas	0,36	0,09	3,97	747	85,23
Profissionais das ciências sociais e humanas	0,32	0,05	6,63	1441	72,11
Comunicadores, artistas e religiosos	0,45	0,08	5,97	1199	27,36
Técnicos de nível médio das ciências físicas, químicas, engenharia e afins	0,34	0,04	9,25	1657	44,64
Técnicos de nível médio das ciências biológicas, bioquímicas, da saúde e afins	0,34	0,04	8,13	1389	19,13
Professores leigos e de nível médio	0,13	0,04	3,24	2183	14,80
Técnicos de nível médio em serviços de transportes	0,61	0,25	2,45	108	37,17
Técnicos de nível médio nas ciências administrativas	0,43	0,03	15,62	3785	44,51
Técnicos em nível médio dos serviços culturais, das comunicações e dos desportos	0,03	0,10	0,35	448	26,29
Outros técnicos de nível médio	0,43	0,09	4,66	188	40,05
Escriturários	0,29	0,02	18,18	6623	51,06
Trabalhadores de atendimento ao público	0,30	0,03	10,43	2369	31,23
Trabalhadores dos serviços	0,45	0,03	16,78	26165	2,55
Vendedores e prestadores de serviços do comércio	0,43	0,03	16,02	11195	8,84
Produtores na exploração agropecuária	1,19	0,20	5,90	6929	0,57
Trabalhadores na exploração agropecuária	1,05	0,28	3,79	5770	0,30
Pescadores, caçadores e extrativistas florestais	0,67	0,33	2,03	1130	0,44
Trabalhadores da mecanização agropecuária e florestal	1,25	0,18	6,89	471	0,24
Trabalhadores da indústria extrativa e da construção civil	0,62	0,07	9,29	8965	1,38
Trabalhadores da transformação de metais e de compósitos	0,37	0,05	6,67	2392	5,43
Trabalhadores da fabricação e instalação eletroeletrônica	0,36	0,09	4,24	427	11,51
Montadores da aparelhos e instrumentos de precisão e musicais	0,09	0,34	0,26	49	7,87
Joalheiros, vidreiros, ceramistas e afins	0,20	0,26	0,77	166	5,31
Trabalhadores das indústrias têxteis, do curtimento, do vestuário e das artes gráficas	0,45	0,07	6,26	4437	2,78
Trabalhadores de funções transversais	0,19	0,05	4,04	7175	2,64
Trabalhadores das indústrias de processos contínuos e outras indústrias	0,50	0,10	5,02	438	14,34
Trabalhadores de instalações siderúrgicas e de materiais de construção	0,30	0,09	3,33	341	5,35
Trabalhadores de instalações e máquinas de fabricação de celulose, papel, papelão e artefatos	0,29	0,19	1,55	71	11,35
Trabalhadores da fabricação de alimentos, bebidas e fumo	0,22	0,10	2,09	1570	1,91
Operadores de instalações de produção e dist. de energia, utilidades, captação, tratamento e dist. de água	0,64	0,17	3,88	147	12,43
Outros trabalhadores elementares industriais	0,18	0,09	1,90	105	5,92
Trabalhadores de reparação e manutenção mecânica	0,41	0,06	6,81	1699	8,96
Polimantenedores	0,45	0,10	4,29	438	13,15
Outros trabalhadores da conservação, manutenção e reparação	0,79	0,24	3,26	458	0,76

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2005.

Tabela 5: Efeito do uso de internet sobre os rendimentos do trabalho - por setor

	Coeficiente	Erro-padrão	t	Obs.	Trabalhadores que usaram internet (%)
Agricultura, Pecuária e Serviços Relacionados	1,16	0,12	9,67	13492	0,61
Pesca, Aquicultura e Atividades dos Serviços Relacionados com estas Atividades	1,03	0,16	6,41	581	0,37
Extração de Petróleo e Gás Natural e Serviços Relacionados	0,49	0,21	2,37	87	58,15
Extração de Minerais Metálicos	0,62	0,17	3,54	105	18,45
Extração de Minerais Não-Metálicos	0,52	0,13	3,88	318	12,78
Fabricação de Produtos Alimentícios e Bebidas	0,60	0,05	12,10	2661	9,66
Fabricação de Produtos do Fumo	0,20	0,38	0,51	26	18,81
Fabricação de Produtos Têxteis	0,48	0,09	5,36	1080	6,26
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	0,50	0,08	6,33	2571	4,66
Preparação de Couros e Fabricação de Artefatos de Couro, Artigos de Viagem e Calçados	0,73	0,09	8,54	1125	7,99
Fabricação de Produtos de Madeira	0,64	0,12	5,40	917	6,86
Fabricação de Celulose, Papel e Produtos de Papel	0,41	0,11	3,83	238	27,40
Edição, Impressão e Reprodução de Gravações	0,46	0,07	6,78	516	44,24
Fabricação de Coque, Refino de Petróleo, Elaboração de Combustíveis Nucleares e Produção de Alcool	0,72	0,16	4,57	151	32,58
Fabricação de Produtos Químicos	0,51	0,06	8,31	1005	30,83
Fabricação de Artigos de Borracha e Plástico	0,56	0,08	7,26	451	22,14
Fabricação de Produtos de Minerais Não-Metálicos	0,70	0,07	9,48	812	12,06
Metalurgia Básica	0,46	0,08	5,71	425	25,05
Fabricação de Produtos de Metal - Exceto Máquinas e Equipamentos	0,63	0,11	5,90	1054	10,82
Fabricação de Máquinas e Equipamentos	0,46	0,06	8,09	896	24,92
Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de	0,97	0,43	2,28	40	48,48
Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos	0,51	0,11	4,82	210	24,07
Fabricação de Material Eletrônico e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicações	0,52	0,13	4,00	171	32,16
Fabricação de Equipamentos de Instrumentação Médico-Hospitalares, Instrumentos de Precisão e Ópticos, Equipamentos para Automação Industrial, Cronômetros e Relógios	0,48	0,14	3,35	148	27,26
Fabricação e montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias	0,53	0,07	7,95	560	25,16
Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte	0,55	0,17	3,32	142	26,63
Fabricação de Móveis e Indústrias Diversas	0,52	0,08	6,57	1280	9,32
Reciclagem	0,15	0,32	0,48	89	6,35
Eletricidade, Gás e Água Quente	0,45	0,09	5,17	348	47,70
Construção	0,82	0,05	17,73	9276	4,99
Comércio e Reparação de Veículos Automotores e Motocicletas; e Comércio a Varejo de Combustíveis	0,42	0,04	11,79	3649	16,90
Comércio a Varejo e por Atacado e Reparação de Objetos Pessoais e Domésticos	0,47	0,02	25,84	17284	15,07
Alojamento e Alimentação	0,57	0,06	10,16	4514	4,89
Transporte Terrestre	0,29	0,04	6,63	4890	6,28
Transporte Aquaviário	0,73	0,25	2,89	106	13,29
Transporte Aéreo	0,24	0,17	1,45	96	56,34
Atividades Anexas e Auxiliares do Transporte e Agências de Viagens	0,52	0,09	5,92	594	28,75
Correio e Telecomunicações	0,35	0,05	6,77	772	51,54
Intermediação Financeira, exclusive Seguros e Previdência Privada	0,37	0,05	6,84	1007	72,31
Seguros e Previdência Privada	0,30	0,11	2,88	195	65,37
Atividades Auxiliares da Intermediação Financeira	0,43	0,12	3,57	217	56,88
Atividades Imobiliárias	0,49	0,06	7,50	1235	18,72
Aluguel de Veículos, Máquinas e Equipamentos sem Condutores ou Operadores e de Objetos Pessoais e Domésticos	0,10	0,14	0,76	243	24,58
Atividades de Informática e Conexas	0,36	0,10	3,64	511	81,38
Pesquisa e Desenvolvimento das Ciências Sociais e Humanas	0,53	0,16	3,31	75	74,06
Serviços Prestados Principalmente às Empresas	0,42	0,03	16,45	5770	41,59
Administração Pública, Defesa e Seguridade Social	0,45	0,02	23,74	8326	36,97
Educação	0,25	0,02	14,34	8206	29,27
Saúde e Serviços Sociais	0,35	0,03	13,38	4833	25,27
Limpeza Urbana e Esgoto; e Atividades Conexas	0,30	0,15	2,07	346	4,46
Atividades Associativas	0,24	0,09	2,79	653	33,31
Atividades Recreativas, Culturais e Desportivas	0,39	0,05	7,62	1490	29,36
Serviços Pessoais	0,37	0,10	3,60	2122	3,54
Serviços Domésticos	0,15	0,08	2,00	9707	0,45
Organismos Internacionais e Outras Instituições Extraterritoriais	1,02	0,21	4,86	352	7,30

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD 2005.

4. Considerações finais

Existe no Brasil uma grande desigualdade salarial entre os trabalhadores qualificados e não qualificados. Esta diferença pode estar associada às diferenças de acesso à tecnologia no ambiente de trabalho. Em particular, o prêmio de qualificação no mercado de trabalho brasileiro aumentou durante os anos noventa, período em que a liberalização da economia induziu a um processo de modernização das empresas com a adoção de tecnologias mais modernas.

Nesse artigo procuramos identificar o impacto do acesso a novas tecnologias sobre o rendimento do trabalho usando como proxy da presença de inovação tecnológica na atividade exercida por parte do trabalhador o uso de computador ou de internet no local de trabalho.

Os principais resultados apresentados mostram que, no caso brasileiro, o uso de internet no trabalho está relacionado a rendimentos do trabalho substancialmente maiores. O acesso a tecnologias modernas no ambiente de trabalho tende a ter um impacto direto sobre o rendimento do trabalhador mesmo quando se consideram trabalhadores semelhantes em relação a características observáveis como educação, idade, sexo, cor, região e forma de inserção no mercado de trabalho. O diferencial de rendimento pelo uso de internet no trabalho continua robusto e significativo mesmo quando se tenta controlar por características não observáveis do trabalhador, incluindo-se o acesso à internet no domicílio. Neste caso, o uso de internet no trabalho continua positivamente associado a maiores rendimentos, com uma pequena redução no coeficiente.

Ademais, quando é investigado o impacto do uso da internet no salário para diferentes ocupações e setores de atividade, observa-se que este o efeito permanece positivo, sendo, entretanto, bastante heterogêneo. Em ocupações e setores de atividade onde as tarefas exercidas são mais complexas, como na área técnica de profissionais das ciências, o efeito é significativo. Por outro lado, em diversas atividades dentro do ramo serviços, o impacto não é muito elevado.

5. Referências bibliográficas

Arbache, J. S. ; Corseuil, C. H. (2004) Liberalização comercial e estruturas de emprego e salários. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 58, n. 4, p. 485-505.

Autor, David e Katz, Lawrence (1999). Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality. In *Handbook of Labor Economics*, vol 3. O. Ashenfelter e D. Card eds.

Autor, David H., Katz, Lawrence F., Kearney, Melissa S. (2006). The Polarization of US Labor Market. *American Economic Review*, Papers and Proceedings, pp 189-94.

Autor, David H., Katz, Lawrence F., Kearney, Melissa S. (2007). *Trends in U.S. Wage Inequality: Revising the Revisionists*. Mimeo.

Autor, David H., Katz, Lawrence F., Krueger, Alan B. (1998). Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market? *The Quarterly Journal of Economics*. MIT Press: vol. 113, n.4, mar, pp. 1169-1213.

Bound, John e Johnson, George (1992). Changes in the Structure of Wages in the 1980s: an Evaluation of Alternative Explanations. *American Economic Review*, pp371-392.

DiNardo, John E., Pischke, Jorn-Steffen (1997). The return to computer use revisited: have pencils changed the wage structure too? *The Quartely Journal of Economics*. MIT Press: vol. 112, n.1, fev, pp. 291-303.

IBGE (2007). *Microdados do Suplemento da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2005*. Rio de Janeiro: CDDI, CD-Rom.

Katz, Lawrence e Murphy, Kevin (1992). Changes in Relative Wages, 1963-1987: Suply and Demand Factors. *Quarterly Journal of Economics*, pp 35-78

Krueger, Alan B. (1993). How computers have changed the wage structure: evidence from Microdata, 1984-1989. *The Quartely Journal of Economics*. MIT Press: vol. 108, n.1, fev, pp. 33-60.

Menezes-Filho, Naércio Aquino (2006). Tecnologia e Demanda por Qualificação na Indústria Brasileira, *mimeo*, CEPAL.

Menezes-Filho, Naércio Aquino, Rodrigues, Mauro Jr. (2003). Tecnologia e Demanda por Qualificação na Indústria Brasileira. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro: FGV, vol. 57, n. 3.

CARACTERIZAÇÃO DO TRABALHO AUTÔNOMO E AVALIAÇÃO DO SEU RENDIMENTO EM SALVADOR

*Wilson F. Menezes**

*Gustavo Tonheiro Palmeira***

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo apresentar as características sócio-econômicas dos trabalhadores autônomos de Salvador, além de fazer uma análise comparativa entre os trabalhadores autônomos com e sem contribuição à previdência social e autônomos que trabalham para o público e para as empresas. Para tanto, foram utilizadas as informações captadas pela Pesquisa de Emprego e Desemprego para a Região Metropolitana de Salvador, para os anos de 2005 e 2006, quando foram então filtradas as informações referentes ao município de Salvador. Os principais resultados são, por um lado, a existência de um impacto positivo da escolaridade sobre os rendimentos do trabalhador autônomo, e, de outro, percebeu-se que a média dos rendimentos é mais elevada para os autônomos que contribuem à previdência social relativamente àqueles que não contribuem.

Palavras-chave: trabalho autônomo; mercado de trabalho; rendimento do trabalhador autônomo.

* Doutor pela Universidade de Paris I, Professor do CME-UFBA. awilson@ufba.br

** Graduando em Economia pela FCE-UFBA. gustavopalmeira@yahoo.com.br

ABSTRACT

This paper aims to present the socio-economic characteristics of the self-employed workers of Salvador and makes a comparative analysis between the self-employed workers who contribute and who don't to the social welfare and self-employed who works for public and works for companies. To accomplish this purpose, it has been used data from Research of Employment and Unemployment of the Metropolitan Area of Salvador, related to 2005 and 2006, when the informations with reference to Salvador city have been filtered. The main results are, on one hand, the existence of a positive impact of the schooling on the incomes of self-employed workers, and, on the other hand, it has been noticed that the average of the incomes is higher for the self-employed workers who contribute to the social welfare compared to those who don't.

Key words: self-employed work, labor market, income of self-employed worker.

1. INTRODUÇÃO

A globalização e a reestruturação do sistema produtivo em caráter mundial construíram uma nova dinâmica sócio-econômica para as economias nacionais. Isso tem levado a grandes transformações que impulsionam uma remodelação nas formas de emprego e na exploração do trabalho, através de novas gestões do processo produtivo. Um dos resultados disso é o aparecimento de novas atividades econômicas, assim como o desaparecimento ou a remodelação de outras. Incluído nesse ambiente está o trabalho autônomo, que, possuindo características singulares, vem mudando e acompanhando todas essas transformações.

O trabalhador autônomo é um profissional sem vínculos empregatícios que serve tanto ao público em geral como às empresas. Segundo Menezes, Cruz (2007), nas duas condições, têm-se uma dissimulação para a não existência de um contrato de trabalho, resultando numa redução dos custos de mão-de-obra, tanto por parte das empresas quanto do público em geral. O autônomo é, dentre as categorias profissionais, aquela que realiza seu trabalho de forma mais independente, ele escolhe para quem trabalhar e quando prestará seus serviços.

Quando se observa o trabalho autônomo no plano internacional, percebe-se a sua grande importância, mesmo que existam especificidades para cada região no globo. Enquanto na Europa em geral se percebe um declínio do auto-emprego, no Reino Unido ocorre justamente o aumento do auto-emprego. Nos EUA vem ocorrendo um aumento de trabalhadores autônomos acima dos 50 anos, fato esse que não tem ocorrido em outras nações.

Este trabalho tem como objetivo apresentar as características sócio-econômicas dos trabalhadores autônomos de Salvador, além de fazer uma análise comparativa entre os trabalhadores autônomos com e sem contribuição à previdência social. Para tanto, foram utilizadas as informações captadas pela Pesquisa de Emprego e Desemprego para a Região Metropolitana de Salvador (PED-RMS), para os anos de 2005 e 2006, quando foram então filtradas as informações referentes ao município de Salvador.

O trabalho encontra-se dividido em mais cinco partes além dessa introdução. A parte dois apresenta uma reflexão sobre a ocupação autônoma no mundo e no Brasil, assim como as suas características. Em seguida, a teoria da segmentação do mercado de trabalho é apresentada, de maneira a fornecer elementos para uma segmentação do mercado de trabalho de Salvador. Na parte quatro apresenta-se uma estatística comparativa entre os trabalhadores da cidade de Salvador a partir de dois critérios: a forma de atuação no mercado e a condição de contribuição à previdência. Na quinta é feita uma análise dos determinantes dos rendimentos dos trabalhadores autônomos de Salvador, para em seguida serem apresentadas algumas conclusões.

2. A OCUPAÇÃO AUTÔNOMA NO MUNDO E NO BRASIL

O trabalhador autônomo seria, por um lado, um tipo de profissional contratado pelas empresas como prestadores de serviço, sem vínculo empregatício; e por outro, esse trabalhador dirige suas atividades diretamente voltadas ao público em geral. Esta característica do autônomo facilita a não formação de contratos de trabalho, o que gera uma redução no custo da mão-de-obra. Um desses custos seriam os encargos previdenciários, que ficam por conta do trabalhador (Menezes, Cruz, 2007).

Tais características apresentadas sugerem que a forma autônoma não é a situação de emprego desejável pela maioria dos trabalhadores. Banchflower (2000) apresenta, nos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE),

os trabalhadores autônomos como estando mais satisfeitos com seu trabalho do que aqueles que possuem uma ocupação assalariada. A idéia de ser “seu próprio patrão” e “não ter de obedecer ordens” é, segundo esse autor, um dos motivos que satisfaz os autônomos com sua ocupação.

Qual seja a forma, a consolidação do uso do trabalho autônomo tem sido acompanhada de uma promessa implícita de grandes ganhos financeiros, independência e maturidade profissional. Mas, não se pode esquecer que o volume crescente de trabalhadores autônomos pode também estar relacionado com a queda dos rendimentos dos assalariados vinculados ao setor formal da economia. Dessa forma, o trabalho autônomo é definido, de forma generalizada, como uma situação em que o trabalhador exerce a ocupação de modo independente, controla seu processo de produção, é proprietário do capital empregado na produção e recebe na forma de rendimento e não de salário (Menezes, Cruz, 2007).

Existem muitas profissões que geram espaço para a função autônoma. Isso pode ser observado através do profissional liberal de áreas como medicina, direito, design, entre outras, bem como através de autônomos prestadores de serviço, que não são subordinados a um empregador e exercem sua função com relativa liberdade. Nesse último caso têm-se como exemplo os ambulantes, feirantes, proprietários de pequenos negócios, etc.

No plano internacional, a ocupação autônoma no mercado de trabalho é um fenômeno importante. Nos EUA os trabalhadores autônomos apresentam uma faixa etária elevada e uma forte presença de homens, muito embora cada região tenha uma constituição singular sobre esse tipo de profissional. Essa característica americana se dá em um ambiente de elevada escolaridade e em áreas distintas tais como agricultura e construção civil. A proteção social comumente existente para assalariados é praticamente inexistente para eles (Károly, Zissimopoulos, 2003).

Os países da OCDE possuem muitas especificidades sobre o trabalho autônomo. No Reino Unido e na Nova Zelândia existem altas taxas de inserção do trabalho autônomo, contrariando a média dos demais países da OCDE. A absorção dessa mão-de-obra, nesses dois países, apresenta uma forte participação de trabalhadores homens e de faixa etária mais elevada, tal como acontece também nos EUA. Isto pode ser explicado porque as mulheres que se enquadram em faixas etárias elevadas preferem se dedicar mais a atividades domésticas (Menezes, Cruz, 2007).

Esses trabalhadores costumam apresentar reclamações sobre questões vinculadas à saúde, bem como sobre o curto espaço de tempo que dispõem para o lazer e para a família, além da elevada pressão de suas atividades profissionais. Os autônomos dos países que compõem a OCDE apresentam quadros emocionais que evidenciam situações de estresse e esforço, provocando quadros sistemáticos de insônia. Apesar desse quadro, a qualidade de vida desses trabalhadores apresenta um nível de satisfação superior aos dos assalariados (Banchflower, 2000). O diferencial de salário e a liberdade de atuação podem ser boas razões que explicam essa escolha ocupacional.

A ausência de proteção social é um importante elemento de queixa desses trabalhadores. Em conferência europeia da Associação Internacional de Seguridade Social (AISS) em 1997, esse problema foi debatido, quando foram levantadas várias questões sobre a dificuldade de incluir os trabalhadores autônomos na seguridade social.

São muitas as dificuldades para reconhecer o trabalhador como autônomo nos países europeus. Essas dificuldades decorrem do fato de existir definições conflitantes entre esses países. Willians (1999), seguindo os passos de Schoukens¹, apresenta esse

¹ “The definition of self-employment from a comparative and European perspective”, p. 103.

problema quando analisa uma tentativa de definição para toda a Europa. Esse autor apresenta uma valiosa análise comparativa entre emprego e trabalho autônomo, sem que isso elimine as diferenciações entre as categorias ocupacionais presentes nos dois tipos de inserção no mercado de trabalho².

Nos países europeus não há homogeneidade de critério para classificar um trabalhador como autônomo. Isso permite a existência de índices com variações bastante diferenciadas entre os países, gerando muita dificuldade para se formar uma medida padrão que seja utilizável por todos. Na OCDE, os índices de mão-de-obra autônoma são mais elevados nos países mais pobres, onde a agricultura se apresenta ainda marcante. Por outro lado, na maioria dos países apresenta queda do auto-emprego, com exceção do Reino Unido onde existe um elevado número de trabalhadores autônomos. Isso pode ser explicado pelo fenômeno da globalização com sua avançada reestruturação do processo produtivo, em que ocupação autônoma aparece com realce e é considerada como normal.

É interessante salientar que um aumento na proporção da força de trabalho autônoma não necessariamente produz efeitos macroeconômicos positivos, ou seja, um incremento no quantitativo desses trabalhadores não necessariamente é a melhor opção para a economia.

“There is a good deal of evidence that the trend in self-employment is downward in many OECD countries. Evidence from a series of GDP growth equations presented in Banchflower (2000) did not suggest that the self-employment rate increased the real growth rate of the economy; in fact there was even evidence of the opposite. I have seen no convincing of any kind in the literature that either increasing the proportion of the workforce that is self-employed, or having a high level of self-employment produces any positive macroeconomic benefits. Such evidence that does exist suggest quite the reverse. More is not Better” (Banchflower, 2004).

É interessante apontar que muitos governantes desses países desenvolvem políticas públicas de apoio a micro e pequenos negócios na expectativa que estes reduzam as desigualdades sociais e a pobreza, pois esses pequenos negócios geram emprego e distribuição da renda. Esses incentivos podem vir como empréstimos aos pequenos negócios em criação, como é feito no Reino Unido e EUA, ou através de pagamentos de transferência incentivando assalariados a constituírem pequenos negócios, tal como ocorre na França e na Austrália. No Brasil também existe incentivo a micro e pequenos negócios na tentativa de também reduzir a pobreza e exclusão social através de redução da carga tributária e incentivo ao crédito para esses micro-empresários.

Ainda no Brasil, o trabalhador autônomo ou por conta-própria pode ser definido por “algumas categorias de trabalhadores que possuem características que lhe permitem ter autonomia sobre o processo de trabalho” (Kon, 2002). Isso decorre da forma como se verifica a geração e apropriação do excedente de produção, ou mesmo da disposição de meios de produção por parte dos autônomos. É possível que um trabalhador autônomo forneça sua força de trabalho a empresas sem que isso caracterize um

² A discussão sobre como categorizar o trabalhador autônomo fuge da proposta deste trabalho; entretanto Willians aponta que parte da exclusão da previdência para aqueles que detêm sua própria ocupação vem da dificuldade de existir uma legislação que compreenda a função de autônomo.

contrato formal de trabalho, mas mesmo assim essa força de trabalho continua subordinada ao processo de trabalho definido pela empresa.

A forma de subordinação ao trabalho fica estabelecida em relação ao trabalhador autônomo, que se diferencia pelo fato de poder exercer suas atividades com maior independência, diferentemente do assalariado que já possui uma relação de subordinação estruturalmente definida. Um profissional autônomo é, portanto, aquele que trabalha por conta-própria mediante uma remuneração, sem que isso caracterize um empregado. Isso naturalmente permite uma grande flexibilidade no cumprimento de uma jornada de trabalho, além de incorrer com todos os riscos inerentes à sua atividade econômica. Por outro lado, a autonomia da prestação de serviços pode conferir uma posição de empregador em potencial a esse trabalhador, mesmo quando ele pode explorar, em proveito próprio, a própria força de trabalho (Menezes, Cruz, 2007).

No que tange a macroeconomia, o comportamento da presença de trabalhadores autônomos é o inverso quando comparado ao dos assalariados com carteira assinada. Cardoso, Fernandes (2000) observaram que nos períodos de recessão econômica (décadas de 80 e 90) a proporção de trabalhadores formais caiu relativamente, enquanto que a participação relativa dos trabalhadores autônomos aumentou. Já em períodos de recuperação econômica, a proporção de trabalhadores autônomos diminuiu, enquanto a dos trabalhadores formais aumentou. Dessa forma, é possível que se possa concluir que a participação dos trabalhadores autônomos na ocupação total da economia brasileira se apresenta de maneira contra cíclica.

Mesmo assim, quando se observa o quantitativo absoluto do trabalho autônomo percebe-se que ele não para de crescer no Brasil. Esse fato, no entanto, não nega o que foi dito no parágrafo anterior, pois a relação inversa entre o crescimento do emprego com carteira assinada e o do trabalho autônomo é muito forte. Isso confirma a observação de Noorderhaven (1999), ou seja, existe uma relação inversa entre o nível de recuperação econômica e o número de trabalhadores autônomos no mercado de trabalho. Isso está ligado à parcela de autônomos que possui certa qualificação em capital humano, proveniente das capacidades inatas do indivíduo ou da sua aquisição de cultura formal ou informal, que permite aumentar o número de oportunidades de trabalho. Assim, o trabalhador que possuir certa qualificação, ao passar por momentos de crise, é redirecionado ao trabalho autônomo e em períodos de retomada, pode voltar ao emprego com carteira assinada. Dessa sorte, esses trabalhadores podem passar por um momento de auto-emprego enquanto que outros trabalhadores de igual qualificação e cultura enfrentam maiores dificuldades, quando de um desaquecimento do mercado de trabalho.

3. A SEGMENTAÇÃO DO MERCADO DE TRABALHO E O AUTÔNOMO

Para a teoria da segmentação existem dois tipos de mercado de trabalho que funcionam sobre regras diferentes. Um primeiro tipo seria um mercado interno de trabalho à empresa, que passa a explorar uma competitividade entre os indivíduos que ela emprega. Por outro lado, o mercado externo funciona de maneira semelhante aos moldes walrasianos, ou seja, as leis de mercado garantem um possível equilíbrio. O primeiro mercado aparece com mais frequência no interior das grandes firmas, onde os trabalhadores são remunerados por um sistema de hierarquia interna através de planos de cargos e salários; enquanto o segundo aparece com mais frequência nas pequenas e médias empresas.

Dessa forma, apesar de o mercado de trabalho sempre ter sido visto pela teoria econômica tradicional como sendo linear e contínuo, tal como é normalmente apresentado no modelo neoclássico, muitos estudos demonstram que o mercado de trabalho se diferencia em pelo menos dois grandes segmentos, com forte dicotomia entre esses espaços distintos (Doeringer, Piore, 1971). Para esses autores, existe uma importante oposição de ordem organizacional no mercado de trabalho. Os elementos organizacionais permitem distinguir dois tipos de empresa, cujas estratégias de absorção de força de trabalho se diferenciam: um primeiro tipo de empresa, que cria seu mercado interno de trabalho e passa a explorar uma competitividade entre os indivíduos já empregados por ela, enquanto o segundo tipo de mercado de trabalho, externo à empresa, funciona de maneira semelhante aos moldes walrasianos. Existem, dessa forma, dois segmentos bem distintos de mercado de trabalho, os quais impõem formas diferenciadas de determinação dos ganhos e das condições de trabalho. Esses segmentos formam o mercado interno e externo (Menezes, Bispo Filho, 2004).

Dessa forma, entende-se por mercado interno aquele formado por firmas que estabelecem regras e protocolos específicos para a alocação de trabalho e definição da remuneração. A determinação de salários segue um plano de cargos e salários, de sorte que os postos de alta remuneração também são os mais importantes. A hierarquia dos postos de trabalho segue a necessidade técnica interna da firma, sendo que as remunerações acompanha essa hierarquia. A firma aloca as competências individuais dos trabalhadores através da posição hierárquica e da performance dos trabalhadores. Assim, os vários postos de trabalho exigem vários níveis salariais.

O mercado externo por sua vez, possui regras que estimulam uma concorrência muito forte entre os trabalhadores. A remuneração, alocação de trabalho e formação dos trabalhadores são definidas por critérios meramente econômicos, permitindo portando uma grande flexibilidade alocativa, além de permitir uma forte concorrência entre as firmas e entre os trabalhadores, de maneira que os trabalhadores enfrentam em seu cotidiano o livre jogo entre a oferta e demanda de trabalho.

Em comparação ao mercado externo de trabalho, o mercado interno permite salários mais elevados, entretanto, necessita de melhores qualificações do trabalhador. Para tanto, ele costuma oferecer melhores condições para o desenvolvimento do trabalhador, para que este eleve seu conhecimento, e oferece melhores condições de trabalho, maior possibilidade de sindicalização, estabilidade e segurança no emprego, além de promoção e crescimento dentro da empresa. O mercado externo fica então com o os aspectos negativos da concorrência do mercado de trabalho, onde o trabalhador se submete a condições impostas pelas firmas, portanto um menor salário, uma maior rotatividade do trabalho, postos de trabalho com remunerações flexíveis, chegando até a condições de trabalho precárias e jornadas de trabalho longas.

Cardoso, Fernandes (2000) entendem que existem dois núcleos de trabalhadores: o primeiro seria o núcleo estruturado, formado por trabalhadores com carteira e os servidores públicos; o segundo núcleo é pouco estruturado, composto de trabalhadores não remunerados, dos trabalhadores sem carteira assinada e dos autônomos em funções onde não há uma separação entre o capital e o trabalho. Esses dois núcleos competem entre si nos mesmos postos de trabalho em períodos de crise e/ou recuperação econômica, onde o mercado de trabalho escolhe o trabalhador a partir da situação econômica.

A agregação dos mercados internos permite formar o chamado mercado primário, enquanto a agregação dos mercados externos forma o já conhecido mercado secundário. O mercado primário é, portanto, constituído principalmente por grandes

firmas; enquanto que o mercado secundário é composto por relações de trabalho subordinadas aos fluxos de oferta e demanda. Os mercados primário e secundário de trabalho devem ser entendidos como formando uma segmentação, a qual é baseada em duas grandes características bem definidas. A primeira permite mostrar que cada segmento de mercado de trabalho deve funcionar de maneira independente, logo suas leis e regras são diferentes; enquanto a segunda permite mostrar que a existência de uma forte barreira à mobilidade entre os segmentos interno e externo.

Os empregos do mercado interno são racionados e escassos. Assim, mesmo que não se saiba exatamente o que conduz cada trabalhador a um ou a outro segmento do mercado de trabalho, é perfeitamente factível encontrar indivíduos possuindo as mesmas dotações economicamente produtivas, mas que têm acesso a um ou outro segmento do mercado de trabalho. Dessa sorte, a mesma qualidade de oferta de trabalho pode ser encontrada nos diferentes segmentos e, por isso mesmo, alcançar diferenciados níveis de remuneração. A influência das variáveis típicas do capital humano, como educação e experiência, na definição da posição ocupacional e no salário depende do segmento em que o indivíduo se encontre. Os trabalhadores ficam, portanto subordinados às regras e protocolos de cada um desses segmentos (Menezes, Bispo Filho, 2004).

A tese da segmentação do mercado aponta uma direção diferente da tese do capital humano, que aponta investimentos variáveis individuais como educação, saúde, formação e migração. A primeira analisa o mercado de trabalho de maneira descontínua, abordando a gestão da mão-de-obra nos diferentes segmentos. Gestão esta que permite construir uma relação entre o trabalhador e a firma, de maneira que os investimentos em qualificação são recíprocos, ou seja, em parte são financiados pelas firmas e em parte são financiados pelos próprios trabalhadores. Enquanto que para a teoria do capital humano, os investimentos em qualificação da mão-de-obra devem ser financiados pelos próprios indivíduos, os quais comparam os gastos em investimentos com suas expectativas de rendimentos futuros.

Para a tese da segmentação, não é a detenção de um maior dotação de capital humano que garante ao trabalhador o ingresso no mercado interno; antes pelo contrário, ao ingressar no mercado interno é que possibilita ao trabalhador possuir mais investimentos em capital humano. Essa importante inversão permite que se entenda o maior investimento em atividades internas a empresa e uma preferência de determinadas qualificações em detrimento de outras, de maneira que os processos seletivos de mão-de-obra tendem a considerar esses aspectos e os investimentos em capital humano do mercado interno acabam por depender da demanda dos bens e serviços aí produzidos.

No Brasil, grande parte do seguro social dos trabalhadores resulta da contribuição para com a previdência social. Essa previdência é, portanto, uma instituição pública que tem como objetivo reconhecer e conceder direitos aos seus assegurados. Esses direitos tomam a forma de uma renda transferida ao trabalhador e utilizada pelo mesmo quando acontece algum tipo de acontecimento fortuito, infortúnio e/ou acidente em que se verifica a perda da capacidade de trabalho, seja por motivo de doença, invalidez, idade avançada, morte, desemprego involuntário até mesmo por maternidade e reclusão.

Poranto, um trabalhador que contribui com a previdência tem assegurado um rendimento que garanta sua sobrevivência, quando ocorre algum tipo de situação em que o mesmo perde a capacidade do exercício de sua atividade laboral, esses são os chamados trabalhadores registrados. Enquanto que os não contribuintes não têm a

garantia desse direito, são os chamados ocupados não registrados³. O registro na previdência permite aos trabalhadores uma maior segurança para o futuro; por outro lado, muitas empresas reclamam das obrigações fiscais e tributárias, permitindo ações que conduzam a não contribuição, simplesmente deixando de registrar seus trabalhadores. Esse é o caso de muitas pequenas e micro-empresas que optam por não contribuir, mesmo que se arrisquem diante da fiscalização e suas multas. Isso ocorre naturalmente por compreenderem que a fiscalização por parte do governo é precária. Assim, ao não empregarem com registro em carteira essas empresas também lançam seus trabalhadores à incerteza.

Esse tipo de incerteza também acontece com o trabalhador autônomo, na medida em que ele opte por não contribuir com a previdência social. Essa decisão decorre de um cálculo implícito em que ele deixa de contribuir quando prefere aumentar a renda presente em detrimento da renda futura, isso acontece, na maior parte das vezes, quando a renda presente pequena, mesmo que problematize sua aposentadoria.

Não obstante, essa opção por contribuir ou não causa grandes problemas para a própria previdência, na medida em que o sistema perde a arrecadação desses não contribuintes. Nesse sentido, Marques, Batich (1999) defendem que o desequilíbrio entre a receita e a despesa do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS) deve-se, principalmente, à precarização do mercado de trabalho, e não ao processo de envelhecimento da população brasileira. Não se pode esquecer que o fraco crescimento do país ao longo da década de 1990 contribuiu com o baixo crescimento da ocupação registrada, impondo uma certa estabilidade da ocupação não registrada, além de flutuações da ocupação autônoma, impactando naturalmente sobre as contas do INSS.

A década de 1990 apresentou taxas de desemprego elevadas, como também um aumento na participação do mercado informal de trabalho. Isso ocorreu exatamente em uma época em que houve redução no crescimento demográfico brasileiro, momento esse que poderia estar gerando mais recursos para o beneficiamento previdenciário. Assim, quando se deveria gerar receita, foi iniciado um processo de geração de déficit previdenciário. O déficit da receita da previdência se deu, portanto, não apenas pela baixa criação de empregos de carteira assinada, mas também pela existência de uma inelasticidade do emprego sem carteira e do crescimento da ocupação autônoma não-contribuinte. No final dessa década, os gastos com benefícios superou a contribuição dos registrados em carteira, gerando assim uma necessidade do sistema previdenciário buscar nas formas de ocupação não registrada algum tipo de contribuição. Não é estranho que se perceba o interesse em políticas de desenvolvimento das micro e pequenas empresas nessa década, as quais se seguem até o presente momento.

4. ALGUMAS CARACTERÍSTICAS DO AUTÔNOMO EM SALVADOR

A estrutura de ocupação do mercado de trabalho de Salvador é marcada por fraca mobilidade dos indivíduos entre as situações ocupacionais. A informalidade presente nesse mercado de trabalho é bastante grande, o que possibilita encontrar aí muitas atividades precárias que reproduzem a exclusão social. Para avaliar essa estrutura foi utilizada a base de dados da PED-RMS, sendo filtrado os dados dos trabalhadores autônomos de Salvador. A forma de trabalho do autônomo é essencial para o sistema produtivo brasileiro atual, independentemente da satisfação que o trabalhador autônomo possa alcançar. Isso porque garante uma razoável alocação de

³ Essa diferenciação talvez permita incluir o trabalhador não registrado dentro do subconjunto da economia submersa, a qual é entendida como todas as atividades não institucionalizadas (Cacciamali, 1991).

mão-de-obra, que naturalmente teria muita dificuldade de inserção no mercado de trabalho, devido sobretudo à sua baixa qualificação.

Tabela 1
Distribuição dos ocupados por posição na ocupação e contribuição à previdência

Posição na Ocupação por Contribuição ao INSS	Percentual	Acumulado
Total	100,0	100,0
Autônomo c/ contribuição	2,6	
Autônomo s/ contribuição	19,5	22,1
Assalariado c/ contribuição	50,7	
Assalariado s/ contribuição	11,5	62,2
Outros c/ contribuição ¹	6,4	
Outros s/ contribuição ¹	9,3	15,7

FONTE: PED-RMS – Convênio SEI, SETRE, UFBA, DIEESE, SEADE, MTE/FAT.

(1) Incluem empregadores, domésticos, trabalhadores familiares e donos de negócios familiares.

Na cidade de Salvador, conforme os dados da PED para os anos em análise (2005-2006), os trabalhadores autônomos respondem por 22,1% da ocupação total; enquanto os assalariados representam 62,2% dessa mesma ocupação (Tabela 1). Os assalariados com contribuição à previdência são maioria da força de trabalho (50,7%); em seguida destacam-se os trabalhadores autônomos sem contribuição (19,5%) e os assalariados sem contribuição (11,5%). Os autônomos com contribuição representa a menor parcela da população ocupada de Salvador, com apenas 2,6%.

O gráfico 1 apresenta a proporção de autônomo que contribui para a previdência em relação a proporção de ocupados na mesma condição. Os autônomos com contribuição à previdência representam apenas 11,8% da categoria; enquanto que para os ocupados como um todo esse percentual alcança 40,4%. Esse contraste denota uma condição precária de inserção no mercado de trabalho para os trabalhadores autônomos dessa cidade, em que os direitos sociais deixam de ser garantidos.

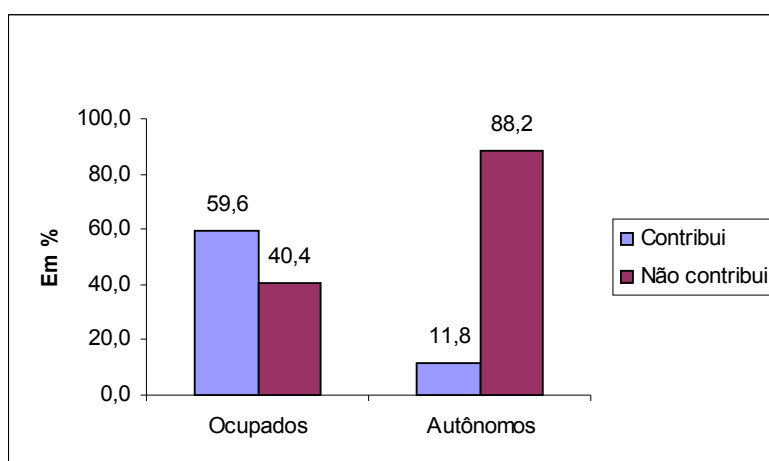


Gráfico 1: Condição de contribuição à previdência social

FONTE: PED-RMS – Convênio SEI, SETRE, UFBA, DIEESE, SEADE, MTE/FAT.

A Tabela 2 apresenta a distribuição da população ocupada e autônoma da cidade de Salvador, segundo alguns atributos pessoais e econômicos e condição de contribuição à previdência social. Uma inspeção dessa tabela permite dizer que o

percentual de homens autônomos que contribui com a previdência social (60,%) é mais elevado que para o conjunto dos homens ocupados (55,5%). Com respeito às mulheres, percebe-se uma situação inversa, ou seja, o percentual de mulheres autônomas que contribui para a previdência se mostra menos elevado (39,5%) que para o conjunto das mulheres ocupadas (44,5%). Isso deixa patente que a condição da mulher autônoma é ainda pior que a dos homens, pois a garantia de seus direitos se mostra em uma situação menos favorável.

Segundo a cor dos trabalhadores, existe uma relação similar em termos de contribuição à previdência social. Percebe-se que o percentual de ocupados brancos que contribuem à previdência é menos significativo (17,5%) que aquele dos trabalhadores autônomos na mesma condição (20,7%). Entretanto, quando se trata de trabalhadores negros tem-se uma relação invertida, ou seja, o percentual de ocupados negros com contribuição à previdência é de 82,%, contra 79,2% quando esse trabalhador negro é autônomo.

Interessante notar que a condição de contribuição por faixa etária se mostra mais favorável para os trabalhadores autônomos quando este tem mais de 50 anos de idade. Tem-se assim que 28,7% dos autônomos nessa faixa etária contribui para a previdência social, contra apenas 13,1% para o conjunto dos ocupados na mesma faixa de idade. Entre os trabalhadores entre 26 e 50 anos, a condição de contribuição à previdência se mostra bem mais equilibrada, ou seja, 69,4% dos ocupados nessa faixa de idade são contribuintes contra 65,8% quando se trata de um trabalhador autônomo na mesma condição de idade.

Em termos de posição na família, os autônomos quando na condição de chefe de família são relativamente mais frequentes na condição de contribuinte à previdência (64%) que o conjunto total dos ocupados chefes de família (50,1%). Já o conjunto de ocupados em outra posição familiar que não chefe de família apresenta uma frequência de contribuição maior que os trabalhadores autônomos da mesma condição, isso porque 49,9% dos ocupados não chefes de família contribuem para a previdência, quando esse percentual é de 36,0% quando se trata de um trabalhador autônomo na mesma condição familiar.

Ainda analisando a Tabela 2, uma inspeção da condição de contribuição à previdência, por grau de instrução dos trabalhadores de Salvador, permite dizer que os ocupados na faixa do ensino fundamental incompleto contribuem proporcionalmente à previdência (15,5%) que os autônomos (24,3%). Essa relação se mostra bem mais equilibrada para os trabalhadores com ensino fundamental completo e/ou ensino médio incompleto, 13,4% para os ocupados contra 15,2% para os autônomos. Também é razoavelmente equilibrada a condição de contribuição para aqueles que detêm o ensino médio completo e/ou o ensino superior incompleto, pois 50,0% dos ocupados nessa faixa de escolaridade contribuem para a previdência, contra 48,0% dos autônomos nessa mesma faixa de escolaridade.

No que tange a estabilidade, percebe-se que a proporção de trabalhadores autônomos há mais de cinco anos em atividade e com contribuição à previdência é mais elevada que a dos ocupados. Mais da metade dos autônomos (53,1%) com mais de cinco anos nessa atividade contribuem para a previdência social, contra apenas 39,9% do conjunto dos ocupados na mesma situação. Entretanto, as coisas se invertem quando a condição de estabilidade de até cinco anos, isso porque 60,1% dos ocupados nessa faixa de estabilidade são contribuintes da previdência, quando apenas 46,9% dos autônomos na mesma condição de estabilidade contribuem.

Continuando uma inspeção da Tabela 2, pode-se analisar a distribuição dos ocupados e autônomos que não contribuem com a previdência social, segundo os mesmos atributos pessoais e econômicos já explicitados. Segundo o sexo, os homens autônomos são proporcionalmente mais presentes como não contribuintes (57,5%) que os ocupados de modo geral (49,3%); enquanto as mulheres autônomas aparecem de maneira inversa, ou seja, elas são mais frequentes na não contribuição quando ocupadas (50,7%) que como autônomas (42,5%). Já pelo critério da cor tem-se que, os negros não contribuintes apresentam uma proporção muito elevada mais elevada para os autônomos (89,4%) que para os ocupados de modo geral (88,7%).

Também segundo as faixas etárias, os autônomos se mostram mais frequentes como não contribuintes da previdência social, isso acontece tanto para a faixa de idade entre 26 e 50 anos (63,5% e 58,4% respectivamente), quanto para a faixa para aqueles com mais de 50 anos (20,0% e 15,0% respectivamente). Apenas para a faixa de idade entre 18 e 25 anos é que os ocupados em seu conjunto são relativamente mais presentes como não contribuintes, 26,6% para os ocupados contra 16,5% para os autônomos.

Considerando a posição na família dos trabalhadores que não contribuem com a previdência social, tem-se que os autônomos são mais relativamente mais presentes na condição de chefe de família não contribuinte (52,4%) que os ocupados na mesma condição (42,6%).

Os autônomos não contribuintes da previdência social apresentam frequência relativamente mais significativa que os ocupados como um todo quando se encontram nas faixas mais baixas de escolaridade. Isso ocorre para os analfabetos, para os que detêm o ensino fundamental incompleto e para os que possuem o ensino fundamental completou ou o ensino médio incompleto. Essa relação se mostra alternada quando as faixas de escolaridade se elevam. Assim é que os ocupados não contribuintes são mais presentes que os autônomos na mesma condição, quando detêm o ensino médio completo ou o ensino superior incompleto (36,8% contra 32,5%) e quando possuem o ensino superior completo (5,2% contra 3,2%).

Tabela 2
Distribuição dos ocupados e autônomos por atributos pessoais e
contribuição à previdência

Atributos Pessoais	Contribuição à previdência		Não contribuição	
	Ocupados	Autônomos	Ocupados	Autônomos
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
Sexo				
Masculino	55,5	60,5	49,3	57,5
Feminino	44,5	39,5	50,7	42,5
Cor				
Negra	82,5	79,2	88,7	89,4
Branca	17,5	20,7	11,3	10,6
Faixa Etária				
18 a 25 anos	17,5	5,5	26,6	16,5
26 a 50 anos	69,4	65,8	58,4	63,5
Mais de 50 anos	13,1	28,7	15,0	20,0
Posição na Família				
Chefe	50,1	64,0	42,6	52,4
Não chefe	49,9	36,0	57,4	47,6
Grau de Instrução				
Analfabetos/S.E.(1)	1,0	-	4,0	5,2
Ensino Fundamental Incompleto	15,5	24,3	33,9	38,5
Ens. Fundam. Comp. + Ens. médio Incomp.	13,4	15,2	20,0	20,4
Ens. Médio Comp. + Ens. Sup. Incompleto	50,0	48,0	36,8	32,5
Superior Completo	20,0	-	5,2	3,2
Estabilidade (2)				
Até 5 anos	60,1	46,9	73,9	62,1
Mais de 5 anos	39,9	53,1	26,1	37,9

FONTE: PED-RMS – Convênio SEI, SETRE, UFBA, DIEESE, SEADE, MTE/FAT.

(1) Analfabetos e sem escolaridade declarada.

(2) Corresponde ao tempo na atual ocupação.

A condição de estabilidade é também um importante fator que influencia a não contribuição à previdência social. Assim é que 73,0% dos ocupados com até cinco anos na mesma atividade são não contribuintes, contra 62,1% de autônomos na mesma condição. Já para os ocupados sem contribuição com mais de cinco anos na mesma atividade representam 26,1%, enquanto que para os autônomos na mesma condição essa proporção é de 37,9%.

A Tabela 3 apresenta uma distribuição dos trabalhadores autônomos e assalariados da cidade do Salvador, segundo a condição de contribuição à previdência social e por faixas de rendimentos mensais e de jornada semanal de trabalho. Uma inspeção dessa tabela permite dizer que os trabalhadores autônomos sem contribuição encontram-se mais presentes na faixa inferior de rendimentos (50,0%), relativamente aos que contribuem para a previdência (18,8%). Enquanto que os autônomos com contribuição aparecem mais frequentes na faixa de rendimento acima de R\$ 600 (54,4%). Por outro lado, os assalariados com contribuição à previdência aparecem mais na faixa superior de rendimentos. São 52,6% dos assalariados com contribuição presentes nessa faixa de rendimentos mensais, contra apenas 17,0% dos assalariados sem contribuição à previdência.

Uma comparação entre autônomos e assalariados permite mostrar que a participação relativa dos autônomos sem contribuição à previdência é superior à

participação relativa dos assalariados na mesma condição quando os rendimentos vão até R\$ 600. Enquanto 50,0% dos autônomos encontram-se nessa faixa de rendimentos mensais, apenas 30,3% dos assalariados estão na mesma condição de rendimentos. Entretanto, na faixa superior de rendimentos os autônomos sem contribuição são frequentes (21,2%), contra 17,0% dos assalariados também sem contribuição.

Tabela 3
Distribuição dos autônomos e assalariados por faixas de rendimento médio real mensal¹
e por jornada média semanal de trabalho

Faixas	Autôn. c/ contribuição	Autôn. s/ contribuição	Assalar. c/ contribuição	Assalar. s/ contribuição	Total (2)
Faixas de Rendimento (3)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Até R\$ 300,00	18,8	50,0	2,4	30,3	20,7
Entre R\$ 301,00 até R\$ 600,00	26,8	28,8	45,0	52,7	41,2
Mais de R\$ 600,00	54,4	21,2	52,6	17,0	38,1
Jornada de Trabalho	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Até 44 horas	45,7	54,4	61,0	60,6	56,0
Mais de 44 horas	54,3	45,6	39,0	39,4	44,0

FONTE: PED-RMS – Convênio SEI, SETRE, UFBA, DIEESE, SEADE, MTE/FAT.

(1) Exclui os assalariados e os empregados domésticos assalariados que não tiveram remuneração no período, os trabalhadores familiares sem remuneração salarial e os trabalhadores que ganharam exclusivamente em espécie ou benefício.

(2) Refere-se ao total de ocupados.

(3) Inflator utilizado - Índice de Preços ao Consumidor - SEI. Valores em Reais de Abril - 2007.

Outra forte diferença aparece entre autônomos e assalariados sem contribuição na faixa intermediária de rendimentos mensais, pois os assalariados têm um peso de 52,7% nessa faixa, enquanto o peso dos autônomos é de 28,8% na mesma faixa. Quanto se trata dos assalariados e autônomos com contribuição à previdência essa mesma relação subsiste, pois os autônomos com contribuição na faixa intermediária de rendimentos representam 26,8% do total de trabalhadores autônomos, enquanto esse percentual é de 52,7% quando se trata dos assalariados com contribuição.

Os trabalhadores autônomos sem contribuição também estão mais presentes na faixa de jornada semanal média de trabalho superior à legal (mais de 44 horas semanais). Assim é que 45,0% dos autônomos sem contribuição à previdência trabalham mais que o legalmente permitido, enquanto que esse percentual é de 39,4% para os assalariados na mesma condição de contribuição. Também os autônomos com contribuição são mais frequentes na faixa de jornada de trabalho superior a legal, isso porque 54,3% dessas pessoas trabalham mais de 44 horas semanais, contra 39,0% dos assalariados que contribuem para com a previdência.

A análise da Tabela 3 permite, portanto, concluir que, na média, as condições de remuneração mensal e de jornada de trabalho são menos favoráveis aos trabalhadores autônomos relativamente aos assalariados, isso ocorre independentemente da condição de contribuição à previdência. Por outro lado, a condição do autônomo sem contribuição é relativamente pior que aquela dos assalariados na mesma condição.

A Tabela 4 apresenta uma visualização dos rendimentos médios dos trabalhadores autônomos por forma de inserção no mercado de trabalho e por sexo e cor.

Tabela 4
Rendimento médio real mensal¹ dos autônomos por sexo e cor

Rendimento Médio Mensal²	Autônomos ao Público	Autônomos à Empresa	Total
Sexo	453	816	512
Homem c/ contribuição	1040	1584	1183
Homem s/ contribuição	498	771	549
Mulher c/ contribuição	596	-	763
Mulher s/ contribuição	307	488	327
Cor	453	816	512
Branco c/ contribuição	-	-	1392
Branco s/ contribuição	616	1217	735
Negro c/ contribuição	806	1224	904
Negro s/ contribuição	386	596	417

FONTE: PED-RMS – Convênio SEI, SETRE, UFBA, DIEESE, SEADE, MTE/FAT.

(-) A amostra não comporta a desagregação para esta categoria.

(1) Exclui-se os assalariados e os empregados domésticos assalariados que não tiveram remuneração no período, os trabalhadores familiares sem remuneração salarial e os trabalhadores que ganharam exclusivamente em espécie ou benefício.

(2) Inflator utilizado - Índice de Preços ao Consumidor - SEI. Valores em Reais de Abril - 2007.

Uma inspeção da Tabela 4 permite apontar que, os autônomos que tem suas atividades voltadas à empresa possuem rendimentos superiores aos dos autônomos voltados ao público em geral. Essa vantagem em termos de rendimentos mensais são independentes da condição de gênero e de cor das pessoas envolvidas na atividade autônoma de Salvador. Essa diferença é potencializada quando o autônomo contribui para a previdência social. Entretanto, a mulher e o negro possuem, em média, rendimentos inferiores aos do homem e do branco respectivamente, isso ocorre em qualquer situação de contribuição à previdência. Segundo o sexo, o rendimento médio mensal mais elevado é o do homem que tem suas atividades voltadas às empresas; seguindo-se os rendimentos dos homens com trabalho voltado ao público em geral. Segundo a cor, os rendimentos mais elevados vão para os negros que contribuem para a previdência social e têm suas atividades voltadas às empresas, somente em segundo lugar aparecem os rendimentos dos brancos sem contribuição, mas também com atividades voltadas às empresas.

A Tabela 5 auxilia em uma avaliação dos rendimentos mensais dos trabalhadores autônomos por setores da atividade econômica. A indústria constitui o setor que melhor para aos trabalhadores autônomos, em média R\$ 566 mensais. O comércio vem em segundo lugar, com uma remuneração mensal média de R\$ 561. Somente depois aparecem as atividades do comércio, que remuneram os trabalhadores autônomos em média R\$ 434 por mês.

As “outras atividades” são as que apresentam os piores rendimentos para os autônomos. Vale ressaltar que a maioria dos trabalhadores autônomos se encontram no setor de serviços, o que vale dizer que os serviços são o principal pólo de atividades dos trabalhadores autônomos.

Tabela 5
Rendimento médio real mensal¹ dos autônomos por setor de atividade

	Setor de Atividade Econômica	Rendimento Médio Mensal ²
FONTE: PED-	Total	512,00
RMS – Convênio	Indústria	566,00
SEI, SETRE,	Comércio	434,00
UFBA, DIEESE,	Serviços	561,00
SEADE,	Outros ³	284,00
MTE/FAT.		

(1) Exclusive os

assalariados e os empregados domésticos assalariados que não tiveram remuneração no período, os trabalhadores familiares sem remuneração salarial e os trabalhadores que ganharam exclusivamente em espécie ou benefício.

(2) Inflator utilizado - Índice de Preços ao Consumidor - SEI. Valores em Reais de Abril - 2007.

(3) Incluem Construção Civil, Serviços Domésticos, e Outras Atividades

Uma caracterização do segmento de autônomos, tendo em vista uma avaliação dos determinantes de seus rendimentos, pode ser visualizada pela Tabela 6 abaixo.

Tabela 6
Distribuição dos trabalhadores autônomos segundo a forma de atuação no mercado e condição de contribuição à previdência social

		Previdência		Total
		Não	Sim	
Autônomo ao público	Linha	89,9	10,1	100,0
	Coluna	84,7	73,1	83,3
Autônomo à empresa	Linha	81,3	18,7	100,0
	Coluna	15,3	26,9	16,7
TOTAL	Linha	88,4	11,6	100,0
	Coluna	100,0	100,0	100,0

FONTE: PED-RMS – Convênio SEI, SETRE, UFBA, DIEESE, SEADE, MTE/FAT.

O segmento dos trabalhadores autônomos pode ser analisado segundo os critérios já avançados: forma de atuação no mercado e condição de contribuição à previdência social. Antes de uma análise da Tabela 6, é bom lembrar que esses critérios se sobrepõem. A categoria de autônomos ao público tem um maior peso relativo no conjunto dos autônomos (83,3%), contra 16,7% de autônomos voltados à empresas. No entanto, os autônomos voltados às empresas são mais que proporcionalmente contribuintes para com a previdência (26,9%); enquanto os autônomos voltados ao público em geral são subrepresentados quando se trata de contribuir para a previdência (73,1%). Por outro lado, tem-se que apenas 10,1% dos autônomos ao público são contribuintes para a previdência, contra 18,7% dos autônomos com atividades voltadas à empresas. Isso confirma que apenas uma minoria desses trabalhadores tem uma prática de contribuição (11,6%).

Todo esse desenvolvimento serve para manifestar uma forma de corte entre os trabalhadores autônomos da cidade do Salvador, tendo em vista a análise dos determinantes dos rendimentos desses trabalhadores. Dessa forma, serão considerados dois critérios de segmentação. O primeiro que considera os trabalhadores autônomos pela ótica da contribuição previdência social, ou seja, se contribuem ou não para com essa previdência. Enquanto o segundo critério considera os autônomos pela ótica da sua

forma de atuação no mercado de trabalho, ou seja, se têm suas atividades voltadas às empresas ou voltadas ao público em geral. O argumento para esse corte é pautado na tese da segmentação do mercado de trabalho, a qual é aplicada para uma análise interna de uma categoria de trabalhadores bem específica, a dos trabalhadores autônomos.

5. DETERMINANTES DA RENDA DOS AUTÔNOMOS

Esta parte do trabalho objetiva uma avaliação dos determinantes dos rendimentos dos trabalhadores autônomos da cidade do Salvador. Com essa estimativa, pode-se analisar os principais atributos pessoais e econômicos que contribuem na formação do rendimento desses trabalhadores. Para levar a termo essa estimativa, foram consideradas as variáveis independentes disponíveis e normalmente usadas na literatura, tal como segue na relação abaixo:

Escolaridade: variável contínua medida em anos completos de estudo e representando a escolaridade do indivíduo. Espera-se um sinal positivo para o coeficiente desta variável, tendo em vista que o rendimento provido pelo indivíduo normalmente deve aumentar com a escolaridade.

Experiência: variável contínua medida em anos representando a experiência de trabalho do trabalhador. Espera-se um sinal positivo para o coeficiente desta variável, já que a experiência profissional do indivíduo permite maior conhecimento das tarefas do trabalho para melhor poder exercê-las. Essa variável é estimada através da idade subtraída a escolaridade e os seis anos referentes à infância.

Estabilidade: variável contínua medida em anos em que representa o tempo que o trabalhador encontra-se na mesma ocupação. Também é esperado um sinal positivo para esta variável, vez que esse tempo de ocupação parece exercer um efeito similar ao da experiência profissional. A adaptação do indivíduo ao trabalho ao longo do tempo permite maior desenvoltura no desempenho das tarefas de forma a garantir, ao menos, a manutenção dos rendimentos.

Horas de trabalho no mês: variável contínua medida em número de horas mensais trabalhadas. Espera-se um sinal positivo para esta variável. Isso porque quanto maior o tempo despendido, em uma atividade, maior deverá ser o rendimento auferido.

Sexo: variável binária que representa as seguintes situações: Mulher=0 e Homem=1. Espera-se que em média o homem recebe maiores rendimentos que a mulher, logo esta variável deverá apresentar sinal positivo.

Posição na família: variável binária representando as seguintes situações: Não chefe=0 e Chefe=1. Em média, espera-se que o chefe obtenha rendimentos superiores aos dos demais membros da família, logo o sinal dessa variável deve ser positivo.

Cor: variável binária representando as seguintes situações: Negro=0 e Branco=1. Em média, espera-se que os brancos recebam rendimentos mais elevados que os negros, por isso essa variável deverá apresentar sinal positivo.

Contribuição à previdência: variável binária representando as seguintes situações: Não contribui=0 e Contribui=1. Talvez o autônomo não contribuinte tenha mais renda por não contribuir, mas talvez o autônomo contribuinte possua um rendimento maior que o permita contribuir sem perder muito de sua renda.

Forma de atuação no mercado de trabalho: variável binária representando as seguintes situações: Público=0 e Empresas=1. Em média, espera-se que os trabalhadores às empresas obtenham rendimentos superiores aos trabalhadores ao público.

A partir dessas variáveis, o modelo econométrico ajustado é dado pela seguinte forma:

$$y = \alpha + \beta_i X_i + e_i$$

onde: α e β_i são parâmetros a serem estimados, y representa o logaritmo neperiano da renda real dos trabalhadores autônomos, os X_i é a matriz de atributos pessoais e produtivos dos trabalhadores autônomos e e_i é o componente estocástico do modelo, que se estima possuir uma distribuição de probabilidade normal com média zero com variância constante. Com exceção das variáveis qualitativas, todas as demais foram representadas em logaritmo neperiano, de sorte que imediatamente se pode dispor das elasticidades dessas variáveis sobre os rendimentos dos trabalhadores autônomos. Os resultados representam as médias do período analisado, ou seja, 2005 e 2006.

Todos os coeficientes de regressão de rendimentos contidos no quadro 1 apresentaram significância estatística. Isso aconteceu após uma série de regressões realizadas e serem descartadas as variáveis menos significativas. O R^2 , que fornece a proporção da interferência das variáveis independentes sobre a variável dependente, alcançou um valor de 0,404, esse valor é relevante e fica garantido por uma estatística F de 597,77. Essa relevância fica ainda ressaltada pelo fato de se tratar de uma análise transversal, quando normalmente os R^2 são mais baixos. O Quadro abaixo expõe os resultados da regressão linear.

A relação entre escolaridade e rendimentos é uma das relações empíricas mais bem sucedidas na literatura da economia do trabalho. A hipótese mais frequente é o fato da escolaridade alterar a capacidade produtiva do trabalhador, aumentando sua eficiência de suas atividades e até permitindo escolhas ocupacionais mais valorizadas no mercado de trabalho. O nível de escolaridade de trabalhador autônomo de Salvador se mostrou como importante fator na determinação de seu rendimento. Segundo a estatística t, a escolaridade foi considerada a principal variável na determinação da renda do trabalhador autônomo dessa cidade. O coeficiente positivo dessa variável reforça a hipótese prevista de que seus efeitos geram um incremento no nível de renda desses trabalhadores. Fica estimado empiricamente que para cada ponto percentual a mais da escolaridade tende a aumentar o rendimento do trabalhador autônomo em 0,637%.

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	1,301	,087		15,005	,000
lnEscol	,637	,018	,332	34,949	,000
lnExp	,233	,016	,156	14,463	,000
lnEstab	,096	,006	,141	15,075	,000
Sexo	,459	,022	,206	20,471	,000
Chefe	,165	,023	,075	7,081	,000
Cor	,332	,030	,097	11,014	,000
Previdência	,441	,031	,128	14,384	,000
Forma de atuação	,362	,026	,123	13,657	,000
lnHorMes	,381	,014	,262	28,093	,000
N = 7.923 $R^2 = 0,405$ $R^2_{\text{Ajust}} = 0,404$ $F = 597,77$ $\text{SigF} = 0,000$					

Quadro 2: Coeficientes estimados da equação de rendimentos

FONTE: PED-RMS – Convênio SEI, SETRE, UFBA, DIEESE, SEADE, MTE/FAT.

A segunda variável mais importante do modelo, segundo a estatística *t*, foram as horas trabalhadas no mês. Essa variável, como era de se esperar, relaciona positivamente o tempo dedicado ao trabalho com o rendimento dos trabalhadores autônomos. Assim, estimou-se que para cada ponto percentual de hora adicional trabalhada no mês, ocorre um incremento de 0,381% no rendimento do trabalhador autônomo.

Na sequência de importância das variáveis do modelo tem-se a variável sexo. Ficou estimado que os homens ganham, em média, rendimentos 45,9% mais elevados que os das mulheres no trabalho autônomo em Salvador. A diferenciação de rendimentos entre os sexos pode estar escondendo uma forte discriminação contra as mulheres, já que em média elas possuem escolaridades mais elevadas que a dos homens, entretanto, e mesmo assim a mulher ganha em média menos que o homem. Dessa forma, a forte discriminação contra as mulheres, presente no mercado de trabalho de Salvador, também alcança o trabalho autônomo.

A estabilidade permite ao indivíduo aprimorar sua capacidade de trabalho e aumentar a chance de sucesso em sua atividade econômica. A estabilidade reforça a idéia de que quanto mais tempo o trabalhador se mantenha em uma mesma atividade, mais ele consegue rendimentos mais elevados. A relação entre a variação percentual dessa variável foi de 0,096%, de maneira que se pode dizer que para cada ponto percentual de tempo na mesma atividade o trabalhador autônomo de Salvador aumente em 0,096% sua condição de ganhos monetários.

A experiência é a variável que aponta os ganhos de conhecimento através da prática de uma atividade econômica. Assim, quanto mais elevada essa experiência, maior a vantagem o indivíduo pode tirar de seu trabalho em termos de benefício monetário. No modelo em análise, ficou evidenciada essa relação positiva para os autônomos de Salvador, ou seja, em média eles recebem 0,233% para cada ponto percentual a mais de experiência.

A contribuição à previdência também se mostrou importante do modelo. De fato, essa variável demonstra que um contribuinte ganha em média 44,1% a mais do que um autônomo que não contribua para a previdência social. Uma possível explicação para este resultado é o autônomo que ganha mais acaba por ter uma melhor condição para contribuir com a previdência, sem que isso prejudique sua renda presente. A forma de

atração no mercado de trabalho aponta que os rendimentos em média de um autônomo que trabalha para empresas é 36,2% maior que um que trabalha ao público. Isso advém do tipo de trabalho que o autônomo presta, de forma que, provavelmente, é esse autônomo que mais contribui para a previdência social.

A cor dos trabalhadores autônomos aponta um diferencial de rendimentos mensais em favor dos autônomos brancos. O trabalhador autônomo branco de Salvador recebe, em média, 33,2% a mais que o trabalhador autônomo negro. Uma avaliação da discriminação contra o negro autônomo deve ser feita, no entanto, com bastante cuidado, pois essas pessoas são as que possuem menos escolaridade, de maneira que é mais fácil se falar de desigualdades distributivas, muito embora a discriminação econômica não possa ser descartada, já que a diferença de escolaridade também pode ser afetada pelo preconceito.

O chefe de família receba em média 16,5% a mais que os não chefes, isso pode ser explicado pela maior responsabilidade familiar que essas pessoas possuem, de maneira que acabam aceitando desafios que os demais componentes da família recusam. O chefe tem uma maior necessidade em captar maiores rendimentos devido a sua própria posição na família.

A forma de atuação no mercado de trabalho, se com atividades voltadas às empresas ou ao público em geral, se mostrou como a variável mais frágil em termos do teste t. No entanto o coeficiente dessa variável foi razoavelmente elevado. O autônomo com atividade para as empresas ganham, em média, 36,2% a mais que aquele com atividade para o público em geral.

6. CONCLUSÕES

O trabalhador autônomo de Salvador tem um perfil de idade relativamente jovem, 63,8% deles tem idade de entre 26 e 50 anos. A maioria é constituída de homens (57,8%), embora o número de mulheres não seja desprezível. O autônomo tem um peso maior de negros (88,2%), um percentual um pouco mais elevado que a participação negra na ocupação total (85%). No quesito escolaridade, o autônomo de Salvador possui um perfil pouco qualificado, pois 41,6% deles possuem apenas uma escolaridade que vai até o ensino fundamental incompleto e somente 4,1% deles detêm escolaridade de nível superior. Apenas 11,8% desses trabalhadores contribuem com o INSS, sendo que entre os que contribuem 54,3% deles exercem uma jornada de trabalho acima do permitido por lei, ou seja, superior a 44 horas. O trabalhador autônomo de Salvador tem maior rendimentos na indústria e no setor de serviços.

O diferencial de rendimento entre autônomos que contribuem e os que não contribuem para a previdência social é bastante marcante. O autônomo de Salvador que não contribui é um trabalhador de baixo rendimento, 50% deles recebem até R\$ 300,00, enquanto que o trabalhador que contribui possui rendimentos mais elevados, 54,4% deles recebem acima de R\$ 600,00. Os homens ganham em média mais que as mulheres e os brancos ganham em média mais que os negros. Isso ocorre tanto em atividades voltadas ao público quanto para as empresas, isso independe da condição de contribuição à previdência.

O principal determinante do rendimento para o autônomo de Salvador é a escolaridade; seguindo-se a jornada de trabalho medida em horas mensais. A escolaridade contribui com 0,637% para cada variação de um ponto percentual e as horas trabalhadas no mês com 0,381%. A contribuição à previdência é a quinta variável mais importante que indica que o autônomo que contribui possui uma renda 44,1%

superior a do autônomo que não contribui. A forma de atuação no mercado é a sexta, onde o autônomo que se dirige à empresa ganha 36,2% a mais que o autônomo que dirige suas funções para o público em geral.

A maior contribuição deste trabalho foi proporcionar uma avaliação do trabalho autônomo em Salvador, bem como sua importância na previdência. Os resultados empíricos corroboram no sentido de se perceber que o motivo de tão baixa contribuição à previdência social, por parte desses trabalhadores, deve-se sobretudo a sua condição de ganho monetário. O elevado peso dos trabalhadores autônomos no mercado de trabalho de Salvador (22,1%), em si já é um motivo para serem feitas políticas de incentivo à contribuição, além daquelas voltadas a uma melhoria da qualidade desse trabalhador.

O crescimento absoluto deste segmento de mercado não se dá apenas em períodos de recessão da economia, mas também em períodos de prosperidade. Isso se deve, porque, em muitos casos, a auto-ocupação serve como válvula de escape ao desemprego que aparece por força de uma dificuldade de inserção no mercado de trabalho, dificuldade essa que não acontece apenas pela ausência de postos de trabalho, mas também em decorrência de uma baixa qualificação do trabalhador. Existem indícios muito fortes de uma segmentação no mercado de trabalho no interior do segmento dos trabalhadores autônomos de Salvador, segmentação essa que amplia a segmentação já presente no conjunto desse mercado de trabalho.

7. REFERÊNCIAS

BLANCHFLOWER, D. G. **Self-employment in OECD countries**. National Bureau of Economic Research, Cambridge, jan 2000. (Working Paper) 7486. Disponível em < www.nber.org/papers/w7486 >. Acesso: 30.jun.2007.

CACCIAMALI, M. C. As economias informal e submersa: conceitos e distribuição de renda. In: **Distribuição de renda no Brasil**. Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1991.

CARDOSO, J; FERNANDES, S. A informalidade revisitada: evolução nos últimos 20 anos e mais uma hipótese para pesquisa. **Mercado de Trabalho – Conjuntura e Análise**, IPEA/MTE, Out. 2000. Disponível em < http://www.ipea.gov.br/pub/bcmt/mt_014i.pdf >. Acesso em 27.jun.2007.

DOERINGER, P; PIORE, M. **Internal Labor Markets and Manpower Analysis**. Massachusetts: Lexington, 1971.

KAROLY, L. A; ZISSIMOPOULOS, J. **Self-Employment Trends and Patterns among older U. S. workers**. Santa Monica, dez 2003 (Working papers). Disponível em < http://www.rand.org/pubs/working_papers/2004/RAND_WR136.pdf >. Acesso em 30.jun.2007.

KON, A. **Perfil ocupacional dos trabalhadores por conta-própria no Brasil**. São Paulo: PUC-SP, 2002. (Texto para discussão, nº 5).

MARQUES, R. M; BATICH, M. Os impactos da evolução recente do mercado de trabalho no financiamento da previdência social. **Conjuntura Social**, Brasília, v. 10, n. 4, p.122-136, out.dez 1999.

MENEZES, W. F; BISPO FILHO, L. M. Segmentação e discriminação no mercado de trabalho de Salvador. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 35, nº 4, out-dez.

2004. Disponível em < http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/Publicacoes/REN-Numeros_Publicados/docs/ren2004_v35_n4_a6.pdf >. Acesso: 20.jul.2007.

MENEZES, W. F; CRUZ, J. V. B. O trabalho autônomo na estrutura de ocupação da Região Metropolitana de Salvador. **VI Encontro Regional da ABET**, João Pessoa, 2007.

MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL. Disponível em < http://www.mpas.gov.br/pg_secundarias/previdencia_social.asp >. Acesso em 30.jun.2007.

NOORDERHAVEN, N. G. et al. **Self-employment out of dissatisfaction: an international study**. Tinbergen Institute. 1999. (Discussion Papers, n 99-089/3).

WILLIAMS, D. Fora da seguridade social? Os trabalhadores autônomos: previdência social para aqueles que provêem sua própria ocupação. **Conjuntura Social**, Brasília, v. 10 n° 4, p. 137-165 outubro/dezembro 1999.

**PARTICIPAÇÃO DOS IDOSOS NO MERCADO DE TRABALHO DE MINAS
GERAIS: UMA ANÁLISE DOS PRINCIPAIS DETERMINANTES,
COM ÊNFASE NA RENDA DO TRABALHO¹**

*Maria Elizete Gonçalves**

*Marília Borborema Rodrigues Cerqueira***

*Luciene Rodrigues****

*Roberto do Nascimento Rodrigues*****

*Jefferson Rafael Silva******

*Zilma Aparecida de Souza Botelho******

*Anelisa Graciele de Oliveira******

¹ Este artigo faz parte de um projeto de pesquisa financiado pela FAPEMIG.

* Graduada em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Montes Claros e mestrado em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais (2001). Atualmente é doutoranda em Demografia pelo Cedeplar/UFMG. Exercendo atividades de pesquisa (projetos financiados pela FAPEMIG, nas áreas de agricultura familiar e mercado de trabalho/envelhecimento populacional), na UNIMONTES.

elizete@cedeplar.ufmg.br

** Graduada em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Montes Claros (1993), especialização em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Montes Claros (1998) e mestrado em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (2003). Atualmente é Professor Adjunto da Universidade Estadual de Montes Claros.

mariliaborborema@yahoo.com.br

*** Graduada em Ciências Econômicas pelo Instituto Cultural Newton Paiva Ferreira (1987), mestrado em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (1992) e doutorado em História Econômica pela Universidade de São Paulo (1998). Atualmente é professor titular da Universidade Estadual de Montes Claros.

rluciene@unb.br

**** Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Minas Gerais (1977), especialização em Análise Demográfica pelo Núcleo de Estudos da População (1983), Mestrado em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais (1981), doutorado em Demografia pela Australian National University (1989) e pós-doutorado pela University of Southampton (1999). Atualmente é professor titular da Universidade Federal de Minas Gerais.

beto@cedeplar.ufmg.br

***** Bolsista de Iniciação Científica. Graduação em Sistema de Informação pela Universidade Estadual de Montes Claros. **jefael@hotmail.com**

***** Bolsista de Iniciação Científica. Graduação em Economia pela Universidade Estadual de Montes Claros. **zilma.botelho@hotmail.com**

***** Bolsista de Iniciação Científica. Graduação em Economia pela Universidade Estadual de Montes Claros. **ag.anelisa@hotmail.com**

RESUMO

Na atualidade, tem havido uma ampla discussão sobre o rápido processo de envelhecimento populacional. Como a questão do envelhecimento da população afeta fortemente o mercado de trabalho (tamanho e estrutura da força de trabalho), estudos têm sido feitos focando a participação do idoso neste mercado. O objetivo deste artigo consistiu em analisar a participação dos idosos no mercado de trabalho do estado de Minas Gerais, no ano de 2000, visando identificar os principais determinantes dessa participação, através de modelos de regressão logística. Entre os principais resultados, observou-se que os homens casados e que eram chefes de domicílio apresentaram uma maior chance de permanecerem na força de trabalho após os 60 anos. Além disso, os homens não aposentados e que não tinham rendimentos de outras fontes apresentaram uma maior chance de comporem a PEA idosa. Esses resultados sugerem que a renda do trabalho auferida por esse segmento populacional resulta numa importante contribuição ao orçamento familiar, fato que o mantém por mais tempo no mercado de trabalho do Estado.

Palavras-chave: idoso; mercado de trabalho; renda do trabalho; Minas Gerais.

1. Introdução

Nas últimas décadas tem ocorrido, em diversos países (desenvolvidos e em desenvolvimento), um declínio contínuo nas taxas de fecundidade, bem como das taxas de mortalidade. Alguns autores definem este padrão como “transição demográfica”, cuja consequência mais visível relaciona-se às transformações produzidas na estrutura etária da população, mais especificamente, ao rápido processo de envelhecimento populacional.

Hondroyiannis e Papapetrou (2002) inferem que os economistas têm feito poucas tentativas para entender as causas da transição demográfica, sendo que estas tentativas têm ficado por conta dos demógrafos. Apenas recentemente os estudos sobre mudanças na fecundidade têm sido reconhecidos como correlacionados com o crescimento econômico. A partir desta percepção, uma maior atenção tem sido direcionada ao assunto, sendo que os pesquisadores têm buscado medir os efeitos econômicos do envelhecimento populacional.

Uma vez que a questão do envelhecimento da população, além de trazer profundas implicações para os gastos e políticas sociais afeta fortemente o mercado de trabalho (tamanho e estrutura da força de trabalho), é importante a realização de estudos que contemplem a participação do idoso neste mercado. A proposta deste artigo consiste em analisar os fatores determinantes da participação da população idosa (do sexo masculino) no mercado de trabalho das mesorregiões do Estado de Minas Gerais, no ano de 2000. A idéia é verificar a importância da renda do trabalho na decisão de oferta de trabalho por parte do idoso, bem como a importância dessa renda na composição do orçamento familiar. Para a realização do trabalho, foram utilizados os microdados do Censo Demográfico de 2000.

O artigo está estruturado em quatro seções, além dessa introdução. Na segunda, será feita uma breve revisão de literatura sobre a participação do idoso no mercado de trabalho; na terceira, a metodologia de análise e dados; na quarta, a apresentação e discussão dos resultados e; na última, são apresentadas as considerações finais.

2. Participação da população idosa no mercado de trabalho brasileiro: alguns apontamentos bibliográficos

Em diversos países (desenvolvidos e em desenvolvimento), tem ocorrido um declínio contínuo nas taxas de fecundidade, bem como das taxas de mortalidade. Alguns autores definem este padrão como “transição demográfica”, sendo que a consequência mais visível está relacionada às transformações produzidas na estrutura etária da população, mais especificamente, ao rápido processo de envelhecimento populacional.

Hondroyiannis e Papapetrou (2002) argumentam que os economistas têm feito poucas tentativas para entender as causas da transição demográfica, sendo que estas tentativas têm ficado por conta dos demógrafos. Apenas recentemente os estudos sobre mudanças na fecundidade têm sido reconhecidos como correlacionados com o crescimento econômico. A partir desta percepção, uma maior atenção tem sido direcionada ao assunto, sendo que os pesquisadores têm buscado medir os efeitos econômicos do envelhecimento populacional. Neste sentido, alguns estudos sobre a temática têm focado a participação da população idosa no mercado de trabalho. Algumas considerações serão feitas sobre alguns desses estudos.

O mercado de trabalho brasileiro apresenta uma diversidade de aspectos e, na perspectiva da força de trabalho, são vários perfis de trabalhadores, várias formas de inserção ocupacional e de condições de trabalho e remuneração. A participação da população idosa nesse mercado é outra característica de grande interesse, considerando-se o processo célere de envelhecimento populacional do país.

A análise da participação do idoso nas atividades econômicas tem um caráter diferenciado das análises tradicionais do mercado de trabalho, segundo Camarano (2002). A autora registra que a preocupação central não é a pressão que o idoso pode fazer sobre o mercado de trabalho, mas analisar essa participação como um indicador de dependência (ou não). A partir da análise dos dados das PNADs de 1977 a 1998, Camarano (2002) salienta a crescente contribuição do idoso à renda familiar (53% da renda das famílias em que vivia o idoso em 1998) e, de igual importância, a autora cita que o envelhecimento populacional está afetando a composição etária da População Economicamente Ativa – PEA, ocorrendo o aumento da PEA idosa no total da PEA do Brasil (4,5% em 1977 e 9,0% em 1998 da PEA brasileira eram compostos por idosos).

O estudo da autora contemplou os indivíduos com 60 anos ou mais, e utilizou estatísticas descritivas, modelo teórico e dados referentes a outros países para comparação. Os resultados indicam a variação nas taxas de atividade econômica da população idosa, considerando-se a população total: enquanto em 1977, aproximadamente 30% da população idosa brasileira exercia algum tipo de atividade econômica, em 1998 o percentual comparável foi de 24,2%, observando-se a tendência de queda nos dados do contingente masculino (declínio de 50% para cerca de 42% no período) e o aumento da participação feminina, que pode ser atribuído ao efeito coorte.

Camarano (2002) também apresenta uma especificidade da participação dos idosos brasileiros no mercado de trabalho: a proporção expressiva de aposentados neste mercado, indicando que as taxas de atividade da população idosa brasileira parecem muito pouco sensíveis à aposentadoria, ao contrário do que se verifica em quase todo o mundo. Essa discussão já era apontada por Beltrão e Oliveira (1999, p. 308):

[...] no Brasil temos uma situação esdrúxula. Até mesmo semanticamente existe uma diferenciação com relação a outros povos. *Retraite, retirement, retiro, taishoku*, [grifos dos autores] como traduções de aposentadoria, indicam todas uma saída da força de trabalho. Culturalmente, o brasileiro não entende a aposentadoria como a cessação da atividade laboral. Em outros países o recebimento do benefício é condicionado legalmente à saída efetiva do mercado de trabalho, ou o seu valor é reduzido, caso o beneficiário volte (ou continue) a trabalhar, para desestimular tal comportamento.

A proporção de idosos aposentados na PEA idosa por sexo em 1998 foi de 58,6% para a população masculina e 40,1% para a feminina, respectivamente, contra 28,0% e 16,1% em 1978. Esse aumento da parcela da PEA constituída por aposentados pode indicar a maior cobertura do benefício previdenciário e “[...] o aumento da longevidade conjugado com melhores condições de saúde que permitem que uma pessoa ao atingir os 60 anos possa com facilidade, exercer uma atividade econômica” (Camarano, 2002, p. 11). Vale registrar, também, que a contratação do idoso para o empregador tem menor custo que a contratação de um não idoso, como por exemplo o gasto com transporte (vales) que o idoso dispensa.

A autora busca, ainda, em relação à PEA idosa, identificar diferenças entre as pessoas que trabalham e as que não trabalham, visando inferir alguns motivos que levam os idosos, especialmente os aposentados, a trabalharem. Os resultados revelam que a PEA masculina aposentada era mais velha do que a PEA idosa não aposentada, em média 4,2 anos. Em referência aos aposentados não integrantes da PEA, estes eram também em média 2,8 anos mais velhos do que os da PEA aposentada. Camarano (2002) infere, assim, que a idade é um dos determinantes importantes da participação do idoso no mercado de trabalho. Necessário registrar que a educação também parece ser importante para explicar a participação da população idosa no mercado de trabalho.

Afonso e Schor (2001) fazem uma análise da oferta de trabalho dos indivíduos com idade superior a 50 anos para a década de 90 - anos 1992 e 1999 -, utilizando os dados das PNADs desses anos e estimando-se um modelo probit para o cálculo da probabilidade do indivíduo trabalhar. A idade de 50 anos como limite inferior para a definição de “idoso” foi

com base no fato do sistema previdenciário brasileiro permitir que as pessoas se aposentem precocemente, além de não obstar a continuação desses beneficiários no mercado de trabalho. As variáveis sexo, cor, anos de estudo, posição na família, idade, valor do benefício previdenciário, valor da renda domiciliar *per capita* (excetuando-se a renda do trabalho do indivíduo), número de pessoas na família, recebimento ou não do benefício e as regiões do país foram empregadas como variáveis explicativas.

Os valores obtidos são semelhantes para os dois anos em estudo e os autores chamam a atenção para a possibilidade dos resultados terem sido influenciados por fatores relacionados à oferta de trabalho do indivíduo em períodos passados. Por exemplo, “[...] as mulheres idosas têm menor probabilidade de trabalhar hoje porque no passado sua probabilidade de trabalhar era igualmente pequena”. Os homens e os não-brancos têm maior probabilidade de trabalhar, pois ambos se inseriram no mercado de trabalho há mais tempo e, os não-brancos geralmente apresentam uma história de vida que associa menos anos de estudo, menos qualificação e, em decorrência, passam maior tempo no mercado informal e têm de trabalhar até obterem a aposentadoria por idade. Como verificado por Camarano (2002), os autores constataram que a idade e a educação explicam a probabilidade do indivíduo trabalhar (ou não): a idade contribui negativamente e a educação, positivamente. A posição de chefe de família apresentou coeficiente negativo, talvez pelo fato do chefe de família começar a trabalhar precocemente, conseguindo a elegibilidade para a aposentadoria logo após os 50 anos. As variáveis número de pessoas na família e renda *per capita* (excluindo-se o benefício previdenciário) não se mostraram significativas.

Estudo sobre a participação dos idosos no mercado de trabalho brasileiro também foi desenvolvido por Gonçalves e Barreto (2002), com dados da PNAD de 1998. Entretanto, as autoras optaram por estudar o público masculino, com idade igual ou superior a 65 anos e estabeleceram como objetivo descrever as especificidades do trabalho e investigar os diferenciais de saúde associados à condição de inserção dos idosos no mercado de trabalho, independentemente de suas características sócio-demográficas.

Os principais achados indicam que 68,0% dos indivíduos estudados estavam aposentados, 26,9% trabalhavam e 4,6% não eram aposentados e não trabalhavam. A maioria que trabalhava estava no mercado informal e 73,0% já eram aposentados. Os idosos que permaneciam trabalhando eram os mais jovens (65 a 69 anos) e os que tinham maior escolaridade e maior renda domiciliar *per capita*, e eram pessoas de referência no domicílio. Alguns resultados replicam os encontrados por Camarano (2002) e Afonso e Schor (2001).

Em relação aos indicadores de saúde, os resultados das autoras confirmam que uma melhor condição de saúde está positivamente associada com o trabalho e com o retorno ao trabalho após a aposentadoria. Há forte associação do trabalho com melhores indicadores de autonomia e mobilidade física, revelando que a permanência na vida ativa é determinada em grande parte pela capacidade física.

O artigo de Bós e Bós (2004) é de natureza regional, referindo-se à participação dos idosos gaúchos no mercado de trabalho e à força da relação renda/saúde, sendo a primeira variável explicativa da segunda. Os autores utilizaram o banco de dados do Estudo Multidimensional das Condições de Vida do Idoso do Conselho Estadual do Idoso do Rio Grande do Sul, um estudo de corte transversal para o ano de 1995 e com população-alvo as pessoas idosas, com 60 anos ou mais, urbanas, de ambos os sexos, não institucionalizadas e residentes no referido estado. Foram aplicadas a análise de variância (Anova), o teste t de Student, teste do qui-quadrado e regressão logística, para estimar como a renda individual afeta a chance do idoso ter uma saúde ótima ou boa.

Os resultados indicam que as principais fontes de renda dos idosos gaúchos são a aposentadoria (55,8%) e a pensão (18,8%); ou seja, no Rio Grande do Sul os idosos não dependem do trabalho para a maior parte da sua renda. Esse achado conduz os autores a

rememorarem a definição econômica do idoso: pessoas cujo rendimento não provém mais do trabalho, que se afastam do processo produtivo. Tratando-se da idade, a participação dos idosos no mercado de trabalho é mais importante para os idosos jovens, especialmente na faixa dos 60 aos 64 anos de idade, replicando os resultados encontrados por Camarano (2002) e Gonçalves e Barreto (2002), entre outros. A definição econômica do idoso ganha precisão com o aumento na idade, sendo particularmente precisa com a exclusão do grupo de 60 a 64 anos, conforme Bós e Bós (2004, p. 53).

Pérez, Wajnman e Oliveira (2006) utilizam os dados da SABE – pesquisa sobre Saúde, Bem-Estar e Envelhecimento da OPAS, com o objetivo de analisar os determinantes da participação dos idosos no mercado de trabalho em São Paulo, no ano de 2000. Trabalham com o corte de idade de 60 anos ou mais, e a saúde é o determinante tratado com maior atenção pelas autoras. Para tanto, foi utilizado o método das Variáveis Instrumentais para controlar o viés da endogeneidade que provém da relação entre o estado de saúde e a participação no mercado de trabalho.

As variáveis utilizadas nos modelos de oferta de trabalho foram as demográficas (idade, escolaridade, estado conjugal e número de filhos); econômicas (renda monetária de não-trabalho e número de bens de consumo do domicílio); e relacionadas ao estado de saúde, realizando-se testes de modelos com a autopercepção de saúde (APS) e com as atividades da vida diária (AVD). O modelo das Variáveis Instrumentais foi inspirado no Método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios. Para se estimar a probabilidade do idoso estar ativo foi usada uma regressão logística binomial e, para as horas de trabalho, utilizou-se o modelo Tobit (mistura entre uma distribuição contínua e uma discreta).

Os principais resultados descritivos indicam que os idosos mais escolarizados apresentam as maiores taxas de atividade; a taxa de atividade dos homens idosos aumenta à medida que se eleva o número de filhos vivos; o grupo com maior número de bens de consumo apresenta a taxa de atividade mais elevada; como também o grupo de melhor saúde – apesar dos homens com saúde ruim também registrar uma taxa alta. Os modelos de probabilidade revelam que os homens mais idosos têm menor chance de trabalhar; ao contrário dos mais escolarizados, que possuem a maior chance. O estado conjugal e o número de filhos não parecem ter efeito sobre a condição de trabalhar e a renda de não-trabalho tem um efeito negativo. A escolaridade apresenta o efeito esperado na probabilidade do homem idoso estar ativo, mas pouco efeito na diferenciação do número de horas que ele trabalha; contrariamente, para as mulheres a escolaridade diferencia as trabalhadoras das inativas e o número de horas que trabalham.

Entre as mulheres, as variáveis sociodemográficas explicam o seu comportamento em relação ao mercado de trabalho: o número de filhos incide positivamente na probabilidade das idosas estarem trabalhando. Sobre a condição de saúde, a saúde ruim significa menor probabilidade tanto de estar ativo quanto de trabalhar um maior número de horas, para ambos os sexos, e para as mulheres, a saúde quase não tem efeito sobre a oferta de trabalho. Os resultados de Pérez, Wajnman e Oliveira (2006) diferem dos resultados de Gonçalves e Barreto (2002), que inferiram que a atividade econômica produz efeitos positivos na saúde. As primeiras autoras (2006) concluem que estar ativo e trabalhar maior número de horas parece afetar negativamente a saúde dos trabalhadores idosos, mesmo dos mais saudáveis. E, para finalização do artigo, elas sugerem novos estudos para investigar outros possíveis determinantes da oferta de trabalho das mulheres idosas, seguindo-se as pistas reveladas nesse trabalho: as variáveis familiares mostraram-se significativas entre as idosas.

Estes estudos evidenciaram a importância da mão-de-obra idosa tanto na composição da renda familiar quanto no mercado de trabalho. Além disso, foram identificadas algumas variáveis que determinam a participação dos idosos neste mercado, nas regiões sob estudo. Na

próxima seção será apresentado o método de análise a ser utilizado nesse artigo e a seleção das variáveis a serem incluídas nas regressões.

3. Metodologia de análise, fonte de dados e variáveis

Para analisar os determinantes da participação do idoso no mercado de trabalho, foram estimados modelos de regressão logística. Este método será descrito na sequência, bem como as variáveis de interesse.

3.1 Regressão Logística

A regressão logística é utilizada para modelar o relacionamento entre uma variável-resposta binária e um conjunto de covariáveis. Este modelo é parametrizado em termos do logit de $Y=1$ versus $Y=0$, indicando que a variável-resposta é representada por uma variável indicadora binária que assume os valores 0 e 1. Seja Y uma variável resposta binária. Por exemplo, Y pode indicar que o idoso é economicamente ativo ($Y=1$) ou não ($Y=0$). Considerando os dois valores assumidos por Y , tem-se uma variável aleatória de Bernoulli com média:

$$E(Y) = 1 \times P(Y=1) + 0 \times P(Y=0) = P(Y=1).$$

Denotando-se esta probabilidade por $\pi(x)^2$, refletindo sua dependência sobre os valores das covariáveis X ($X_1, \dots, X_k$). Tem-se:

$$E(Y^2) = 1^2 \pi(x) + 0^2 [1 - \pi(x)] = \pi(x)$$

A variância de Y é dada por:

$$V(Y) = E(Y^2) - [E(Y)]^2 = \pi(x)[1 - \pi(x)].$$

O modelo de regressão logística implica num relacionamento curvilíneo entre x e $\pi(x)^3$.

Esperando-se um relacionamento monotônico, tem-se:

$$\pi(x) = (\exp(\alpha + \beta x)) / (1 + \exp(\alpha + \beta x)).$$

A função com esta forma é chamada de função de regressão logística, onde $\pi(x)$ é a probabilidade de estar ativo no mercado de trabalho; α é o intercepto do modelo; β consiste num vetor de parâmetros associado ao vetor de covariáveis x ; e x consiste num vetor de covariáveis para cada idoso. O parâmetro β corresponde à mudança que ocorre no logito diante de uma mudança unitária numa covariável x (caso x seja contínua).

Uma importante propriedade de uma função resposta logística é que ela pode ser facilmente linearizada. Denotando-se $E(Y)$ por π , desde que a resposta média é uma probabilidade quando a variável-resposta é uma variável indicadora 0, 1; fazendo-se a transformação:

$$\pi' = (\log_e \pi) / (1 - \pi)$$

tem-se:

$$\pi' = \alpha + \beta x$$

A transformação anterior é chamada de transformação *logit* de probabilidade π . Por outro lado, a razão $\pi / (1 - \pi)$ na transformação *logit* é chamada de *odds*. Assim, extraído-se o exponencial do parâmetro β , têm-se as razões de chance (*odds ratio*), que medem a força da associação entre a covariável X e a variável-resposta Y .

² $P(Y_i=1) = \pi_i$; $P(Y_i=0) = 1 - \pi_i$. Pela definição de valor esperado de uma variável aleatória, tem-se: $E(Y_i) = 1(\pi_i) + 0(1 - \pi_i) = \pi_i$.

³ Considerações teóricas e empíricas sugerem que quando a variável resposta é binária, a forma da função resposta frequentemente será curvilínea.

3.2 Fonte de Dados

Para o desenvolvimento desse estudo, foram utilizados os microdados do Censo Demográfico de 2000, para o Estado de Minas Gerais (desagregação por mesorregiões de planejamento).

3.3 Variáveis selecionadas

Neste estudo, a pretensão é analisar a associação entre a probabilidade do idoso⁴ estar no mercado de trabalho, nas mesorregiões do Estado de Minas Gerais, e as características sócio-demográficas, relacionadas ao trabalho e ao estado de saúde listadas abaixo:

- Características sócio-demográficas: idade, cor, escolaridade, situação conjugal e condição no domicílio;
- Características relacionadas à trabalho: aposentadoria, situação de atividade e renda de não-trabalho (aposentadoria, pensão, aluguel, bolsa-escola, etc);
- Característica relacionada à saúde: no Censo, o indivíduo foi questionado se tinha deficiência, problema mental, dificuldade para enxergar, ouvir ou subir escada. Como o percentual de idosos com deficiência e problema mental foi relativamente pequeno (vide anexo), optou-se por construir uma variável indicadora considerando apenas as demais variáveis, o valor “1” designando se o idoso tinha dificuldade para enxergar, ouvir ou subir escada, e “0” caso contrário.

A variável-resposta é a probabilidade do idoso estar no mercado de trabalho, mais especificamente, a probabilidade dele fazer parte da PEA. Considerando-se que apenas cerca de 5% das mulheres idosas do Estado eram economicamente ativas, na época da realização do censo (vide tabela em anexo), os modelos foram estimados apenas para a população masculina.

Na sequência é apresentado o Quadro 1, com a descrição das variáveis utilizadas na análise.

⁴ Considerou-se idoso o indivíduo de 60 anos e mais de idade.

Quadro 1: Descrição das variáveis incluídas nos modelos de regressão

Variável	Descrição	Construção
Mesorregião	Noroeste de Minas, Norte de Minas, Jequitinhonha, Vale do Mucuri, Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, Central, RMBH, Vale do Rio Doce, Oeste, Sul/Sudoeste, Campo das Vertentes, Zona da Mata	Variável <i>dummy</i> , “1” indicando a mesorregião específica e “0” caso contrário. Categoria omitida: RMBH
Grupo de idade	60-64 65-69 70-74 75+	<i>Dummy</i> , “1” indicando o grupo de idade específico e “0” caso contrário. Categoria omitida: 60-64
Estado civil	Casado Solteiro Viúvo Separado ou divorciado	<i>Dummy</i> , “1” indicando o estado civil específico e “0” caso contrário. Categoria omitida: casado
Cor	Branco Não-branco	<i>Dummy</i> , “1” indicando o cor branca e “0” caso contrário. Categoria omitida: não-branco
Condição no domicílio	Chefe Não-chefe	<i>Dummy</i> , “1” indicando se chefe de domicílio e “0” caso contrário. Categoria omitida: não chefe
Escolaridade	Anos de estudo	Variável contínua
Aposentadoria	Aposentado Não aposentado	<i>Dummy</i> , “1” indicando se aposentado e “0” caso contrário. Categoria omitida: não aposentado
Renda de não-trabalho	Sem renda Menos de 1 SM Mais de 1 e menos de 2 SM Mais de 2 e menos de 3 SM Mais de 3 e menos de 5 SM Mais de 5 SM	<i>Dummy</i> , “1” indicando o grupo de renda específico e “0” caso contrário. Categoria omitida: sem renda
Estado de saúde	Tem dificuldade (enxergar, ouvir, subir escada) Não tem dificuldade	<i>Dummy</i> , “1” indicando sem dificuldade e “0” caso contrário. Categoria omitida: tem problema

Fonte: Elaboração dos autores, a partir do Censo Demográfico de 2000.

Os resultados do estudo são apresentados na seção seguinte.

4. Apresentação e discussão dos resultados

Inicialmente, será apresentada a TAB. 1, que mostra a percentagem de idosos, por mesorregião, no ano de 2000.

Tabela 1: Percentual de idosos por mesorregiões: Minas Gerais, 2000

Mesorregiões	% Idosos
Noroeste de Minas	4,7
Norte de Minas	5,2
Jequitinhonha	6,4
Vale do Mucuri	7,2
Triângulo Mineiro/ Alto Paranaíba	6,1
Central Mineira	6,5
Metropolitana de Belo Horizonte	5,4
Vale do Rio Doce	6,5
Oeste de Minas	6,7
Sul/Sudoeste de Minas	7,0
Campo das Vertentes	7,1
Zona da Mata	7,7
Minas Gerais	6,2

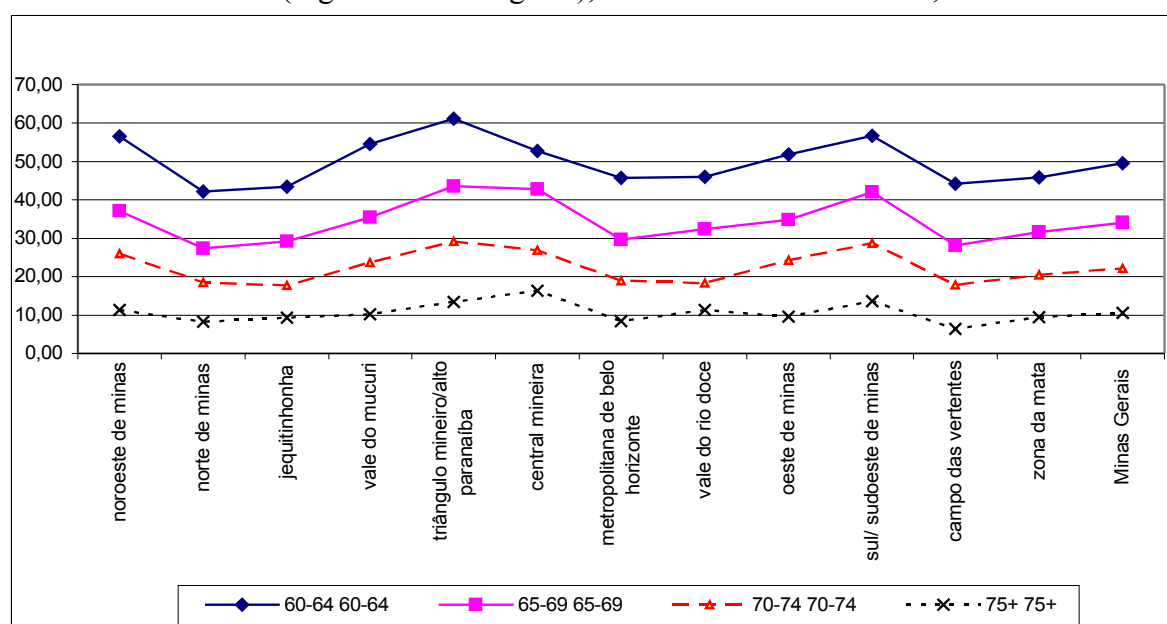
Fonte: Censo Demográfico de 2000.

Observa-se que as regiões com o menor e maior percentual de idosos, em 2000, foi a Noroeste de Minas e a Zona da Mata, respectivamente. A maioria das mesorregiões apresentou um percentual mais significativo de idosos em relação ao Estado.

É interessante verificar as taxas de participação⁵ desses idosos no mercado de trabalho. Como o estudo contempla os idosos do sexo masculino, serão apresentadas apenas as taxas de atividade para os homens idosos.

⁵ Neste trabalho, foram calculadas taxas de participação específicas por grupos quinquenais de idade, tendo-se no numerador os idosos que estavam trabalhando ou à procura de emprego e no denominador o total de idosos no grupo etário correspondente. No Censo Demográfico de 2000 foi inserido o quesito “trabalho para auto-consumo, auto-construção e ocupações sem rendimento”. A partir dessa mudança, tem-se uma ampliação da PEA. Mas, neste estudo, optou-se por considerar na PEA apenas os trabalhadores remunerados e as pessoas que tomaram alguma providência para conseguir emprego.

Gráfico 1: Taxas de participação no mercado de trabalho de Minas Gerais, (segundo mesorregiões), idosos do sexo masculino, 2000



Fonte: Censo Demográfico de 2000.

Pode ser observado que as taxas de participação são mais elevadas para os idosos do grupo etário mais jovem (60 a 64 anos). Essas taxas apresentam oscilações substanciais, segundo as mesorregiões. A PEA idosa, para esse grupo etário, é mais representativa para as mesorregiões Triângulo/Alto Parnaíba, Sul/Sudoeste de Minas e Noroeste de Minas. Por outro lado, as mesorregiões Norte de Minas e Vale do Jequitinhonha foram as que apresentaram as menores taxas de participação para a sua população idosa. Nota-se que metade das mesorregiões apresentaram taxas de participação da população idosa, nesse grupo etário, superiores à taxa observada para o Estado.

O gráfico apresentado mostrou diferenças consideráveis nas taxas de participação dos idosos no mercado de trabalho, considerando-se as distintas regiões. A TAB. 2 apresenta a distribuição dessa PEA idosa (masculina) segundo os setores econômicos.

Tabela 2

Distribuição (%) dos idosos por setores econômicos, Minas Gerais, 2000

Mesorregiões	Primário	Secundário	Terciário
Noroeste de Minas	58,76	12,93	28,31
Norte de Minas	53,43	14,91	31,66
Jequitinhonha	65,55	10,76	23,69
Vale do Mucuri	57,06	9,69	33,25
Triângulo/A.Parnaíba	40,23	17,26	42,51
Central	52,63	12,85	34,53
RMBH	12,77	22,24	64,98
Rio Doce	47,14	14,42	38,44
Oeste de Minas	48,09	16,81	35,10
Sul/Sudoeste de Minas	52,67	13,89	33,44
Campo das Vertentes	44,06	15,70	40,23
Zona da Mata	45,45	14,03	40,52
Minas Gerais	40,93	16,28	42,79

Fonte: Censo Demográfico de 2000

Em 2000 pode ser verificado que, no Estado, aproximadamente 41% dos idosos do sexo masculino, inseridos no mercado de trabalho, estava alocada no setor primário da economia. Para metade das mesorregiões (Noroeste, Norte, Jequitinhonha, Vale do Mucuri, Central e Sul/Sudoeste de Minas), mais de 50% da população idosa inserida no mercado de trabalho estava ocupada em atividades do setor primário.

Observa-se que a RMBH apresenta um comportamento bastante diferenciado em relação às demais mesorregiões, com relação à divisão dos idosos pelos setores econômicos: menos de 13% dos idosos estavam alocados no setor primário. Para essa região, a maior parte da PEA idosa estava alocada no setor terciário (cerca de 65%).

Feitas essas considerações, será mostrada a TAB. 3, que apresenta a distribuição da população idosa masculina do estado de Minas Gerais, segundo as mesorregiões de planejamento e segundo as características demográficas, socioeconômicas e de saúde (variáveis presentes nos modelos).

Tabela 3: População idosa masculina do Estado de Minas Gerais (por mesorregiões), segundo características demográficas, socioeconômicas e de saúde, 2000.

	Noroeste	Norte	Jequitinh.	Vale Mucuri	Triângulo/ A.Paraíba	Central	RMBH	Rio Doce	Oeste	Sul/ Sudoeste	Campo Vertentes	Zona Mata
Caract.socio-demográficas												
Grupos de idade												
60-64	35,38	34,64	32,37	31,00	33,54	34,65	35,24	32,71	33,82	32,18	32,07	30,67
65-69	25,96	24,87	25,37	26,57	26,05	24,73	26,31	25,04	25,72	25,54	26,79	26,41
70-74	17,56	18,08	18,94	17,94	17,87	18,86	18,40	19,38	18,61	19,56	18,31	20,11
75+	21,10	22,41	23,32	24,49	22,55	21,76	20,05	22,87	21,85	22,72	22,83	22,81
Cor												
branco	46,15	37,18	31,92	30,15	72,43	52,16	51,72	43,93	72,98	81,11	67,48	64,27
não branco	53,85	62,82	68,08	69,85	27,57	47,84	48,28	56,07	27,02	18,89	32,52	35,73
Anos de estudo												
1 a 3	74,46	79,31	84,36	78,28	84,22	85,88	87,54	89,20	90,86	92,52	94,18	95,84
4 a 7	18,67	13,68	10,53	15,08	9,69	8,09	6,49	4,89	3,29	1,68	0,08	(1,52)
8 a 10	2,10	2,41	1,72	2,64	2,06	2,08	2,10	2,12	2,14	2,16	2,18	2,20
11 ou +	4,77	4,60	3,39	4,00	4,02	3,95	3,87	3,79	3,71	3,63	3,56	3,48
Situação conjugal												
casado	59,87	70,98	62,06	58,40	67,55	69,25	73,44	74,48	71,43	71,39	71,61	72,37
separado	3,32	3,14	3,04	4,47	5,72	4,68	5,70	4,01	3,87	4,18	3,83	4,77
viúvo	14,25	12,06	11,18	12,07	14,50	14,69	12,33	12,19	14,96	14,92	15,33	13,89
solteiro	22,55	13,82	23,72	25,06	12,23	11,38	8,53	9,32	9,75	9,50	9,23	8,97
Condição no domicílio												
chefe	87,22	90,45	90,10	89,88	85,99	88,97	87,36	89,72	89,58	88,12	88,01	87,53
não chefe	12,78	9,55	9,90	10,12	14,01	11,03	12,64	10,28	10,42	11,88	11,99	12,47
Características relac. trabalho												
Aposentadoria												
aposentado	61,20	72,37	66,61	68,32	68,84	73,75	78,40	76,12	77,57	75,37	79,52	80,73
não aposentado	38,80	27,63	33,39	31,68	31,16	26,25	21,60	23,88	22,43	24,63	20,48	19,27
Ativo												
economicamente ativo	36,60	26,63	27,02	33,11	40,08	37,48	29,04	29,31	33,09	37,69	26,43	28,71
não economicamente ativo	63,40	73,37	72,98	66,89	59,92	62,52	70,96	70,69	66,91	62,31	73,57	71,29
Renda de trabalho												
sem renda	62,29	70,65	69,25	66,91	60,68	61,73	72,14	69,61	66,12	61,28	73,65	70,07
mais de 0 a 1 SM	14,30	16,19	19,31	16,97	9,15	12,49	5,73	13,27	10,79	10,97	9,77	10,88
mais de 1 a 2 SM	10,43	6,59	5,81	7,26	12,36	11,33	6,82	7,44	10,85	11,67	6,27	8,04
mais de 2 a 3 SM	3,32	1,78	1,18	1,54	4,08	3,19	2,92	2,40	3,52	4,01	2,67	2,44
mais de 3 a 5 SM	3,27	1,93	1,62	2,16	4,90	3,46	3,69	2,59	3,35	4,64	3,25	3,19
mais de 5	6,39	2,86	2,82	5,16	8,82	7,79	8,71	4,69	5,37	7,44	4,39	5,39
Renda não-trabalho												
sem renda	28,45	19,10	22,95	23,40	23,04	19,66	14,93	16,10	15,59	17,65	13,90	12,79
mais de 0 a 1 SM	54,64	66,47	65,67	59,54	40,97	49,47	31,84	56,89	49,50	46,26	45,11	50,15
mais de 1 a 2 SM	8,96	5,59	5,33	8,01	12,86	10,82	12,90	9,51	12,60	12,18	12,73	11,09
mais de 2 a 3 SM	2,67	2,29	1,70	2,38	6,48	5,18	7,98	3,96	5,82	6,41	6,99	5,98
mais de 3 a 5 SM	2,29	2,71	1,64	3,13	6,27	6,53	10,19	4,96	6,15	6,70	7,22	6,83
mais de 5 SM	2,99	3,84	2,70	3,55	10,37	8,34	22,15	8,58	10,34	10,80	14,05	13,16
Características relac. saúde												
Dific.enxergar/ouvir/subir escada												
nenhuma dificuldade	44,20	43,15	41,63	44,69	53,63	50,07	55,96	48,82	52,31	56,94	52,78	57,55
com dificuldade	55,80	56,85	58,37	55,31	46,37	49,93	44,04	51,18	47,69	43,06	47,22	42,45
total	12.133	54.472	29.104	18.117	79.444	16.986	186.009	68.194	37.744	106.989	22.831	100.086

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000.

Para todas as mesorregiões do Estado, a maior proporção dos idosos tinha entre 60 a 64 anos, sendo este percentual maior para as regiões Noroeste e RMBH (35,38% e 35,25% respectivamente).

A percentagem de idosos da cor branca variou entre 30,15% e 81%, sendo que a maioria da população que se declarou branca pertencia às regiões Oeste, Sul/Sudoeste e Triângulo Mineiro. Observa-se também que a maior parte dos idosos tinha entre 1 a 3 anos de estudo, em todas as mesorregiões. Este percentual oscilou entre 74% (Noroeste de Minas) e 96% (Zona da Mata).

A maioria dos idosos era casada, sendo que o menor percentual de casados foi observado no Vale do Mucuri (58,40%) e o maior percentual na Vale do Rio Doce (74,48%). Basicamente não houve grande variação, entre as mesorregiões, nos percentuais de idosos que afirmaram ser chefes de domicílios. O percentual médio de idosos chefes equivaleu a 88%. Verifica-se também que a maior parte dos idosos era aposentada, sendo que os maiores

percentuais de aposentados foram observados na Zona da Mata e em Campo das Vertentes (cerca de 80%).

O percentual de idosos economicamente ativos variou entre 26% (Campo das Vertentes) e 40% (Triângulo/Alto Paranaíba). Com relação aos idosos que declararam ter renda de não trabalho, a maioria recebia menos de um salário mínimo. Um percentual médio bastante expressivo de idosos (cerca de 67%) afirmou não ter renda proveniente do trabalho. Com relação à saúde, em média, metade dos idosos afirmou não ter problemas para enxergar, ouvir ou subir escadas.

4.1 Resultados da estimação dos modelos

Na TAB. 4 são apresentados os parâmetros dos modelos de regressão.

Tabela 4: Parâmetros estimados para os modelos de regressão logística, para participação do idoso no mercado de trabalho, Minas Gerais, 2000

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Constante	(0,779)**	(0,072)**	(0,830)**	0,042	(0,249)**
Mesorregião					
RMBH	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Noroeste	0,429**	0,544**	0,558**	0,253**	0,298**
Norte de Minas	0,029	0,084	0,101**	-0,018	0,019
V.Jequitinhonha	0,063	0,180**	0,186**	-0,018	0,019
V.Mucuri	0,213**	0,408**	0,403**	0,201**	0,227**
Triângulo/A.Parnaíba	0,550**	0,645**	0,677**	0,481**	0,485**
Central	0,441**	0,528**	0,546**	0,453**	0,468**
V. Rio Doce	0,042	0,122**	0,144**	0,094*	0,107**
Oeste de Minas	0,263**	0,312**	0,329**	0,278**	0,284**
Sul / Sudoeste	0,452**	0,540**	0,565**	0,478**	0,466**
Campo Vertentes	(0,084)*	-0,060	-0,043	-0,085	-0,087
Zona da Mata	0,078**	0,150**	0,170**	0,170**	0,145**
Idade					
60-64 anos		0,000	0,000	0,000	0,000
65-69 anos		(0,644)**	(0,642)**	(0,302)**	(0,291)**
70-74 anos		(1,233)**	(1,228)**	(0,694)**	(0,661)**
75+		(2,060)**	(2,027)**	(1,415)**	(1,319)**
Estado conjugal					
Casado		0,000	0,000	0,000	0,000
Separado/Desq.		(0,107)*	-0,017	(0,119)*	(0,115)*
Solteiro		(0,363)**	(0,166)**	(0,383)**	(0,384)**
Viúvo		(0,420)**	(0,327)**	(0,363)**	(0,363)**
Cor					
Não branco		0,000	0,000	0,000	0,000
Branco		0,119**	0,094**	0,163**	0,153**
Condição no domicílio					
Não chefe			0,000	0,000	0,000
Chefe			0,666**	0,946**	0,95**
Escolaridade					
Anos estudo			0,069**	0,238**	0,215**
Situação aposentadoria					
Não aposentado				0,000	0,000
Aposentado				(0,475)**	(0,465)**
Renda não-trabalho					
Sem rendimento				0,000	0,000
Menos de 1SM				(1,500)**	(1,484)**
Mais de 1 e menos de 2 SM				(1,103)**	(1,100)**
Mais de 2 e menos de 3 SM				(1,682)**	(1,694)**
Mais de 3 e menos de 5 SM				(1,849)**	(1,883)**
Mais de 5 SM				(2,226)**	(2,273)**
Problema saúde					
com problema					0,000
Sem problema					0,532**

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000.

Significância: * p<0,05; ** p<0,01

Nota: () corresponde a sinal negativo para o coeficiente estimado.

O primeiro modelo inclui apenas a variável mesorregião. A idéia é verificar se o fato do idoso pertencer a uma determinada região faz com que tenha uma probabilidade aumentada de fazer parte da PEA. Observa-se, em relação à RMBH (categoria omitida), que a probabilidade do idoso estar no mercado de trabalho, na maioria das mesorregiões, é positiva e significativa. Para as regiões Norte de Minas, Jequitinhonha e Vale do Rio Doce os coeficientes não foram estatisticamente significativos.

No modelo 2 foram incluídas as variáveis demográficas idade, estado civil e cor. Verifica-se que os coeficientes da variável idade são negativos e crescentes, sinalizando que à medida que aumenta a idade, reduz a probabilidade do idoso estar no mercado de trabalho. Quanto à situação conjugal: os sinais dos coeficientes das categorias solteiro, viúvo e separado foram negativos, indicando que, em relação à estar casado, existe uma menor probabilidade do idoso, em qualquer um desses estados, estar no mercado de trabalho. Observa-se, também, que o fato do idoso ser branco faz com que tenha uma maior probabilidade de participar no mercado de trabalho, em relação aos não-brancos. Com a introdução dessas variáveis, o coeficiente da variável referente à mesorregião Campo das Vertentes perde sua significância estatística, ao passo que os coeficientes das demais mesorregiões são significativos.

No modelo 3 foram incluídas as variáveis condição no domicílio e escolaridade. O idoso que é chefe de domicílio tem uma maior probabilidade de fazer parte da PEA, em relação aos demais idosos não-chefes (coeficiente positivo e significativo). E, para cada ano adicional de estudo, essa probabilidade é aumentada. O coeficiente da região Campo das Vertentes permaneceu não significativo, enquanto o coeficiente da categoria de estado conjugal “separado” perdeu sua significância estatística.

As variáveis “aposentado” e renda de não-trabalho são incluídas no modelo 4. Nota-se uma relação inversa entre a variável aposentado e a variável-resposta, indicando que se o idoso é aposentado, há uma menor probabilidade dele estar no mercado de trabalho (em relação aos idosos não aposentados). Os coeficientes relacionados à variável renda de não-trabalho também foram negativos. Como a categoria omitida é renda zero, isso significa que quanto maior o nível de renda proveniente de outras fontes, menor a probabilidade do idoso estar no mercado de trabalho. Com a inclusão dessas variáveis, os coeficientes das mesorregiões Norte de Minas e Jequitinhonha tornam-se negativos e deixam de ser significativos.

Finalmente, no modelo 5 é incluída uma variável relacionada ao estado de saúde. Conforme esperado, observa-se que idosos com melhor estado de saúde (neste caso, que não têm dificuldade para enxergar, ouvir ou subir escada) apresentam uma maior probabilidade de comporem a PEA. Com a inclusão dessa variável, os demais coeficientes praticamente não tiveram alteração (em relação ao modelo anterior).

Na TAB. 5 são apresentadas as razões de chance (*odds ratio*) dos modelos estimados. A análise se restringirá ao modelo completo (modelo 5).

Tabela 5: Razões de chances (*odds ratio*) para os modelos estimados, para participação do idoso no mercado de trabalho, Minas Gerais, 2000

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Constante	0,459	0,930	0,436	1,043	0,780
Mesorregião					
RMBH	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Noroeste	1,536	1,722	1,747	1,288	1,347
Norte de Minas	1,029	1,088	1,106	0,982	1,019
V.Jequitinhonha	1,065	1,197	1,204	0,982	1,019
V.Mucuri	1,237	1,504	1,496	1,223	1,255
Triângulo/A.Parnaíba	1,734	1,905	1,967	1,618	1,624
Central	1,555	1,695	1,727	1,573	1,596
V. Rio Doce	1,043	1,130	1,155	1,099	1,112
Oeste de Minas	1,301	1,367	1,390	1,321	1,329
Sul / Sudoeste	1,572	1,716	1,759	1,614	1,593
Campo Vertentes	0,919	0,942	0,958	0,918	0,916
Zona da Mata	1,081	1,162	1,186	1,185	1,156
Idade					
60-64 anos		0,000	0,000	0,000	0,000
65-69 anos		0,525	0,526	0,739	0,747
70-74 anos		0,291	0,293	0,500	0,516
75+		0,127	0,132	0,243	0,267
Estado conjugal					
Casado		0,000	0,000	0,000	0,000
Separado/Desq.		0,899	0,983	0,888	0,892
Solteiro		0,695	0,847	0,682	0,681
Viúvo		0,657	0,721	0,695	0,695
Cor					
Não branco		0,000	0,000	0,000	0,000
Branco		1,127	1,099	1,177	1,165
Condição no domicílio					
Não chefe			0,000	0,000	0,000
Chefe			1,947	2,576	2,587
Escolaridade					
Anos estudo			1,071	1,269	1,240
Situação aposentadoria					
Não aposentado				0,000	0,000
Aposentado				0,622	0,628
Renda não-trabalho					
Sem rendimento				0,000	0,000
Menos de 1SM				0,223	0,227
Mais de 1 e menos de 2 SM				0,332	0,333
Mais de 2 e menos de 3 SM				0,186	0,184
Mais de 3 e menos de 5 SM				0,157	0,152
Mais de 5 SM				0,108	0,103
Problema saúde					
com problema					0,000
Sem problema					1,702

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000.

Exponenciando-se os valores dos parâmetros β estimados (e^{β}), os resultados obtidos podem ser analisados em termos de razões de chance (*odds ratio*), o que facilita o processo de interpretação. Assim, a interpretação (do modelo 5) será feita com base na exponencial deste parâmetro.

Entre as mesorregiões, a maior razão de chance é observada para o Triângulo Mineiro/Alto Parnaíba. Os idosos dessa mesorregião tem uma chance aproximadamente 1,63 vezes maior de estar no mercado de trabalho, em relação aos idosos da RMBH. Para o Norte

de Minas e Vale do Jequitinhonha praticamente a chance de fazer parte da PEA é a mesma, em relação à RMBH.

As razões de chance são decrescentes para a variável idade, indicando que a chance do idoso estar no mercado de trabalho diminui com o aumento da idade. Em relação aos idosos casados, verifica-se que os indivíduos de outros estados civis possuem menos chance de estar no mercado de trabalho, sendo essa chance menor para os solteiros. Observa-se também que os idosos da cor branca possuem uma chance de fazer parte da PEA 1,16 vezes maior que a chance para não-brancos.

Os idosos que declararam ser chefe de domicílio possuem 2,58 vezes mais chance de compor a PEA, em relação aos não chefes. Se o indivíduo tem uma escolaridade mais elevada, sua chance de estar no mercado de trabalho é aumentada. Para cada ano a mais de estudo, sua a chance de fazer parte da PEA aumenta em aproximadamente 1,24 vezes.

Se o idoso é aposentado, a sua chance de ser economicamente ativo equivale a aproximadamente 63% da chance do idoso não aposentado (controlando-se para as demais covariáveis). Com relação à renda de não trabalho, observa-se que quanto maior essa renda, menor a chance do indivíduo estar no mercado de trabalho. Por exemplo, os idosos cuja renda de outras fontes é superior a cinco salários mínimos possuem apenas cerca de 10% da chance de estar no mercado de trabalho, em relação aos idosos que não têm renda.

Finalmente, verifica-se que os idosos que declararam não ter dificuldade para enxergar, ouvir ou subir escadas têm aproximadamente 1,70 vezes mais chance de serem economicamente ativos em relação àqueles que declararam ter tais dificuldades.

5. Considerações finais

Este estudo revelou que quase 1/3 dos idosos do Estado de Minas Gerais faziam parte da PEA no ano de 2000, sendo que a maioria desses idosos estava alocada no setor primário da economia. Comportamento distinto foi observado para a RMBH, que tinha a maior parte da sua PEA inserida no setor terciário.

Os resultados da estimação dos modelos estão em consonância com alguns resultados observados nos estudos citados na parte inicial desse artigo: os idosos de idade mais avançada têm menor chance de compor a PEA, ao passo que para os idosos com mais escolaridade essa chance é aumentada. Idosos que declararam ter melhores condições de saúde têm uma maior chance de participarem da força de trabalho. Essa chance é maior, também, para os indivíduos que se declararam da cor branca. Os homens casados e que eram chefes de domicílio também apresentaram maior chance de permanecerem na força de trabalho após os 60 anos (em relação aos homens dos demais estados civis e não-chefes), sugerindo que a renda de trabalho desses idosos é importante para contribuir com as despesas familiares.

Observou-se que os homens aposentados apresentaram uma menor chance de estar no mercado de trabalho (em relação aos não aposentados), ao passo que essa chance foi maior para os idosos que não tinham rendimento de outras fontes. Esse resultado pode estar sinalizando que o fato de não ter uma outra fonte de renda (por exemplo, da aposentadoria) mantém o idoso na força de trabalho por mais tempo.

Uma outra constatação importante é que os idosos das outras mesorregiões do Estado apresentaram uma maior chance de fazer parte da PEA, em relação aos idosos da RMBH. Foi visto que grande parte dos idosos tinha menos de três anos de estudo. Verificou-se também que a maioria dos homens estava alocada no setor primário. A escolaridade não é tão importante (e exigida) para se trabalhar em determinadas atividades desse setor. Talvez isso explique a maior participação dos idosos das demais mesorregiões em relação à RMBH, onde

a maior oferta de trabalho refere-se ao setor terciário que, em geral, requer mais escolaridade dos candidatos a uma vaga no mercado de trabalho.

Este estudo revelou a importância da participação do idoso na força de trabalho, uma vez que a renda auferida por esse segmento populacional resulta numa importante contribuição ao orçamento familiar. Considerando que num futuro próximo esse segmento da população terá uma participação bem mais significativa no mercado de trabalho, em função do aprofundamento do processo de envelhecimento, é importante que desde já sejam adotadas medidas visando favorecer a sua participação mais efetiva neste mercado. Além disso, como a população jovem de hoje será a população idosa de amanhã, é relevante que um maior volume de investimentos seja direcionado à educação, para que essa população chegue à velhice apresentando boas condições de saúde e, portanto, esteja mais apta a participar do mercado de trabalho.

REFERÊNCIAS

AFONSO, L. E.; SCHOR, A. Oferta de trabalho dos indivíduos com idade superior a 50 anos: algumas características da década de 90. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, XXIX. *Anais...* 2001. Disponível em: <<http://www.ampec.org.br/encontro2001/artigos>>. Acesso em 23/02/2007.

BELTRÃO, K. I.; OLIVEIRA, F. E. B. de. O idoso e a Previdência Social. In: CAMARANO, A. A. (org.). *Muito além dos 60. Os novos idosos brasileiros*. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. p. 307-318.

BÓS, A. M. G.; BÓS, A. J. G. A participação dos idosos gaúchos no mercado de trabalho e a força da relação renda/saúde. *RBCEH – Revista Brasileira de Ciências do Envelhecimento Humano*. Passo Fundo/RS: RBCEH, jan./jun. 2004. p. 48-56.

CAMARANO, A. A. *O Idoso Brasileiro no Mercado de Trabalho*. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para discussão nº. 830.)

CARRERA-FERNANDEZ, J.; MENEZES, W. F. *O idoso no mercado de trabalho: uma análise a partir da Região Metropolitana de Salvador*. [s/d] Disponível em: <http://www.sei.ba.gov.br/conjuntura/ped/ped_estudos_especiais/pdf/idoso_mercado_trabalho.pdf>. Acesso em 23/02/2007.

CARRERA-FERNANDEZ, J.; MENEZES, W. F. *Impactos da Previdência Social sobre as decisões de investimento em capital humano e a entrada e saída precoce da força de trabalho: uma abordagem a partir da RMS*. [s/d] Disponível em: <http://www.cedeplar.ufmg.br/economia/disciplinas/ecn914/ecn914_art402.pdf>. Acesso em 23/02/2007.

GONÇALVES, L. G.; BARRETO, S. M. Saúde, trabalho e envelhecimento no Brasil. *Revista Eletrônica Mensal da SMSA-PBH*. Belo Horizonte/MG, dez. 2002.

PÉREZ, E. R.; WAJNMAN, S.; OLIVEIRA, A. M. H. C. de. Análise dos determinantes da participação no mercado de trabalho dos idosos em São Paulo. *Revista Brasileira de Estudos de População*. Rio de Janeiro: ABEP/REBEP, v. 23, n. 2, jul./dez. 2006. p. 269-286.

ANEXOS

Tabela 7: População idosa do Estado de Minas Gerais (por mesorregiões), segundo características demográficas, socioeconômicas e de saúde, 2000.

	Noroeste		Norte		Jequit.		V.Mucuri		Triang.Parn.		Central		RMBH		Rio Doce		Oeste		Sul/Sudoeste		C.Vertentes		Zona Mata	
	Masc	Fem	Masc	Fem	Masc	Fem	Masc	Fem	Masc	Fem	Masc	Fem	Masc	Fem	Masc	Fem	Masc	Fem	Masc	Fem	Masc	Fem	Masc	Fem
Caract.soc.demog.																								
Grupos de idade																								
60-64	35,38	36,20	34,64	32,52	32,37	31,16	31,00	29,64	33,54	31,97	34,65	30,75	35,24	30,80	32,71	31,19	33,82	30,07	32,18	29,63	32,07	28,17	30,67	27,94
65-69	25,96	23,91	24,87	23,89	25,37	24,31	26,57	24,41	26,05	25,32	24,73	24,28	26,31	24,58	25,04	26,07	25,72	24,94	25,54	25,03	26,79	26,06	26,41	24,57
70-74	17,56	17,19	18,08	18,74	18,94	17,57	17,94	17,21	17,87	18,48	18,86	19,61	18,40	19,29	19,38	17,74	18,61	19,38	19,56	19,64	18,31	20,21	20,11	20,37
75+	21,10	22,70	22,41	24,85	23,32	26,97	24,49	28,74	22,55	24,22	21,76	25,35	20,05	25,33	22,87	25,00	21,85	25,61	22,72	25,70	22,83	25,55	22,81	27,12
Cor																								
n-branco	53,85	51,98	62,82	61,75	68,08	66,91	69,85	66,18	27,57	24,46	47,84	44,96	48,28	45,65	56,07	52,32	27,02	24,12	18,89	17,66	32,52	31,97	35,73	33,78
branco	46,15	48,02	37,18	38,25	31,92	33,09	30,15	33,82	72,43	75,54	52,16	55,04	51,72	54,35	43,93	47,68	72,98	75,88	81,11	82,34	67,48	68,03	64,27	66,22
Anos de estudo																								
1 a 3	74,46	78,25	79,31	82,20	84,36	85,66	78,28	82,28	84,22	84,78	85,88	86,44	87,54	88,09	89,20	89,75	90,86	91,41	92,52	93,07	94,18	94,73	95,84	96,39
4 a 7	18,67	15,88	13,68	11,37	10,53	9,57	15,08	10,74	9,69	9,16	8,09	7,56	6,49	5,96	4,89	4,35	3,29	2,75	1,68	1,15	0,08	(0,45)	(1,52)	(2,05)
8 a 10	2,10	2,15	2,41	1,58	1,72	1,39	2,64	2,18	2,06	2,07	2,08	2,09	2,10	2,11	2,12	2,13	2,14	2,15	2,16	2,17	2,18	2,19	2,20	2,21
11 ou +	4,77	3,73	4,60	4,84	3,39	3,38	4,00	4,80	4,02	4,00	3,95	3,92	3,87	3,84	3,79	2,76	3,71	3,69	3,63	3,61	3,56	3,53	3,48	3,45
Situação conjugal																								
casado	59,87	35,66	70,98	39,18	62,06	33,78	58,40	30,85	67,55	40,05	69,25	37,13	73,44	35,32	74,48	40,63	71,43	40,14	71,39	43,29	71,61	39,13	72,37	40,06
separado	3,32	2,46	3,14	2,67	3,04	1,66	4,47	2,82	5,72	4,53	4,68	3,33	5,70	4,33	4,01	3,26	3,87	2,94	4,18	2,98	3,83	2,17	4,77	2,89
viúvo	14,25	40,39	12,06	41,57	11,18	39,34	12,07	39,00	14,50	42,30	14,69	44,63	12,33	45,06	12,19	44,35	14,96	43,77	14,92	42,32	15,33	45,05	13,89	45,55
solteiro(a)	22,55	21,49	13,82	16,59	23,72	25,22	25,06	27,33	12,23	13,13	11,38	14,91	8,53	15,28	9,32	11,76	9,75	13,15	9,50	11,41	9,23	13,65	8,97	11,50
Condição no domic.																								
chefe	87,22	45,47	90,45	45,55	90,10	47,97	89,88	47,08	85,99	42,15	88,97	49,47	87,36	48,05	89,72	44,07	89,58	45,17	88,12	40,00	88,01	45,55	87,53	42,31
não-chefe	12,78	54,53	9,55	54,45	9,90	52,03	10,12	52,92	14,01	57,85	11,03	50,53	12,64	51,95	10,28	55,93	10,42	54,83	11,88	60,00	11,99	54,45	12,47	57,69
Caract.trabalho																								
Aposentadoria																								
apresentado	61,20	64,70	72,37	71,98	66,61	68,14	68,32	67,75	68,84	56,95	73,75	62,90	78,40	57,17	76,12	65,07	77,57	58,78	75,37	59,68	79,52	62,11	80,73	64,39
não aposentado	38,80	35,30	27,63	28,02	33,39	31,86	31,68	32,25	31,16	43,05	26,25	37,10	21,60	42,83	23,88	34,93	22,43	41,22	24,63	40,32	20,48	37,89	19,27	35,61
Ativo																								
economicamente ativo	36,60	5,30	26,63	5,58	27,02	5,62	33,11	6,52	40,08	9,58	37,48	6,92	29,04	9,00	29,31	5,73	33,09	7,08	37,69	8,08	26,43	5,66	28,71	6,60
não econom.ativo	63,40	94,70	73,37	94,42	72,98	94,38	66,89	93,48	59,92	90,42	62,52	93,08	70,96	91,00	70,69	94,27	66,91	92,92	62,31	91,92	73,57	94,34	71,29	93,40
Renda de trabalho																								
sem renda	62,29	94,66	70,65	94,05	69,25	93,35	66,91	93,09	60,68	90,68	61,73	92,96	72,14	91,37	69,61	94,45	66,12	93,14	61,28	92,17	73,65	94,21	70,07	93,62
mais de 0 a 1 SM	14,30	3,47	16,19	3,60	19,31	4,79	16,97	4,24	9,15	4,23	12,49	4,15	5,73	3,34	13,27	3,41	10,79	3,85	10,97	3,81	9,77	3,24	10,88	3,39
mais de 1 a 2 SM	10,43	0,71	6,59	0,98	5,81	0,88	7,26	1,01	12,36	2,53	11,33	1,60	6,82	2,27	7,44	1,08	10,85	1,61	11,67	2,14	6,27	1,14	8,04	1,45
mais de 2 a 3 SM	3,32	0,48	1,78	0,46	1,18	0,44	1,54	0,44	4,08	0,74	3,19	0,46	2,92	0,85	2,40	0,43	3,52	0,52	4,01	0,53	2,67	0,26	2,44	0,47
mais de 3 a 5 SM	3,27	0,36	1,93	0,39	1,62	0,30	2,16	0,54	4,90	0,62	3,46	0,39	3,69	0,82	2,59	0,28	3,35	0,35	4,64	0,50	3,25	0,55	3,19	0,40
mais de 5 SM	6,39	0,33	2,86	0,52	2,82	0,24	5,16	0,69	8,82	1,20	7,79	0,44	8,71	1,35	4,69	0,35	5,37	0,52	7,44	0,85	4,39	0,60	5,39	0,67
Renda não-trabalho																								
sem renda	28,45	21,55	19,10	14,23	22,95	16,89	23,40	19,12	23,04	26,22	19,66	19,90	14,93	20,76	16,10	17,49	15,59	21,23	17,85	24,43	13,90	19,55	12,79	16,71
mais de 0 a 1 SM	54,64	66,44	66,47	72,27	65,67	71,39	59,54	68,40	40,97	50,34	49,47	57,74	31,84	43,83	56,89	64,10	49,50	54,94	46,26	50,55	45,11	50,17	50,15	55,38
mais de 1 a 2 SM	8,96	7,77	5,59	7,18	5,33	7,37	8,01	5,72	12,86	9,52	10,82	8,90	12,90	11,66	9,51	9,26	12,60	10,39	12,18	9,65	12,73	12,49	11,09	11,01
mais de 2 a 3 SM	2,67	1,47	2,29	2,61	1,70	1,97	2,38	2,86	6,48	4,80	5,18	5,00	7,98	6,44	3,96	3,47	5,82	4,59	6,41	4,70	6,99	5,32	5,98	5,34
mais de 3 a 5 SM	2,29	1,41	2,71	1,94	1,64	1,04	3,13	1,88	6,27	3,62	6,53	3,95	10,19	6,47	4,96	2,88	6,15	4,21	6,70	4,80	7,22	5,46	6,83	4,87
mais de 5 SM	2,99	1,36	3,84	1,78	2,70	1,34	3,55	2,01	10,37	5,30	8,34	4,50	22,15	10,84	8,58	2,80	10,34	4,64	10,80	5,87	14,05	7,01	13,16	6,68
Caract.de saúde																								
Dific.enxergar/ouvir/subir escada																								
nenhuma dificuldade	44,20	38,08	43,15	41,05	41,63	39,27	44,69	40,04	53,63	50,92	50,07	45,90	55,96	51,60	48,82	44,69	52,31	47,75	56,94	51,94	52,78	48,38	57,55	53,41
com dificuldade	55,80	61,92	56,85	58,95	58,37	60,73	55,31	59,96	46,37	49,08	49,93	54,10	44,04	48,40	51,18	55,31	47,69	52,25	43,06	48,06	47,22	51,62	42,45	46,59
total	12.133	12.098	54.472	61.956	29.104	34.552	18.117	21.435	79.444	90.775	16.986	20.038	186.009	259.439	68.194	78.047	37.744	44.410	106.989	119.374	22.831	28.754	100.086	121.705

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000.

Tabela 8: População idosa do Estado de Minas Gerais (por mesorregiões), segundo algumas características de saúde, 2000.

	Noroeste		Norte
--	----------	--	-------

MERCADO DE TRABALHO, TRANSFERÊNCIAS DE RENDA E EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA NO NORDESTE DO BRASIL ENTRE 1995 E 2005¹

*Raul da Mota Silveira Neto**

*Michela Barreto Camboim Gonçalves***

RESUMO

O trabalho fornece evidências a respeito do papel das diferentes fontes de renda na diminuição da desigualdade na distribuição da renda domiciliar *per capita* verificada no Nordeste e no Brasil entre 1995 e 2005, explorando as diferenças, a este respeito, no ocorrido para os segmentos rural, urbano não-metropolitano e metropolitano da região nordestina. Adicionalmente, discute a relação entre a queda da desigualdade e os potenciais ganhos de bem-estar derivados na região. Por fim, investiga em que medida a desconcentração de renda verificada no período alterou estruturalmente a distribuição de renda no Nordeste. Os resultados mostram que, diferindo do ocorrido no país, as transferências públicas de renda foram mais importantes que o mercado de trabalho para a diminuição da desigualdade de renda na região, que tal diminuição foi mais significativa no meio rural que no meio urbano e que esteve associada a maiores ganhos de bem-estar para os mais pobres. Todavia, a menor concentração de renda constatada em 2005 ainda não foi suficiente para alterar de forma estrutural a distribuição de renda na região, que permanece elevada.

Palavras-chave: desigualdade de renda, efeito-concentração, efeito-participação.

¹ Os autores, únicos responsáveis por erros e omissões do trabalho, agradecem o auxílio de Serguei Soares, pesquisador do IPEA, em parte das rotinas para implementação dos cálculos da seção três do trabalho.

* Doutor em Economia pela USP, Depto. de Economia e PIMES-UFPE, Pesquisador do CNPq. rau.silveira@uol.com.br

** Mestre em Economia pelo PIMES-UFPE. Doutoranda do PIMES-UFPE. michelabcg@hotmail.com

ABSTRACT

The article investigates the role of different sources of income in the determination of the reduction of *per capita* income inequality both in Northeast and Brazil during the period 1995-2005, pointing out differences among rural, urban non-metropolitan e metropolitan sectors. Additionally, it discusses the relationship between the lower inequality and the income gains and if the actual level of income inequality in Northeast region has changed structurally income disparities in this region. The results points pout that, first, different from Brazil, in Northeast region public income transfers were more important than the labor market in reducing inequality. Second, that the reduction of inequality was stronger in rural sector than in urban sectors and, third, that this reduction was associated to bigger income gains to the poor population. Nevertheless, the magnitude of the welcome better income distribution in Northeast Brazil in 2005 was not enough to structurally change its strong historically income disparity.

Key-words: income inequality, concetration-effect, partipation-effect.

Código JEL: D31, I32.

1. Introdução

Recentemente, um conjunto importante dos estudiosos das questões relacionadas com a pobreza e a desigualdade no Brasil tem chamado a atenção para a importante diminuição da desigualdade de renda verificada no país no período mais recente, entre 2001 e 2004 (Barros, et. al. 2006; Ferreira, et. al., 2006; Hoffman, 2006; Soares, 2006). Na visão destes estudiosos, a desigualdade de renda no país teria atingido o seu nível mais abaixo nos últimos vinte anos e para tal teria contribuído tanto as políticas públicas de transferências de renda, como as condições de mercado de trabalho. A despeito das conhecidas disparidades sociais regionais do país, pouca informação, contudo, foi até aqui disponibilizada a respeito das diferenças de performances regionais desta trajetória de redução da desigualdade.

Hoffman (2006), em verdade, representa uma importante exceção. De fato, tal autor mostrou, por exemplo, que a queda da desigualdade de renda no Nordeste entre 1998 e 2004 é muito mais explicada pelo comportamento das rendas das transferências públicas que pela dinâmica do mercado de trabalho regional, um resultado diferente daquele encontrado para o país. Tal diferenciação da região provavelmente é explicada pelas suas condições sociais distintivamente mais desfavoráveis. Segundo as informações da PNAD de 2005, por exemplo, cerca de metade de sua população ainda vivia na condição de pobreza, perto de 30% da população ainda estava no meio rural e a região apresentava regionalmente o mais elevado grau de informalidade no mercado de trabalho. Tal realidade, parece não haver dúvidas, tanto condiciona distintivamente o impacto das políticas públicas de transferências de renda sobre a desigualdade, como cria expectativas regionalmente específicas quanto à atuação do mercado de trabalho no sentido de diminuir as disparidades de renda existentes.

Um ponto ainda não anotado pelos pesquisadores, as disparidades sócio-econômicas intra-regionais podem influenciar tanto ou mais que as diferenças regionais o impacto das políticas e da atuação do mercado de trabalho sobre a evolução da desigualdade de renda. No Nordeste, em particular, por exemplo, enquanto, enquanto que o percentual de pobres no meio metropolitano se situava em menos de 40%, para o meio rural tal percentual estava acima de 72% em 2005. Por sua vez, no meio rural desta região, cerca de 82% das pessoas ocupadas recebiam em 2005 até um salário-mínimo, percentual que chegava a metade deste no meio metropolitano.

Ao menos três motivações, pois, parecem justificar uma análise mais específica do caso nordestino. Primeiro, é fato conhecido que a região apresentava nos anos 90 do século passado o mais alto nível de desigualdade na distribuição de renda entre as regiões do país. Segundo, com relativamente mais elevados níveis de pobreza e informalidade, a região tende a sentir mais fortemente os impactos das políticas de transferência de renda e para o salário-mínimo. Por fim, a região também apresenta significativas disparidades sociais internas entre os meios rural e metropolitano, o que faz com que os impactos de políticas redistributivas sobre a desigualdade apresentem grandes variações intra-regionais.

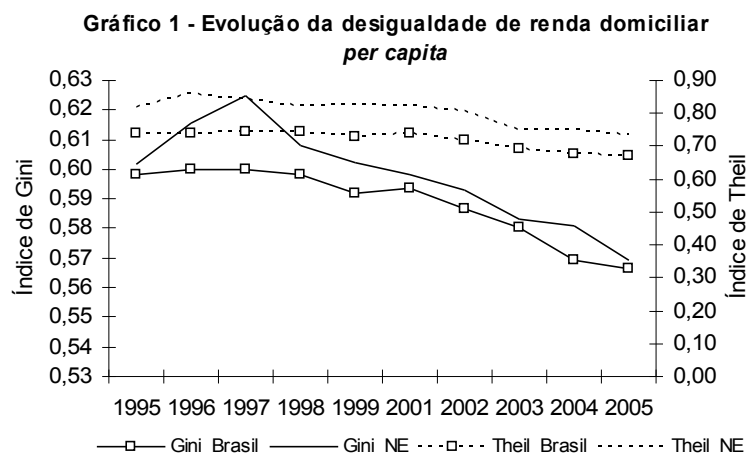
Neste trabalho, estendem-se os resultados obtidos por Hoffman (2006) no sentido temporal e em diversas direções. No sentido temporal, procura-se determinar no horizonte temporal mais largo, entre 1995 e 2005, a importância relativa das transferências públicas de renda e do mercado de trabalho na queda da desigualdade de

renda verificada no Nordeste e no país. Haja vista as consideráveis diferenças intra-regionais no Nordeste, direciona-se também a investigação para a determinação dos papéis relativos das transferências de renda e do mercado de trabalho na diminuição da desigualdade de renda nos meios rural, urbano não-metropolitano e metropolitano. Outra direção seguida, investiga-se em que medida a queda da disparidade de renda está associada a ganhos de bem-estar da população da região, sobretudo a mais pobre. Por fim, procura-se determinar em que grau a diminuição da desigualdade entre 1995 e 2005 e entre 2001 e 2005 alterou estruturalmente a apropriação da renda entre grupos socialmente distintos de habitantes do Nordeste.

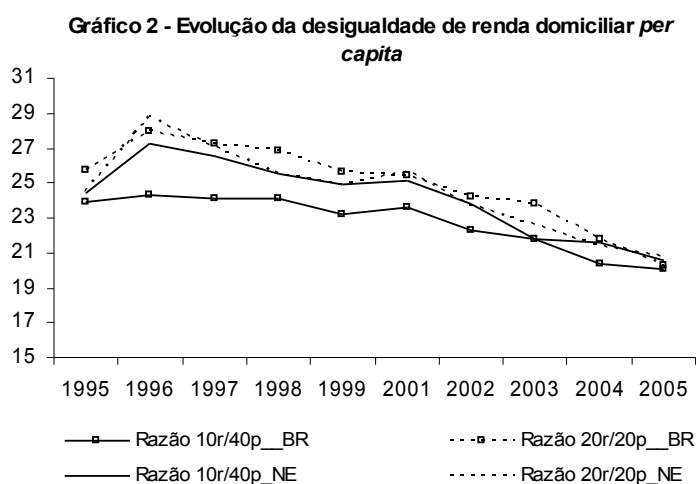
Além desta introdução, o trabalho foi organizado em mais cinco seções. Na próxima, apresenta algumas estatísticas a respeito da evolução da desigualdade de renda entre os habitantes do Nordeste. Na seção três, são apresentados os principais resultados da pesquisa, incluindo a identificação da importância relativa e absoluta das diferentes fontes de renda para redução da desigualdade nos períodos 1995-2005, 1995-2001 e 2001-2005, exercício levado a efeito tanto para a região como um todo e para o país, como para os meios rural, urbano não-metropolitano e metropolitano. Na quarta seção mostra-se em que medida a redução da desigualdade foi acompanhada de elevação do bem-estar da população. Na quinta seção, investiga-se se a dinâmica de redução de desigualdade observada foi suficiente para alterar estruturalmente o nível de desigualdade de renda presente na região. A última seção apresenta as conclusões da pesquisa.

2. Evolução da desigualdade de renda no Nordeste entre 1995 e 2005

Para traçar um retrato da evolução da desigualdade da distribuição da renda domiciliar *per capita* entre 1995 e 2005, quatro tradicionais indicadores são utilizados aqui: o Índice de Gini, o T de Theil, a razão renda média dos 10% mais ricos/renda média 40% mais pobres (10r/40p) e a razão renda média dos 20% mais ricos/renda média 20% mais pobres (20r/20p). Os índices de Gini e o T de Theil são dados, respectivamente, pelas relações $G = \frac{\sum \sum |y_i - y_j|}{2n^2\mu}$ e $T = \frac{1}{n} \sum (y_i / \mu) \ln(y_i / \mu)$, onde y_i é a renda do indivíduo i , n representa o tamanho total da população e μ representa a renda média. O primeiro indicador mede a área entre a Curva de Lorenz e a Reta da Igualdade Perfeita, já o segundo, a entropia da distribuição. Os gráficos 1 e 2, apresentados a seguir, trazem a evolução destes indicadores e das referidas razões, considerando a renda domiciliar *per capita* na região Nordeste e no Brasil entre 1995 e 2005.



Fonte: cálculo dos autores a partir das informações da PNAD.



Fonte: cálculo dos autores a partir das informações da PNAD.

Três inferências são imediatas a partir do gráfico 1. Primeiro, a evolução dos dois indicadores tradicionais do gráfico indica que a dinâmica da desigualdade de renda no Nordeste seguiu aquela do país, havendo, de fato, significativa queda da desigualdade entre 1995 e 2005. Especificamente, por exemplo, entre estes anos, o índice de Gini para região cai 5,3%, mesmo percentual que aquele verificado para país. Segundo, nota-se que a queda é mais pronunciada no período 2001-2005. Além disto, ao menos quando medida por tais índices, nota-se que a região permanece com nível de desigualdade acima daquele observado para o país.

As evidências apreendidas a partir do gráfico 2 confirmam a queda da desigualdade para região e país entre 1995 e 2005. Há, aqui, porém, uma diferença mais pronunciada a apontar: enquanto que para o país tal diminuição ocorre inclusive entre 1995 e 2001, para o Nordeste a diminuição da desigualdade se processa de forma monotônica apenas entre 2001 e 2005. Note-se, também, que há um processo de convergência entre indicadores para região e para país, especificamente, em 2005 as duas razões para ambos os espaços situavam-se em torno do valor 20.

Nas próximas seções desta pesquisa, investigam-se as distinções nordestinas em relação ao país com respeito às fontes desta dinâmica de queda de desigualdade de acordo com a origem da renda, considerando-se as distinções internas entre os meios rural, urbano não-metropolitano e metropolitano, a relação desta queda da desigualdade com o bem-estar dos habitantes da região e em que medida tal diminuição da desigualdade alterou estruturalmente a apropriação da renda entre diferentes grupos ou classes sociais.

3. Decomposição da desigualdade de renda no Nordeste e de suas mudanças entre 1995 e 2005

O nível de desigualdade de renda entre indivíduos de uma população que têm suas rendas totais resultados de somas de diferentes fontes ou parcelas (ex. trabalho, aposentadoria, juros, transferências) pode ser elevado (baixo) tanto em virtude do elevado (baixo) nível de desigualdade nas distribuições de renda destas diferentes parcelas ou fontes, como em virtude do elevado (baixo) peso no total de algumas poucas parcelas que apresentam distribuições com elevados níveis de desigualdade. Ou seja, o nível e a evolução da desigualdade dependem tanto dos níveis de desigualdade das distribuições das diferentes fontes de renda, como das participações destas diferentes parcelas de rendas no total.

Tomando-se o caso de apenas duas parcelas de renda (renda do trabalho e renda de outras fontes) e a região Nordeste, por exemplo, a evolução da desigualdade de renda na região depende não só da evolução da desigualdade da distribuição da renda do trabalho, reconhecidamente elevada, como também da evolução do peso desta fonte de renda na renda total e da evolução da desigualdade da distribuição da renda de outras fontes.

Na próxima subseção, é apresentada uma forma de decompor estes diferentes efeitos focando-se especificamente no caso do tradicional índice de Gini. Em seguida, são apresentadas as decomposições deste índice para os níveis e para as mudanças da desigualdade entre 1995 e 2005 no caso do Nordeste do Brasil como um todo e seus estados. Adicionalmente, tendo-se em vista as diferentes importâncias das diversas fontes de renda de acordo com o meio econômico, é levada a efeito uma análise intra-regional, considerando-se separadamente os segmentos rural, urbano não-metropolitano e metropolitano da região.

3.1 A decomposição das medidas de desigualdade

Como explicitado recentemente por Hoffman (2004, 2006) e Soares (2006a, 2006b), a partir da decomposição inicialmente proposta por Shorrocks (1982), numa situação em que a renda dos indivíduos corresponde à soma de parcelas de diferentes fontes de renda, o coeficiente de Gini pode ser expresso pela soma das razões ou coeficientes de concentração multiplicados pelos respectivos pesos das diferentes fontes de renda na renda total. Ou seja, formalmente, o valor do coeficiente de Gini (G) pode ser expresso como:

$$G = \sum_{i=1}^n \alpha_i C_i \quad , \quad (1)$$

onde n é o número de fontes de renda da população em foco, α_i corresponde à participação da fonte ou parcela i na renda total e C_i é a razão ou coeficiente de

concentração da mesma parcela. Por sua vez, esta última razão ou coeficiente é obtido a partir da curva de concentração, que mostra como, mantida a ordenação crescente da renda total, a proporção acumulada da parcela i varia em função da proporção acumulada da população. Mais especificamente, definindo β_i como a área entre a curva de concentração para a fonte i e o eixo das abscissas, a razão ou coeficiente de concentração referente a esta parcela é obtido como:

$$C_i = 1 - 2\beta_i, \quad (2)$$

onde pode-se mostrar que $-1 < C_i < 1$. Tal intervalo, que difere daquele do índice de Gini ($0 \leq G < 1$), decorre do fato de que, já que a ordenação no eixo das ordenadas é dada através da ordenação crescente da renda total (e não da parcela i da renda), a curva de concentração é não-decrescente (e não crescente, como no caso da Curva de Lorenz)².

Para duas datas, t e $t-1$, é possível observar, pois, quanto da variação do índice de Gini é determinado pela variação da desigualdade das diferentes parcelas ou fontes de renda (efeito-concentração) e quanto deriva da variação das participações destas parcelas ou fontes na renda total (efeito-participação). Como mostrou Hoffman (2006), definindo os índices de Gini nas correspondentes datas:

$$G_{t-1} = \sum_{i=1}^n \alpha_{it-1} C_{it-1} \quad \text{e} \quad G_t = \sum_{i=1}^n \alpha_{it} C_{it}, \quad \text{tem-se: } \Delta G = \sum_{i=1}^n (\alpha_{it} C_{it} - \alpha_{it-1} C_{it-1}). \quad (3)$$

Resultado que também pode ser expresso como:

$$\Delta G = \sum_{i=1}^n (\bar{C}_i \Delta \alpha_i + \bar{\alpha}_i \Delta C_i), \quad \text{onde } \bar{C}_i = \frac{1}{2}(C_{it} + C_{it-1}) \quad \text{e} \quad \bar{\alpha}_i = \frac{1}{2}(\alpha_{it} + \alpha_{it-1}). \quad (4)$$

Por fim, esta última expressão para a variação do índice de Gini entre t e $t-1$ pode ainda ser colocada numa forma que evidencia distintivamente as influências das variações das participações (efeito-participação) e as influências das variações das desigualdades das diferentes parcelas ou fontes da renda total (efeito-concentração):

$$\Delta G = \sum_{i=1}^n (\bar{C}_i - \bar{G}) \Delta \alpha_i + \sum_{i=1}^n \bar{\alpha}_i \Delta C_i, \quad \text{onde } \bar{G} = \frac{1}{2}(G_t + G_{t-1}). \quad (5)$$

Com a primeira soma representando o efeito-participação, observa-se que o aumento da participação de uma parcela da renda que apresenta um nível de concentração menor (maior) que aquele verificado para a renda total contribui para diminuição (aumento) da desigualdade da renda total³. Já a segunda soma, que representa o efeito-concentração total, mostra o impacto de variações nos níveis de concentração das diferentes parcelas ou fontes de renda na variação do nível de desigualdade da renda total.

² Por exemplo, se toda a renda da parcela de aposentadorias estivesse direcionada para os 50% mais pobres (medidos em termos de renda total), a curva de concentração para esta parcela de renda seria horizontal para os demais 50%, ao contrário da curva de Lorenz que é sempre crescente.

³ Assumiu-se a sugestão de Hoffman (2006) de se utilizar a média aritmética dos índices de Gini e das participações dos dois períodos.

3.2 Contribuição das diferentes fontes de renda para os níveis de desigualdade de renda no Nordeste entre 1995 e 2005

Numa escolha que envolveu um balanço entre a natureza da origem da renda e as possibilidades de partição das diversas rendas presentes nas informações da PNAD, para decomposição da desigualdade da distribuição da renda domiciliar *per capita* total e de suas mudanças no Nordeste entre 1995 e 2005, foi assumida a seguinte partição ou divisão por categorias de renda: i) renda do trabalho, ii) renda de aposentadorias e pensões, iii) renda dos juros de aplicações, dividendos e outros rendimentos (denotada por “juros, dividendos e transferências”) e iv) renda de aluguéis e doações⁴.

A respeito desta partição, algumas observações merecem destaque. Primeiro, cabe ressaltar que a terceira fonte de renda inclui todas as transferências governamentais, o que engloba, por exemplo, os montantes referentes ao Bolsa-Família. Segundo, é importante frisar que, principalmente no Nordeste onde o mercado de trabalho informal adquire relativa maior importância, tanto a renda do trabalho como as rendas das aposentadorias e pensões sofrem influências diretas da política pública para o salário-mínimo. Tal situação é importante mesmo para análise intra-regional, uma vez que, por exemplo, as regiões metropolitanas tendem a ser relativamente menos influenciadas pelas variações do salário-mínimo que as zonas rurais. Por fim, como é sabido, as dificuldades da pesquisa em captar inteiramente as rendas do capital permanecem como um limitante importante deste e dos demais trabalhos que se propõe a estudar a desigualdade de renda a partir das informações disponibilizadas nas PNADs.

As tabelas 1 e 2, a seguir, apresentam, para os anos de 1995 a 2005, respectivamente, as participações e os coeficientes de concentração de cada componente ou fonte de renda. Tais evidências permitem apontar a evolução do peso ou importância dos diferentes componentes, bem como o grau ou nível de desigualdade de renda particular em relação àquele observado para renda total (Índice de Gini).

Tabela 1 – Participação (α_i) de cada parcela na renda total (%) – Nordeste

	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005
Renda do Trabalho	77,6	78,9	77,8	76,2	75,3	74,2	72,8	72,4	71,5	71,7
Aposentadorias e Pensões	19,4	18,3	19,0	20,3	21,3	22,2	23,0	23,7	23,1	22,77
Juros, dividendos e transferências	0,5	0,5	0,5	0,6	0,7	1,2	1,6	1,6	3,3	3,26
Aluguéis e doações	2,5	2,3	2,7	2,9	2,8	2,4	2,5	2,3	2,1	2,28
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: cálculo dos autores a partir dos micro dados da PNAD.

⁴ Tal decomposição difere ligeiramente daquelas utilizadas por Soares (2006) e Hoffman (2006), mas coincide com a utilizada por Kakwani, et.al. (2006).

Tabela 2 – Coeficientes de concentração relativos ao índice de Gini – Nordeste

	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005
Renda do Trabalho	0,5923	0,6183	0,6134	0,6027	0,5953	0,5986	0,5914	0,5846	0,5887	0,5777
Aposentadorias e Pensões	0,6291	0,6020	0,6147	0,6269	0,6296	0,6204	0,6290	0,6172	0,6325	0,6164
Juros, dividendos e transferências	0,7426	0,8463	0,7616	0,5704	0,5237	0,1380	0,1287	0,0169	0,0398	0,0279
Aluguéis e doações	0,6490	0,6579	0,6507	0,6314	0,6085	0,5994	1,0000	0,5732	0,6083	0,6041
Total	0,6016	0,6173	0,6153	0,6083	0,6024	0,5980	0,5930	0,5831	0,5810	0,5692

Fonte: cálculo dos autores a partir dos micro dados da PNAD. Os coeficientes ou razões de concentração foram obtidos de acordo com a equação (2).

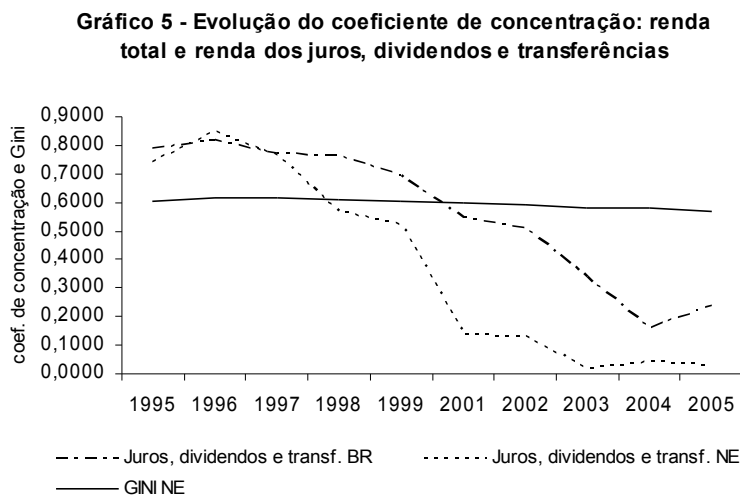
A partir da tabela 1 é possível notar que, embora represente sempre a maior fonte renda, entre 1995 e 2005, a renda do trabalho diminui de forma significativa e contínua sua importância na renda domiciliar *per capita* total (com peso de 77,6% na renda total em 1995, passa a representar 71,7% em 2005). Movimentos em sentidos opostos podem ser apontados para o componente “aposentadorias e pensões” e, principalmente, para a fonte “juros, dividendos e transferências”. Para ressaltar de forma mais clara os dois mais importantes movimentos, o gráfico 3, a seguir, além de ilustrar a perda e o ganho de importância, respectivamente, da renda do trabalho e “juros, dividendos e transferências”, coteja tais movimentos com aqueles observados para o Brasil como um todo.

O gráfico permite apreender, primeiro, que os movimentos de perda e ganho de importância, respectivamente, da renda do trabalho e dos “juros, dividendos e transferências” são nacionais. Duas diferenças, porém, merecem destaque: a renda do trabalho é sempre relativamente menos importante no Nordeste que no país como um todo; e apesar de até 1999 ser relativamente menos importante no Nordeste, a renda dos “juros, dividendos e transferências” cresce em importância muito mais rapidamente nesta região, atingindo cerca de 3,3% em 2005, quase o dobro dos 1,8% observado para o país neste mesmo ano. Seguramente tal movimento de ganho de importância deste último componente, que começa já em 1997, mas se acentua em 2003, está relacionado com as transferências governamentais de renda e, em particular, com o Bolsa-Família.

Com respeito às evidências presentes na tabela 2, observa-se que, como já anotado, a queda mais importante do índice de Gini ocorre entre 2001 e 2005. A observação, agora, dos coeficientes de concentração apresentados nesta tabela, permite perceber que em 1995, exceto o componente renda do trabalho, todos os demais componentes da renda contribuíam para um nível de desigualdade mais elevado que aquele observado para o índice de Gini deste mesmo ano, sendo, neste sentido, particularmente notável o coeficiente bastante elevado para “juros, dividendos e transferências”, uma situação bastante distinta daquela observada para 2005.

De fato, a dinâmica de evolução dos coeficientes de concentração das diferentes fontes de renda aponta para uma redução generalizada destes coeficientes entre 1995 e 2005. Perceba-se, contudo, que tal redução é muito mais significativa para as fontes “juros, dividendos e transferências”, ocorrendo mesmo no período 1995-2001, e para a

renda do trabalho. O auxílio gráfico, novamente, permite clarear a importância dos movimentos: os gráficos 4 e 5, a seguir, apresentam, respectivamente, a evolução dos coeficientes de concentração para a renda do trabalho e para “juros, dividendos e transferências” para o Nordeste entre 1995 e 2005, considerando também as evoluções observadas para o país como um todo.



Fonte: cálculo dos autores a partir das informações da PNAD.

O gráfico 4 mostra que, embora explique muito da evolução e diminuição do índice de Gini e esteja em acordo com o movimento observado para o país como um todo, o coeficiente de concentração da renda do trabalho no Nordeste se mantém mais elevado que aquele verificado para o Brasil e em 2005 é mais elevado que este indicador para o Nordeste. Portanto, neste último ano, sua contribuição é no sentido de um Gini mais elevado que o verificado na região.

Por sua vez, a ilustração apresentada a partir do gráfico 5 não deixa qualquer dúvida sobre a importância para o país e, sobretudo, para o Nordeste da forte tendência de progressividade na distribuição dos recursos dos “juros, dividendos e transferências”. Note-se que a queda do coeficiente não só é maior na região que no país, como, cotejado com tal diminuição, o movimento do índice de Gini no mesmo sentido é muito menos significativo, quase não sendo evidenciado na escala do gráfico.

3.3 Contribuição das diferentes fontes de renda para a evolução da desigualdade de renda no Nordeste entre 1995 e 2005

A partir dos valores apresentados nas tabelas 1 e 2 da subseção anterior e das relações apresentadas na primeira subseção, foram calculadas as contribuições de cada fonte de renda para a variação do índice de Gini entre 1995 e 2005 na região Nordeste. No sentido de ressaltar o movimento ocorrido no período mais recente, dois sub-períodos foram também considerados nos cálculos, 1995-2001 e 2001-2005. Os resultados apresentados nas tabelas 3 e 4, a seguir, mostram, pois, evidências para três períodos. Para mais fácil cotejo com o ocorrido para o país como um todo, a tabela 5 apresentada logo em seguida, mostra a importância dos diferentes efeitos observados para o Brasil.

Tabela 3 – Decomposição da mudança do índice de Gini (ΔG) para distribuição da renda domiciliar *per capita* – Nordeste

	Renda Total	Renda do Trabalho	Aposentadorias e Pensões	Juros, dividendos e transferências	Aluguéis, doações e outras rendas
1995-2005					
Efeito-concentração	-0,0281	-0,0109	-0,0027	-0,0135	-0,0011
Efeito-participação	-0,0043	0,0000	0,0012	-0,0055	-0,0001
Contribuição total	-0,0324	-0,0109	-0,0014	-0,0190	-0,0011
2001-2005					
Efeito-concentração	-0,0185	-0,0153	-0,0009	-0,0024	0,0001
Efeito-participação	-0,0103	-0,0001	0,0002	-0,0104	0,0000
Contribuição total	-0,0288	-0,0154	-0,0007	-0,0128	0,0001

Fonte: cálculo dos autores a partir de dados da PNAD. Para cada fonte de renda, o efeito-composição e o efeito-concentração foram obtidos, respectivamente, de acordo com as relações $(\bar{C}_i - \bar{G}) \Delta \alpha_i / \Delta G$ e $\bar{\alpha}_i \Delta C_i / \Delta G$.

Tabela 4 – Decomposição da mudança do índice de Gini (ΔG) para distribuição da renda domiciliar *per capita* – Contribuições em porcentagem da variação do índice de Gini (% Δ Gini) - Nordeste

	Renda Total	Renda do Trabalho	Aposentadorias e Pensões	Juros, dividendos e transferências	Aluguéis, doações e outras rendas
1995-2005					
Efeito-concentração	86,7	33,6	8,3	41,6	3,3
Efeito-participação	13,3	-0,1	-3,8	16,9	0,2
Contribuição total	100,0	33,5	4,5	58,5	3,5
2001-2005					
Efeito-concentração	64,2	53,0	3,1	8,5	-0,4
Efeito-participação	35,8	0,4	-0,7	36,0	0,1
Contribuição total	100,0	53,4	2,4	44,5	-0,3

Fonte: cálculo dos autores a partir de dados da PNAD. Para cada fonte de renda, o efeito-composição e o efeito-concentração foram obtidos, respectivamente, de acordo com as relações $(\bar{C}_i - \bar{G}) \Delta \alpha_i / \Delta G$ e $\bar{\alpha}_i \Delta C_i / \Delta G$.

Tabela 5 – Decomposição da mudança do índice de Gini (ΔG) para distribuição da renda domiciliar *per capita* – Contribuições em porcentagem da variação do índice de Gini (% Δ Gini) - Brasil

	Renda Total	Renda do Trabalho	Aposentadorias e Pensões	Juros, dividendos e transferências	Aluguéis, doações e outras rendas
1995-2005					
Efeito-concentração	98,5	73,4	-1,7	23,1	3,7
Efeito-participação	1,5	-0,6	-1,0	1,9	1,1
Contribuição total	100,0	72,8	-2,7	25,1	4,8
2001-2005					
Efeito-concentração	94,6	69,0	9,3	15,5	0,9
Efeito-participação	5,4	-0,3	-0,7	6,1	0,3
Contribuição total	100,0	68,7	8,6	21,5	1,2

Fonte: cálculo dos autores a partir de dados da PNAD. Para cada fonte de renda, o efeito-composição e o efeito-concentração foram obtidos, respectivamente, de acordo com as relações $(\bar{C}_i - \bar{G}) \Delta \alpha_i / \Delta G$ e $\bar{\alpha}_i \Delta C_i / \Delta G$.

As informações da tabela 4 apenas apresentam em termos percentuais as variações absolutas observadas na tabela 3. Considerando-se, primeiro, todo o período 1995-2005, observar-se que o efeito-concentração, ou seja, o aumento da progressividade da distribuição de renda, observado para todas as fontes de renda, é responsável por 86,7% da queda verificada no índice de Gini, sendo relativamente menos importante que o efeito-participação. Neste movimento, em ordem decrescente de importância, são os comportamentos dos coeficientes de concentração dos “juros, dividendos e transferências”, da renda do trabalho, das “aposentadorias e pensões” e dos “aluguéis, doações outras rendas”, todos evoluindo no sentido de menor desconcentração ou maior progressividade, que justificam a maior parte desta tendência. Note-se, além disto, que a maior parte do efeito-participação é explicada pelo aumento da participação dos “juros, dividendos e transferências” na renda total. Em suma, a queda da desigualdade de renda no Nordeste entre 1995 e 2005, medida pela variação do índice de Gini, decorre, sobretudo, da maior desconcentração ou maior progressividade da renda dos “juros, dividendos e transferências” e da renda do trabalho. Considerando-se todos os efeitos, percebe-se que a melhor distribuição da renda dos “juros, dividendos e transferências” e a maior participação desta fonte na renda total são responsáveis por cerca de 58,5% da variação observada no Gini, sendo de 33,5% a parcela da variação de responsabilidade do componente renda do trabalho.

As informações para este mesmo período considerando o ocorrido para o país, apresentadas na tabela 5, permitem confirmar uma importante diferença em relação ao Nordeste, apontada também por Hoffman (2006) para o período 1998-2004: para o país como um todo a desconcentração ou maior progressividade da renda do trabalho observada, mais que a desconcentração ou progressividade dos “juros, dividendos e transferências”, é a principal força responsável pela diminuição do índice de Gini (no total, a dinâmica da distribuição da renda do trabalho é responsável por quase 73% da variação do Gini entre 1995 e 2005, sendo de cerca de 25% a variação de responsabilidade dos “juros, dividendos e transferências”).

É importante destacar que tal diferença está longe de se apresentar apenas em termos percentuais, ou seja, não é explicada apenas pela maior importância das transferências no Nordeste, mas também é produto de um ritmo menor de aumento da progressividade na renda do trabalho: enquanto que para a região a variação do coeficiente de concentração da renda do trabalho foi de -0,0109 (tabela 3), para o Brasil tal variação foi muito mais significativa, atingindo -0,0233. Este menor auxílio do mercado de trabalho na redução da desigualdade observado para o caso nordestino aponta para uma maior fragilidade da experiência de queda da desigualdade da região, ainda não devidamente considerada pelos pesquisadores, e revela-se fundamental para projeções futuras quanto à evolução da desigualdade no Nordeste, já que o contexto futuro tende a limitar, por um lado, a continuidade do ritmo de elevação das transferências e, por outro, a continuidade das significativas elevações reais do salário-mínimo.

A importância de tal observação é atenuada, mas de forma alguma anulada, quando se observam as contribuições das diferentes fontes de renda para a evolução da desigualdade os períodos 1995-2001 e 2001-2005 separadamente. Para o primeiro período, observa-se que a desigualdade de renda medida pelo Gini quase não se altera, sendo a pequena queda, sobretudo, de responsabilidade do efeito-concentração, favorecendo a queda da desigualdade. Note-se que no período há elevação do coeficiente

de concentração da renda do trabalho, o que significa aumento da regressividade da distribuição desta renda, um resultado que não se observa para o Brasil como um todo. Em sentido oposto, melhora a distribuição da renda dos “juros, dividendos e transferências”, grande responsável pela queda do Gini de 1995 a 2001, auxiliado em menor medida pela desconcentração das rendas das aposentadorias e pensões. Ou seja, tais evidências mostram que entre 1995 e 2001, diferentemente do ocorrido para o país, no Nordeste, o mercado de trabalho não favoreceu o movimento de desconcentração de renda, que é explicado pela tendência à maior progressividade das rendas dos “juros, dividendos e transferências” e das rendas das aposentadorias e pensões.

Os valores da tabela 3 permitem perceber, por outro lado, que movimento no sentido de desconcentração de renda entre 1995-2005 deve muito ao ocorrido entre 2001 e 2005, já que a variação do Gini nestes últimos quatro anos considerados é quase da mesma magnitude daquela observada nos dez anos considerados. Entre 2001 e 2005, novamente o efeito-concentração revela-se mais importante que o efeito-participação, uma tendência que se verifica também para o país como um todo⁵. Ao contrário do apontado para os seis anos anteriores, nestes últimos quatro anos considerados tanto o mercado de trabalho como o movimento das rendas dos “juros, dividendos e transferências” auxiliam na redução da desigualdade nordestina. Note-se, contudo, que, embora ganhe relevância relativa, a importância do mercado de trabalho para a desconcentração de renda neste período é absoluta e relativamente menor que aquela verificada para o país: no Nordeste e no país, respectivamente, cerca de 53,4% e 69% da queda do Gini é de responsabilidade do movimento da renda do trabalho, sendo as variações absolutas dos coeficientes de concentração, na mesma ordem, de -0,0153 e -0,0184.

3.4 Contribuição das diferentes fontes de renda para a evolução da desigualdade de renda no Nordeste entre 1995 e 2005: Nordeste rural, urbano e metropolitano

Da mesma forma que a queda da desigualdade de renda verificada no país nos últimos apresenta importantes singularidades regionais, já que suas regiões apresentam diferentes níveis de desenvolvimento econômico e, assim, tendem a apresentar importantes diferenças quanto aos níveis de formalização do mercado de trabalho e às necessidades e importâncias das transferências públicas de renda, também as diferenças intra-regionais podem implicar diferentes papéis para mercado de trabalho e demais fontes de renda nos movimentos de queda ou aumento da concentração de renda domiciliar *per capita*. Nesta subseção, são fornecidas evidências a respeito da importância das diferentes fontes de renda para o observado movimento de diminuição da desigualdade na distribuição da renda domiciliar *per capita* nordestina considerando separadamente os meios rural, urbano e metropolitano da região.

O gráfico 4, que seque, permite perceber a importância destes diferentes meios na distribuição da população nordestina. Da mesma forma que o país, a maioria da população da região vive no meio urbano não-metropolitano, tendência que, novamente seguindo o movimento observado também para o país, tem se fortalecido. Por outro lado, apesar da tendência de convergência entre a região e o país em termos de distribuição da

⁵ Para o país como um todo, nos períodos 1995-2005, 1995-2001 e 2001-2005 as variações do índice de Gini foram, respectivamente, de -0,0318, -0,0051 e -0,0267. Por razões de espaço, não são apresentadas todas as variações absolutas para o país.

população, a região ainda se diferencia do país pelo maior peso da população rural em comparação com a população metropolitana⁶. Como se nota a seguir, dadas as diferentes realidades sociais existentes entre estes três diferentes meios no Nordeste, tal padrão distintivo de constituição regional tem influência fundamental na evolução da desigualdade observada entre 1995 e 2005.

Tais distinções teriam pouca relevância para o exercício investigativo levado a efeito neste trabalho caso as condições de mercado de trabalho e bem-estar pouco diferissem entre os segmentos. Como permitem perceber os números apresentados na tabela 6, a seguir, este está longe de ser o caso; de fato, há significativas diferenças tanto de estruturas de mercado de trabalho, como em relação às condições de bem-estar entre os habitantes dos segmentos rural, urbano não-metropolitano e metropolitano.

Tabela 6 - Diferenças nas condições sociais e de mercado de trabalho entre meios rural, urbano não-metropolitano e metropolitano – Nordeste – 2005.

	Percentual do pessoal ocupado na informalidade	Percentual do pessoal ocupado com renda do trabalho até 1 salário-mínimo	Percentual da população com RDPC < R\$150,00	Percentual da população com RDPCT < R\$150,00
Rural	65,3	84,1	72,8	87,8
Urbano não-metropolitano	62,5	57,9	48,8	65
Metropolitano	51,9	41,9	38,4	52,3
Total	61,4	63,4	53,6	69

Fonte: Cálculos dos autores a partir de dados da PNAD. RDPC e RDPCT referem-se, respectivamente, à renda domiciliar *per capita* e à renda domiciliar *per capita* do trabalho. Na situação de informalidade foram considerados os empregados sem carteira ou sem declaração desta, os trabalhadores por conta-própria, trabalhadores na produção para consumo próprio e os trabalhadores na construção para uso próprio. O valor de R\$ 150,00 correspondia a meio salário mínimo em 2005.

Estas diferenciações são importantes porque sugerem diferentes graus de dependência com respeito às transferências de renda governamentais e à política pública para o salário-mínimo de acordo com o meio. Assim, por exemplo, dado o maior percentual de pobres, as transferências de renda devem representar parcela maior da renda no meio rural e, por apresentar um mercado de trabalho mais consolidado, a política para o salário mínimo deve impactar relativamente menos no meio metropolitano quando comparado com demais segmentos.

Neste sentido, as tabelas 7 e 8, a seguir, apresentam, respectivamente, a participação das diferentes fontes de renda na renda total e os coeficientes de concentração e Gini para os três segmentos acima considerados nos anos de 1995, 2001 e 2005. Da tabela 7, percebe-se que, em todos os três segmentos, a renda do trabalho perde importância relativa, enquanto que as rendas das aposentadorias e pensões e, sobretudo, as rendas dos “juros, dividendos e transferências” ganham espaço na renda total dos domicílios da região. Note-se, contudo, que tal movimento é muito mais forte no meio rural que no Nordeste metropolitano, e este último permanece como a região com maior importância relativa da renda do trabalho.

⁶ Segue-se, aqui, a classificação do IBGE, ou seja, a população metropolitana da região corresponde àquela das regiões metropolitanas de Fortaleza, Recife e Salvador.

Tabela 7 – Participação (α) de cada parcela na renda total (%) – Nordeste

	Rural			Urbano Não-Metropolitano			Metropolitano		
	1995	2001	2005	1995	2001	2005	1995	2001	2005
R. do Trabalho	74,5	76,1	62,4	78,3	74,9	72,2	78,4	76,1	75,4
Aposenta. e Pensões	23,3	20,4	29,3	18,9	21,6	22,4	18,0	20,6	20,3
Juros, dividendos e Transfer.	0,4	0,8	7,2	0,6	0,9	3,1	0,5	0,8	1,6
Aluguéis e doações	1,9	2,7	1,1	2,3	2,6	2,3	3,1	2,5	2,8
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: cálculo dos autores a partir dos micro dados da PNAD.

Tabela 8 – Coeficiente de Concentração e Índice de Gini – Nordeste

	Rural			Urbano Não-Metropolitano			Metropolitano		
	1995	2001	2005	1995	2001	2005	1995	2001	2005
R. do Trabalho	0,476	0,448	0,418	0,575	0,569	0,556	0,582	0,609	0,589
Aposenta. E Pensões	0,649	0,655	0,647	0,584	0,570	0,588	0,668	0,677	0,642
Juros, dividendos e Transfer.	0,661	-0,336	0,039	0,735	0,232	0,054	0,702	0,549	0,080
Aluguéis e doações	0,492	0,314	0,351	0,567	0,535	0,518	0,723	0,668	0,664
Total	0,517	0,481	0,457	0,578	0,565	0,547	0,602	0,624	0,594

Fonte: cálculo dos autores a partir dos micro dados da PNAD. Os coeficientes ou razões de concentração foram obtidos de acordo com a equação (2).

A partir das informações da tabela 8, é possível notar também diferenças importantes quanto à evolução da distribuição de renda de acordo com as diferentes fontes e segmentos. Primeiro, percebe-se que o Gini sempre cai no meio rural e urbano não-metropolitano, enquanto que entre 1995 e 2001 tal indicador aumenta no meio metropolitano. Segundo, há uma considerável queda do coeficiente de concentração das rendas dos “juros, dividendos e transferências” em todos os períodos e segmentos. Por fim, embora para as rendas das aposentadorias e pensões e para as rendas dos “juros, dividendos e transferências” se observe, para todos os segmentos, movimentos no sentido de desconcentração da renda entre 1995 e 2005, para o meio metropolitano há tendência de maior regressividade ou influência para concentração da evolução da distribuição da renda do trabalho neste período.

As informações disponibilizadas nas duas tabelas acima permitem obter as contribuições das diferentes fontes de renda para a evolução da desigualdade de renda domiciliar *per capita* nos segmentos rural, urbano não-metropolitano e metropolitano da região Nordeste. Tais contribuições para os períodos 1995-2005 e 2001-2005 são apresentadas nas tabelas 9, 10 e 11, a seguir.

Tabela 9 – Decomposição da mudança do índice de Gini (ΔG) para distribuição da renda domiciliar *per capita* – Nordeste Rural.

	Renda Total	Renda do Trabalho	Aposentadorias e Pensões	Juros, dividendos e transferências	Aluguéis, doações e outras rendas
Variações Percentuais - 1995-2005					
Efeito-concentração	109,4	66,1	0,7	39,2	3,4
Efeito-participação	-9,4	-8,1	-16,1	15,7	-0,8
Contribuição total	100,0	58,0	-15,4	54,8	2,6
Variações Percentuais - 2001-2005					
Efeito-concentração	30,5	89,4	8,5	-64,3	-3,1
Efeito-participação	69,5	-21,2	-70,1	170,4	-9,6
Contribuição total	100,0	68,2	-61,6	106,1	-12,7

Fonte: cálculo dos autores a partir de dados da PNAD.

Tabela 10 – Decomposição da mudança do índice de Gini (ΔG) para distribuição da renda domiciliar *per* - Nordeste urbano não-metropolitano.

	Renda Total	Renda do Trabalho	Aposentadorias e Pensões	Juros, dividendos e transferências	Aluguéis, doações e outras rendas
Variações Percentuais - 1995-2005					
Efeito-concentração	88,2	46,4	-2,6	40,7	3,7
Efeito-participação	11,8	0,7	-2,7	13,8	0,0
Contribuição total	100,0	47,1	-5,4	54,5	3,8
Variações Percentuais - 2001-2005					
Efeito-concentração	50,9	51,1	-22,0	19,4	2,4
Efeito-participação	49,1	1,0	-1,0	49,5	-0,4
Contribuição total	100,0	52,1	-23,0	69,0	1,9

Fonte: cálculo dos autores a partir de dados da PNAD.

Tabela 11 – Decomposição da mudança do índice de Gini (ΔG) para distribuição da renda domiciliar *per capita* – Nordeste metropolitano.

	Renda Total	Renda do Trabalho	Aposentadorias e Pensões	Juros, dividendos e transferências	Aluguéis, doações e outras rendas
Variações Percentuais - 1995-2005					
Efeito-concentração	89,6	-65,7	58,7	76,4	20,1
Efeito-participação	10,4	-4,4	-14,8	25,9	3,7
Contribuição total	100,0	-70,0	43,9	102,3	23,8
Variações Percentuais - 2001-2005					
Efeito-concentração	92,6	49,3	24,0	19,1	0,3
Efeito-participação	7,4	-0,2	0,6	7,5	-0,6
Contribuição total	100,0	49,0	24,6	26,6	-0,2

Fonte: cálculo dos autores a partir de dados da PNAD.

Considerando-se inicialmente o período 1995-2005, percebe-se que, em relação ao observado para a região como um todo, a redução da desigualdade é significativamente maior no meio rural e significativamente menor no meio metropolitano. Além disto, os valores indicam que tanto as transferências de renda como

o mercado de trabalho, possivelmente via salário-mínimo, têm significativa importância na redução da desigualdade no meio rural; algo semelhante ocorrendo no meio urbano não-metropolitano, mas bastante diferente no Nordeste metropolitano, uma vez que, aqui, o mercado de trabalho atua no sentido de impedir maior queda da desigualdade. Note-se, também, que, em termos absolutos, a contribuição total da renda dos “juros, dividendos e transferências” é sempre menor no meio metropolitano que nos demais. Por fim, neste período mais longo, o efeito-concentração é sempre mais importante que o efeito-participação e sempre favorável à desconcentração da renda nos três meios considerados.

Já para o período mais recente, 2001-2005, a maior redução do índice de Gini é encontrada no meio metropolitano, embora o meio agrícola continue a apresentar maior redução que o meio urbano não-metropolitano. Esta recuperação do meio metropolitano é explicada pela recuperação do mercado de trabalho, que passa a ser responsável por quase 50% da redução verificada na desigualdade, com as rendas dos “juros, dividendos e transferências” apresentando relativo menor papel. Perceba-se que, tanto em termos relativos como absolutos, as rendas dos “juros, dividendos e transferências” desempenham papel preponderante na redução da desigualdade nos meios rural (responsável por mais de 100% da queda do Gini) e urbano não-metropolitano (69% da queda do Gini). Além disto, também neste período, a contribuição do mercado de trabalho para queda da desigualdade no meio rural continua relativa e absolutamente mais importante que esta contribuição nos meios metropolitano e urbano não-metropolitano. Ou seja, o mercado de trabalho continua sendo mais importante para redução da desigualdade no meio rural que nos meios metropolitano e urbano não-metropolitano do Nordeste.

Todas estas evidências parecem em sintonia com as disparidades sociais apontadas na tabela 6. Com mais de 80% de seu pessoal ocupado recebendo como renda do trabalho no máximo um salário-mínimo, é difícil acreditar que a maior contribuição do mercado de trabalho para queda da desigualdade no meio rural, quando comparado com os meios urbano não-metropolitano e metropolitano, decorre de um dinamismo mais favorável à desconcentração das condições de oferta e demanda por trabalho e não esteja, por outro lado, vinculada à elevação do valor real do salário-mínimo recentemente verificada no país. Na verdade, menos sensíveis a tal política, porque apresentam mercado de trabalho mais consolidados, é nos meios urbano não-metropolitano e, principalmente, metropolitano que tendem a se fazer sentir mais fortemente alterações de preços de acordo com as tendências de mercado. Da mesma forma, com maior percentual da população na condição de pobreza, aguarda-se que também no meio rural nordestino se faça presente com relativa maior força o impacto das transferências públicas de renda.

O fato, porém, de que, seja em termos absolutos, seja em termos relativos, o mercado de trabalho tenha desempenhado um papel mais relevante para a queda da desigualdade no meio rural que nos meios urbanos não-metropolitano e metropolitano, regiões onde vivem mais de 70% da população do Nordeste, novamente e agora com mais luz, aponta para a maior fragilidade da queda recente da desigualdade na região.

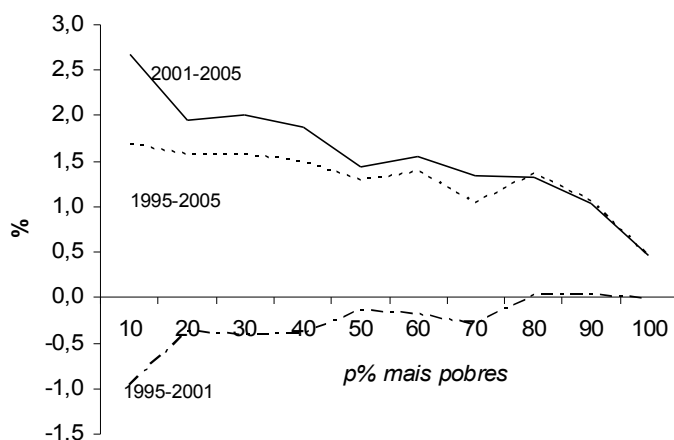
Posta nos termos devidos, há, além disto, duas questões relevantes mais a explorar a respeito da queda da desigualdade na região nordestina. Primeiro, em que medida esta está relacionada com elevação do bem-estar da população nordestina? Depois, em que grau a referida diminuição da desigualdade na região alterou estruturalmente o elevado e

histórico padrão de desigualdade presente na região? As duas próximas seções ocupam-se, na ordem do questionamento, destes assuntos.

4. Queda da desigualdade entre 1995 e 2005 no Nordeste, crescimento e bem-estar

As evidências até aqui apresentadas a respeito sobre a evolução e redução da desigualdade de renda no Nordeste entre 1995 e 2005 não permitem qualquer inferência a respeito de possíveis ganhos de bem-estar, ou seja, nada informa sobre a natureza da evolução positiva ou negativa da renda dos indivíduos. Para investigar se a evolução da desigualdade nordestina esteve associada a relativamente maiores elevações de bem-estar dos mais pobres, o gráfico 5, a seguir, apresenta a “curva pobreza-crescimento” proposta por Son (2004). Tal relação mostra, por percentis de mais pobres, o crescimento da renda domiciliar *per capita* média do referido percentil; mais especificamente, para cada $p\%$ mais pobres, onde $p = 1\%, 2\%, \dots, 100\%$, a curva apresenta o seu respectivo crescimento da renda domiciliar *per capita* média⁷.

Gráfico 5 - Crescimento da renda domiciliar *per capita* por percentis de mais pobres (%a.a.) - Nordeste



Fonte: cálculo dos autores a partir de dados da PNAD. Utilizou-se o INPC para atualização das rendas.

A ilustração não deixa qualquer dúvida quanto à natureza da dinâmica de renda por trás da queda da desigualdade na distribuição de renda na região Nordeste nos períodos 1995-2005 e 2001-2005: nestes dois períodos, a renda domiciliar *per capita* média dos mais pobres, qualquer que seja o percentual p de mais pobre escolhido, cresceu mais rapidamente que a renda domiciliar *per capita* média de toda a população (100% mais pobres). O que, na visão de Son (2004), caracterizaria o crescimento nestes períodos como “pró-pobre”. Por exemplo, enquanto que a renda domiciliar *per capita* média da economia cresceu 0,5 ao ano entre 2001 e 2005, para os 10% e 50% mais pobres tal crescimento chegou, no mesmo período, respectivamente, a 2,7% a.a. e 1,4% a.a. O gráfico mostra também que a dinâmica de crescimento da renda entre 1995-2005 reflete muito do se passou entre 2001 e 2005 e deixa claro que o mesmo não se verificou entre

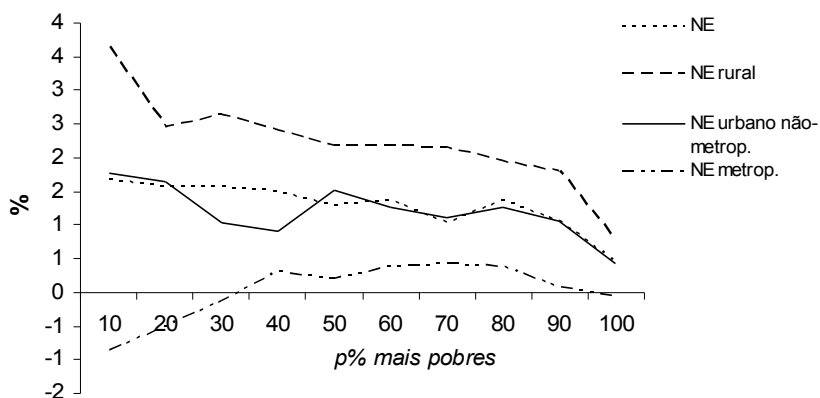
⁷ Assim, o crescimento dos 100% mais pobres representa o crescimento da renda domiciliar *per capita* média de toda a população.

1995 e 2001, período de estagnação da renda domiciliar *per capita* média da região e queda da renda dos mais pobres entre os mais pobres ($p < 80$).

Tais dinâmicas de renda são consistentes com as maiores reduções da desigualdade nos períodos 1995-2005 e 2001-2005 e a menor redução desta entre 1995 e 2001 e indicam que a diminuição da concentração de renda observada para a região entre 1995 e 2005 ocorreu em meio a maior elevação de bem-estar dos mais pobres e não menor redução da renda destes.

É importante apontar que, como ocorrido para a dinâmica de evolução da desigualdade, também a dinâmica de evolução da renda observada para toda a região não pode ser generalizada para os segmentos rural, urbano não-metropolitano e metropolitano da mesma. De fato, as evidências apresentadas a partir do gráfico 6, a seguir, indicam que, enquanto o crescimento da renda domiciliar *per capita* nos meios rural e urbano não-metropolitano entre 1995 e 2005 pode ser considerado “pró-pobre” no sentido de Son (2004), o crescimento verificado no meio metropolitano está fora desta classificação, uma vez que foi negativo para os 10%, 20% e 30% mais pobres. Note-se, também, que as evidências aqui apresentadas são perfeitamente consistentes com a maior e menor queda da desigualdade de renda já observada, respectivamente, para os meios rural e metropolitano nordestinos.

Gráfico 6 - crescimento da renda domiciliar *per capita* por percentil de mais pobres (%a.a.) - Nordeste - 1995-2005



Fonte: cálculo dos autores a partir de dados da PNAD. Utilizou-se o INPC para atualização das rendas.

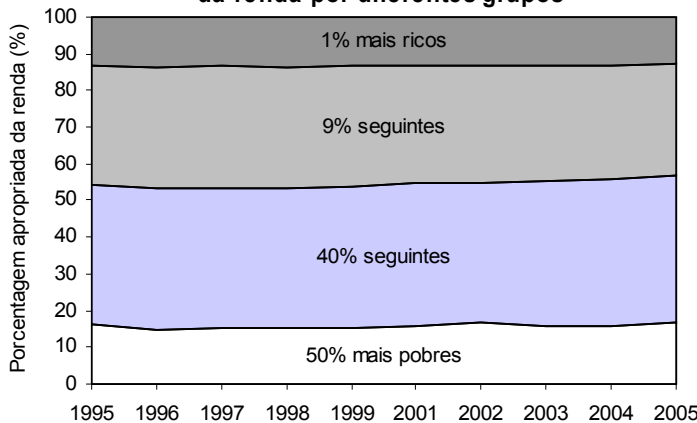
Assim, enquanto é possível afirmar que a queda da desigualdade da renda domiciliar *per capita* entre 1995 e 2005 ocorre em meio a ganhos generalizados de bem-estar para as populações rurais e urbanas não-metropolitanas, o mesmo não pode ser afirmado com respeito à evolução do bem-estar da população do segmento metropolitano da região.

5. Queda da desigualdade entre 1995 e 2005 no Nordeste: dimensionamento ou limitações

Por fim, resta a tarefa de obtenção de um mais claro dimensionamento da redução da disparidade de renda observada na região Nordeste entre 1995 e 2005. Nesta tarefa,

toma-se a sugestão gráfica apresentada por Barros et. al. (2006), exposta, a seguir, para o Nordeste como um todo, para Nordeste rural e para Nordeste metropolitano, onde se explicita a apropriação da renda por diferentes grupos sociais⁸.

Gráfico 7 - Distribuição de renda no Nordeste: apropriação da renda por diferentes grupos



Fonte: cálculo dos autores a partir de dados da PNAD.

O gráfico 7 mostra que, a despeito da queda da desigualdade verificada no Nordeste entre 1995 e 2005, a estrutura da apropriação da renda na região é pouco alterada no período. Na verdade, a parcela apropriada pelos 50% mais pobres sofre ligeiro aumento entre estes anos, de 16,4% para 16,7%, assim como a parcela apropriada pelos 90% mais pobres, de 54,5% para 57,1%; contudo os 1% continuavam a receber perto de 13% do total da renda da região (12,7%, pouco menor que os 13,2% em 1995) e ter em 2005 uma renda domiciliar *per capita* média mais de 50 vezes maior que a dos 50% mais pobres. Ou seja, ainda que relevante e associada a maiores ganhos de bem-estar dos mais pobres, a redução recente da desigualdade está longe de ter sido suficiente para alterar estruturalmente a bastante desigual distribuição de renda do Nordeste.

5. Conclusões

Foram apresentadas neste trabalho evidências a respeito da importância das transferências públicas de renda e do mercado de trabalho na determinação da redução da desigualdade na distribuição da renda domiciliar *per capita* no Nordeste e no Brasil entre 1995 e 2005, e para os subperíodos 1995-2001 e 2001-2005. De forma geral, os resultados mostram que, enquanto para o país a dinâmica de renda no mercado de trabalho foi a fonte mais importante de renda a explicar a queda da desigualdade no período 1995-2005 medida pelo índice de Gini, no Nordeste foi a dinâmica de renda das transferências públicas de rendas a principal força responsável pela queda na desigualdade neste período, explicando quase 60% da queda do índice de Gini no período.

As evidências apresentadas no trabalho também indicam consideráveis diferenças intra-regionais na evolução e determinação da dinâmica de evolução da desigualdade no

⁸ A ilustração para o Nordeste urbano não-metropolitano não é apresentada em virtude da forte similaridade com aquela apresentada para o Nordeste como um todo.

Nordeste. Mais especificamente, embora entre 1995 e 2005 possam ser anotadas reduções da desigualdade nos meios rural, urbano não-metropolitano e metropolitano, a queda da desigualdade de renda foi mais forte no meio rural e mais fraca no meio metropolitano. Além disto, entre 1995 e 2005, tanto o mercado de trabalho como as transferências de renda têm papel importante na redução da desigualdade nos meios rural e urbano não-metropolitano, mas apenas as transferências de renda ajudam a reduzir a desigualdade no meio metropolitano. No caso nordestino, então, a redução da desigualdade, além de depender relativamente mais das transferências públicas de renda, sendo assim mais frágil, internamente ocorre de maneira bastante distinta em magnitude e natureza quando se consideram os meios rural e urbano.

Duas características mais foram apontadas com respeito à redução da desigualdade de renda na região nordestina entre 1995 e 2005. Primeiro, tal redução envolveu maiores ganhos de bem-estar para a população mais pobres, não sendo, pois, produto de menor redução relativa da renda destes. Segundo, apesar de bem-vinda, exceto no meio rural, a redução da desigualdade ainda não foi capaz de alterar estruturalmente a distribuição de renda na região: os 90% mais pobres elevam sua parcela de apropriação da renda de 54,5% para 57% entre 1995 e 2005, enquanto que os 1% mais ricos diminuem tal parcela de 13,2% para 12,7% entre estes dois anos.

BIBLIOGRAFIA

- Barros, R. Carvalho, M. Franco, S. Mendonça, R., Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. *Econômica*, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.117-147, junho 2006.
- Ferreira, F.H.G., Leite, P. G., Litchfield, J. A., Ulyseia, G. Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil. *Econômica*, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.147-171, junho 2006.
- Hoffmann, R. Decomposition of Mehran and Piesch inequality measures by factor components and their application to the distribution of *per capita* household income in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, Rio de Janeiro, v.24, n.1, p.149-171, maio 2004.
- _____. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. *Econômica*, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.55-81, junho 2006.
- Kakwani, N., Neri, M., Son, H. H. Pro-Poor Growth and Social Programmes in Brazil. In: Encontro Nacional de Economia, Anais do Encontro Nacional de Economia, Salvador, 2006.
- Shorrocks, A. Inequality decomposition by factor components. *Econometrica*, v.50, n.1, Jan. 1982, p.193-211.
- Soares, S. Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004. Brasília: IPEA, fev. 2006. (Textos para discussão, n.1166).
- _____. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. *Econômica*, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.83-115, junho 2006.
- Son, H. H. A note on pro-poor growth. *Economic Letters*, v.82, n.3, p.307-314, Mar. 2004.

ALGUNS ELEMENTOS PARA REFLEXÃO SOBRE A POLÍTICA DE VALORIZAÇÃO DO SALÁRIO MÍNIMO

*Eliane Navarro Rosandiski**

*Adriana Jungbluth***

RESUMO

Este trabalho pretende apresentar alguns elementos empíricos para auxiliar na discussão dos efeitos da política valorização do salário mínimo sobre o mercado de trabalho brasileiro. Sem perder de vista que o foco da política é apenas um segmento do mercado de trabalho: o emprego assalariado, é possível ampliar-se esta discussão. Mais especificamente, a partir dos dados da PNAD e do CAGED pretende-se mostrar que a maior estruturação do mercado de trabalho entre 2003 e 2005, bem como o perfil de contratações de 2003 até maio de 2007 são indícios extremamente favoráveis à continuidade de uma política de valorização do mínimo.

Além desse efeito estrutural do mercado de trabalho, os efeitos dinâmicos e distributivos presentes na política de salário mínimo são destacados com objetivo de mostrar que numa sociedade marcada pela grande desigualdade na inserção no mercado de trabalho, uma política de salário mínimo se transforma num importante instrumento de desenvolvimento e, portanto, de inclusão.

Palavras-chave: mercado de trabalho; salário mínimo; emprego formal.

* A autora graduou-se em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Campinas em 1992. Obteve o título de mestre em Política Científica e Tecnológica pela Universidade Estadual de Campinas em 1997 e a titulação de Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Estadual de Campinas em 2002. Desde 2002 atua como professora e pesquisadora da Pontifícia Universidade Católica de Campinas. eliane.rosandiski@gmail.com

** A autora graduou-se em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Campinas em 2006. Atua como pesquisadora no Centro de Estudos Sindicais e de Economia do Trabalho da mesma universidade desde 2003. Atualmente participa do curso de Mestrado em Desenvolvimento Econômico – área de concentração em Economia Social e do Trabalho, no Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas. adriana.jungbluth@gmail.com

1. Introdução

A política de valorização do salário mínimo gera um amplo debate na sociedade capitalista. De um lado, situam-se os argumentos totalmente contrários a quaisquer tipos de controles ou interferências na determinação de um valor que deve ser estabelecido no mercado, mais especificamente nas condições de oferta e demanda da mercadoria no mesmo. Coerentemente, por estes argumentos sustentarem-se na teoria neoclássica, são absolutamente contrários a qualquer forma de regulação neste mercado, visto que uma das hipóteses dessa teoria é que os agentes teriam perfeita informação e, portanto, total liberdade de escolha.

De outro lado, aparece uma outra corrente de argumentos que, do ponto de vista teórico, em oposição aos neoclássicos, reconhece a existência de desigualdades nas relações de poder travadas no mercado de trabalho. Poderia se dizer que, no processo de compra da mercadoria “força de trabalho”, as vantagens dos empregadores se assemelhariam às existentes numa estrutura de monopólio; enquanto os trabalhadores se inseririam em condições de concorrência perfeita. Dessa forma, o reconhecimento de tais assimetrias reforça a necessidade de atuar, institucionalmente, na correção das desigualdades presentes nesta relação de compra e venda do fator trabalho.

Pode-se ainda acrescentar, que o leque de defesas quanto à existência e à efetividade da política de salário mínimo se abre desde os argumentos morais até os embasamentos teóricos que buscam identificá-la como uma política de sustentação da demanda efetiva. Porém, o debate continua em aberto, pois a defesa moral se perde com o enaltecimento do individualismo, que atrela a remuneração à contribuição do indivíduo ao processo econômico. Enquanto que no outro extremo, a crítica à política de interferência na determinação do mínimo, se não atrelada ao incremento da produtividade seria inócua, pois, ou ampliaria a não formalidade, ou reduziria a competitividade das empresas.

Ou seja, a despeito das inúmeras críticas aos argumentos favoráveis em defesa da existência do salário mínimo, o fato a ser destacado é que, em pouco mais de dois séculos de existência, ficou evidente que o capitalismo não possui instrumentos intrínsecos de correção das desigualdades. Dessa forma, a construção de uma política com esta finalidade passa a ser necessária.

No Brasil, a década de 1990 foi marcada por profundas transformações na economia brasileira. Mudanças importantes no cenário macroeconômico, que objetivavam basicamente o controle inflacionário e alteraram significativamente as condições de concorrência do parque produtivo aqui instalado. Seguindo as propostas liberais, os principais elementos que deram suporte ao projeto de estabilização econômica foram: a abertura comercial e financeira, a sobrevalorização cambial e as altas taxas de juros internas. Tais elementos viabilizaram o controle inflacionário solucionando o principal problema da economia brasileira: o gargalo das condições de oferta, através do acirramento da concorrência internacional e da ampliação da oferta de produtos importados.

Sem dúvida, para a sociedade brasileira, a estabilidade de preços foi um enorme ganho. Contudo os custos sociais vividos pela economia brasileira em função do Plano Real foram enormes. Informações mais gerais sinalizam o caráter defensivo das estratégias adotadas pelas empresas para fazer frente ao abrupto aumento da concorrência externa. Na maioria dos casos, estratégias de ganhos de produtividade no nível microeconômico foram adotadas sem uma preocupação específica com os encadeamentos dinâmicos na cadeia produtiva. Estratégias de fusão, de abandono de determinadas linhas de produto e de troca de fornecedores nacionais por importados provocaram importantes transformações no tecido e no nível de emprego industrial. Some-se a isto o fato das empresas intensificarem o uso de estratégias capazes de otimizar/flexibilizar e reduzir os custos com fator trabalho.

É possível, então, identificar o aumento do desemprego, o crescimento de formas precárias de inserção, bem como a dificuldade de o crescimento econômico gerar empregos na mesma proporção como resultado de um processo de reestruturação que privilegiou a redução de desperdícios como forma de alcançar maior eficiência alocativa.

Apesar dessa desestruturação vivida pelo mercado de trabalho e da corrente liberal mais hegemônica que dominava o ambiente político e econômico, também na década de 1990, iniciou-se a discussão quanto à necessidade de valorização do salário mínimo. Em 1993, durante o Governo Itamar Franco e com o Ministro do Trabalho Walter Borelli, o salário mínimo voltou a ser parte da preocupação da política pública. Sem maior justificativa, emergiu a posição de estabelecer um salário mínimo em moeda nacional correspondente a US\$ 100,00. Essa iniciativa de valorizar o salário mínimo ganhou o respaldo do movimento sindical. Em maio de 1995, o Governo Fernando Henrique reajustou o salário mínimo de R\$ 70,00 para R\$ 100,00, colocando em um patamar semelhante a US\$ 100,00.

Desde 1995, observa-se a retomada da política de salário mínimo com o objetivo de elevar seu poder de compra. Na segunda metade da década de 1990, ele foi incrementado, aproximadamente, em 3%.

Nos anos 2000, mais especificamente no primeiro governo Lula, iniciou-se efetivamente a política de valorização de Salário Mínimo. Tal política vem sendo realizada em meio a turbulento debate acerca de seus efeitos sobre as contas públicas. A discussão do escopo dessa política está contaminada pela discussão do déficit na previdência social, visto que uma parcela importante dos benefícios tem seu valor atrelado ao valor fixado para o salário mínimo. Isto quer dizer que às funções originais do salário mínimo na sociedade capitalista foi adicionada mais uma: ser o valor base das remunerações daqueles que já se retiraram do mercado de trabalho. Como a sustentação financeira desses indivíduos deve-se ao volume de recursos arrecadados a partir da contribuição dos que estão na ativa, deve-se passar a considerar o desempenho econômico e as estratégias de contratação no mercado de trabalho como elementos determinantes do equilíbrio das contas públicas previdenciárias. Ou seja, a discussão do mínimo passa a ser atrelada aos determinantes do tamanho da base formal de mercado de trabalho.

No entanto, na década de 90, a base formal de arrecadação do mercado de trabalho se reduziu devido à queda do volume de emprego (Barbieri, 2007). Este fato empírico permitiu o questionamento dos efeitos da política de valorização do salário mínimo sobre o mercado de trabalho. Mais especificamente os argumentos contrários seriam de que, na ausência de mecanismos de fiscalização, em um cenário de baixo crescimento econômico, uma valorização excessiva do mínimo poderia conduzir ao aumento de práticas de contratação não formalizadas, que dentre outros efeitos, conduziria ao colapso das contas públicas previdenciárias. Este tem sido um dos argumentos mais utilizados para brechar uma política de valorização real do mínimo.

No entanto, uma análise mais acurada dos dados referentes ao impacto do salário mínimo sobre o mercado de trabalho nacional nos anos 2000 traz evidências que podem ser utilizadas na defesa da política do salário mínimo.

Assim sendo, dada a complexidade da discussão que envolve o tema do salário mínimo, convém deixar claro que este trabalho não tem a pretensão de resolver a discussão teórica acerca da validade da política de salário mínimo, porém tem como objetivo central sistematizar alguns elementos empíricos capazes nortear o debate. Para realizar a apresentação e discussão dos elementos empíricos, além dessa introdução, este trabalho conta com mais dois itens.

No primeiro, com objetivo de mostrar os principais grupos sociais de beneficiados pela política de valorização do salário mínimo, bem como os efeitos dessa política sobre a

estruturação no mercado de trabalho, serão apresentados alguns dados gerais sobre o desempenho do mercado de trabalho no período 2003 e 2005.

Questões específicas referentes aos fluxos de emprego formal e à renda gerados no período mais recente bem como sua relação com o salário mínimo, serão discutidas no segundo item.

Por fim, serão apresentados alguns comentários para mostrar que, sob determinadas condições, é viável e desejável a construção de uma política de valorização do salário mínimo.

2. Efeitos da política de valorização do mínimo sobre o mercado de trabalho no período 2003-2005

Para avaliar os efeitos a política e valorização do salário mínimo sobre o mercado de trabalho nacional é preciso, antes da apresentação de qualquer dado empírico, resgatar historicamente seu percurso mais recente. Embora desde a década de 90 houvesse um consenso de que o valor do salário mínimo estivesse em um patamar muito baixo, foi apenas nos anos 2000, mais especificamente no ano de 2005, que as condições políticas viabilizaram a política de valorização.

Já em 2003, no início do Governo Lula, a discussão em torno do salário mínimo ganhou novo fôlego e grande apoio do movimento sindical. No entanto, apesar de sinalizar a intenção de duplicar o salário mínimo, o governo conseguiu apenas cobrir o valor da inflação dos dois primeiros anos de mandato.

Foi somente a partir de 2005 que o valor do mínimo sofreu uma importante elevação: de R\$ 240,00 em 2004, passou para R\$ 300,00 em 2005, o que representou um aumento de mais de 15%. Depois passou para R\$ 350,00 e R\$ 380,00 em 2006 e 2007, respectivamente.

É importante registrar que o movimento sindical representou um fator importante para que o governo retomasse a estratégia de elevação do valor real do salário mínimo. Desde o início da década, as centrais sindicais haviam passado a privilegiar o salário mínimo em suas agendas políticas. Mobilizações foram realizadas com o objetivo de pressionar os governos a adotarem uma política de valorização do salário mínimo.

Além disso, o Congresso Nacional também ampliou a discussão com relação ao tema criando em 2005, a Comissão Mista da Política do Salário Mínimo¹. Esta iniciativa tirou, pela primeira vez, a primazia do governo em definir os rumos do salário mínimo, abrindo a possibilidade de uma política ser definida a partir do Congresso.

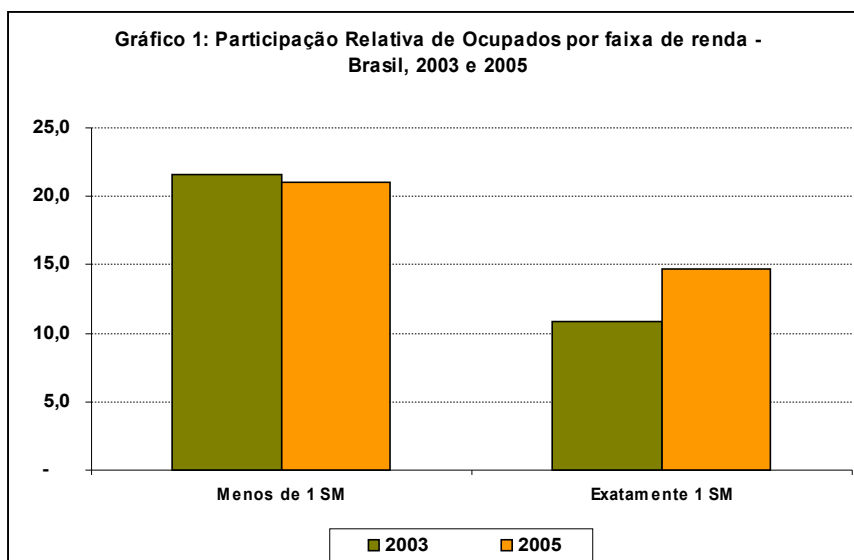
Em 2006 ocorreu um novo avanço com o estabelecimento do Projeto de Lei 01/07, que definiu as diretrizes para a continuação da política de valorização do salário mínimo.

Como o aumento real começou, de fato a vigorar em 2005, convém avaliar os impactos dessa política sobre o mercado de trabalho nacional entre os anos 2003 e 2005². Tal análise poderá ser realizada a partir dos dados da PNAD (IBGE).

O primeiro aspecto a ser destacado diz respeito ao crescimento de aproximadamente quatro pontos percentuais na participação relativa de pessoas ocupadas com rendimento de exatamente um salário mínimo (SM) entre 2003 e 2005. (Gráfico 1)

¹ Estabelecida pelo Ato Conjunto nº 3 de 25 de outubro de 2005 pelas presidências da Câmara e do Senado.

² Até o momento em que o presente artigo foi escrito, a última PNAD disponível era a do ano de 2005.



Fonte: PNAD - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio, Microdados - IBGE. Elaboração Própria.

Como visto anteriormente, a pior consequência que uma política de valorização poderia apresentar seria a desestruturação do mercado de trabalho, ou seja, a ampliação da não formalidade. Isto seria um problema, pois na ausência de regulamentação/proteção na relação de trabalho, a vulnerabilidade de tais grupos de ocupados se expressa pela concentração de pessoas com remuneração inferiores ao mínimo de referência. Tal padrão de remuneração, na maioria das vezes está relacionado às características de baixa produtividade dos setores das atividades econômicas em que tais ocupados se inserem.

As informações disponíveis confirmam que a inserção não formal no mercado de trabalho realmente é acompanhada pela baixa remuneração (Tabela 1).

Tabela 1- Participação relativa de Ocupados por segmento do mercado de trabalho - Brasil, 2003 e 2005.

	2003		2005	
	Formal	Não Formal	Formal	Não Formal
Até 1 SM	13,2	53,7	15,2	59,2
De 1 até 2 SM	34,3	25,2	39,5	25,2
De 2 até 3 SM	19,1	10,1	15,9	6,0
De 3 até 5 SM	16,3	6,4	14,7	5,8
Acima de 5 SM	17,0	4,6	14,6	3,8
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: PNAD - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio, Microdados - IBGE. Elaboração Própria.

Em 2005 observou-se que dentre as pessoas que se inseriam não formalmente no mercado de trabalho, quase 60% recebiam até um SM, enquanto que no mercado formal este percentual era de 15,3%.

Tabela 2 - Participação relativa de Ocupados com renda de até 1 salário mínimo por segmento do mercado de trabalho - Brasil, 2003 e 2005.

	2003	2005	Variação
Formal	13,2	15,3	16%
Não Formal	53,7	59,2	10%
Total	32,5	35,7	10%

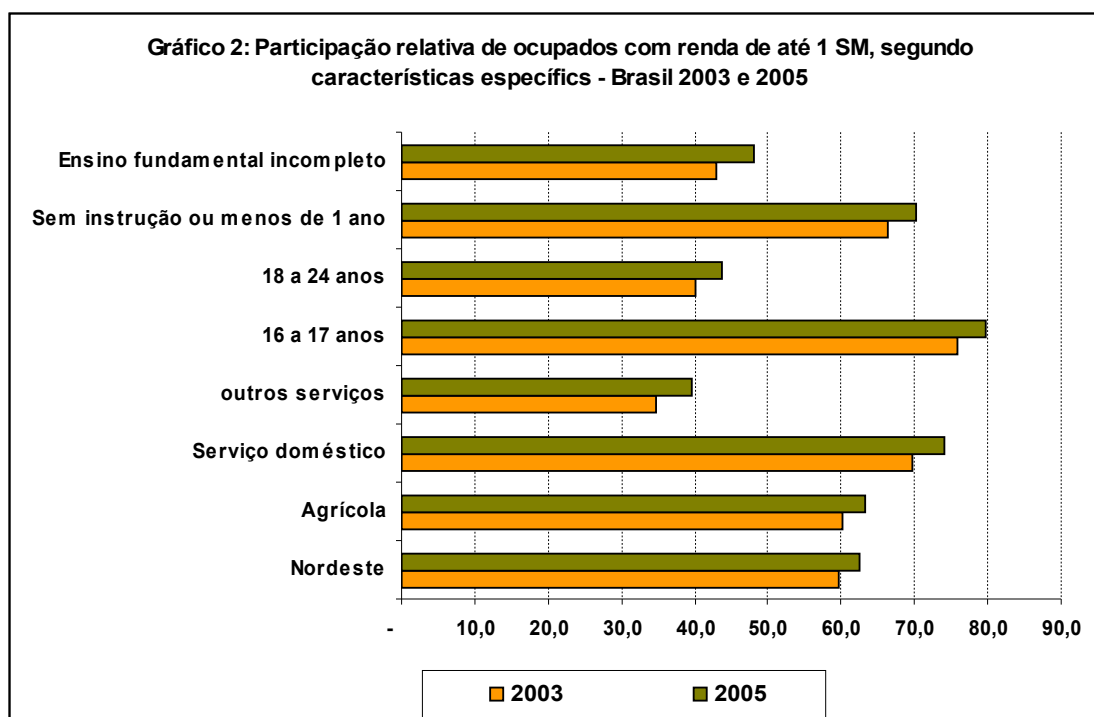
Fonte: PNAD - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio, Microdados - IBGE. Elaboração Própria.

Porém, ao contrário das previsões pessimistas quanto ao efeito do mínimo, entre 2003 e 2005 não foi observada a ampliação da desestruturação do mercado de trabalho. Os dados empíricos mostram que o crescimento da participação relativa de pessoas ocupadas com remuneração de exatamente um SM, não foi acompanhado pelo aumento expressivo da participação relativa de pessoas ganhando menos de um salário mínimo.

Assim, num primeiro momento, estes indicadores são extremamente favoráveis, visto que atestam a capacidade do mercado de trabalho em absorver a política valorização do mínimo sem necessariamente ampliar a não formalidade.

Adicionam-se a isto as características dessas pessoas que recebem o salário mínimo. Em primeiro lugar sua dimensão quantitativa. Quando se refere à população com remuneração de exatamente um SM é importante registrar que em 2005, dentre os 78 milhões de ocupados, ela representava aproximadamente 27,1 milhões de brasileiros.

Além disso, esta parcela de ocupados se caracteriza pela extrema vulnerabilidade. Seu perfil pode ser definido pela elevada participação dos menos escolarizados; dos que atuam em serviço domésticos; de jovens com menos de 18 anos; de pessoas com mais de 65 anos; e de, em termos regionais, localizarem-se no Nordeste (Gráfico 2).



Fonte: PNAD - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio, Microdados - IBGE. Elaboração Própria.

Tais características, *per si*, confirmam os enormes benefícios que uma política de valorização do mínimo pode trazer para esta parcela do mercado de trabalho. Coerentemente com o padrão capitalista de produção, esses benefícios se resumem à inclusão/ampliação da capacidade de consumo dessas pessoas.

Dessa forma, as informações empíricas disponíveis mostram que parcela importante do mercado de trabalho tende a ser diretamente beneficiada pelas características que a política de salário mínimo pode assumir. Contudo, é importante frisar que tal política não deve ter em sua meta o objetivo de reduzir à pobreza, o que confundiria o debate. Deve ficar claro que o ataque à pobreza depende de outros instrumentos de política pública. Porém, neste ponto as questões se entrelaçam, visto que a maioria das políticas públicas de combate à pobreza tem o valor de pagamento de benefícios balizados pelo valor que o salário mínimo assume.

Isto não impede, evidentemente de refletir sobre a natureza redistributiva desta política. O que remete aos últimos dados empíricos quanto à renda do trabalho, avaliados a partir do índice de Gini.

Entre 2003 e 2005 houve uma ligeira tendência à redução da desigualdade, mais especificamente nas regiões Sul e Sudeste.

Tabela 3 - Índice de Gini por região geográfica - Brasil, 2003 e 2005.

	Renda do trabalho principal	
	2003	2005
Norte	0,51	0,48
Nordeste	0,55	0,55
Sudeste	0,53	0,52
Sul	0,51	0,50
Centro-Oeste	0,54	0,54
Brasil	0,55	0,54

Fonte: PNAD - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio, Microdados - IBGE. Elaboração Própria.

Entretanto, no Nordeste, que apresenta o maior índice de desigualdade, tal indicador manteve-se estável no período em questão. Isto sugere que nesta região, ao contrário do esperado, a política de salário mínimo foi relativamente inócua. A menor estruturação do mercado de trabalho nordestino comparado aos mercados do sul e sudeste explica esta ausência de reação à política de salário mínimo. É importante lembrar que a política de salário mínimo afeta diretamente o padrão de remuneração dos que se inserem formalmente no mercado de trabalho. Enquanto que o padrão de remuneração do chamado mercado informal, justamente por estarem à margem do contrato de trabalho, tem outra natureza.

Por fim, as taxas de crescimento da participação relativa das pessoas inseridas no mercado de trabalho com renda até um SM permitem concluir este item. Considerando os dois segmentos do mercado de trabalho: formal e não formal, a maior taxa de crescimento (16%) foi observada no formal (ver tabela 2). Ou seja, como seria de esperar, é no mercado formal de trabalho que a política de valorização do mínimo atua. Logo, é neste segmento de trabalhadores que deverá se concentrar a análise.

3. Evolução da massa de rendimentos no período 2003-2007

Se até aqui não há evidências empíricas de uma desestruturação do mercado de trabalho como resultado da política de valorização do salário mínimo e, ao contrário, há sinais de uma melhoria do perfil distributivo, um outro aspecto deve ser acrescentado à análise: seus efeitos sobre a massa de remunerações. Tal análise se faz necessária na medida em que se observa uma mudança importante no perfil distributivo da massa de remunerações: a perda da participação relativa de ocupados nas faixas maiores de remuneração.

Para melhor avaliar os efeitos dessa mudança na composição da estrutura de rendimentos, nesta etapa do trabalho serão utilizadas informações da PNAD (IBGE) para os anos de 2003 e 2005 e do CAGED (Ministério do Trabalho e Emprego) para os anos de 2003 a 2007³.

Pretende-se inicialmente verificar os efeitos do aumento da concentração das remunerações em torno do salário mínimo sobre a massa de remunerações. Para isto o exercício realizado busca, além de comparar o perfil distributivo de 2005 com o de 2003, compará-los com uma simulação do perfil distributivo resultante do perfil de emprego de 2003 com a estrutura de remunerações presente em 2005. Como as massas são decompostas em volume de emprego e renda, tal exercício visa justamente analisar se as mudanças no perfil distributivo são justificadas pelo efeito renda e pelo efeito emprego. Para isolar o efeito renda, foi calculada uma massa salarial hipotética: estrutura de emprego de 2003 com estrutura de renda de 2005.

Além disso, o exercício proposto pretende investigar as mudanças na composição da massa de remunerações decorrente da maior estruturação do mercado de trabalho. Para isto foi adotada a segmentação formal e não formal, na qual o critério contribuição para previdência social é o diferencial entre os grupos.

Os resultados desse exercício proposto encontram-se sintetizados nas duas tabelas que se seguem.

Tabela 4 - Distribuição da massa salarial segundo segmentos do mercado de trabalho. Brasil 2003 e 2005.

	Ocupado 2003 * Remuneração 2003	Ocupado 2005 * Remuneração 2005	Ocupado 2003 * Remuneração 2005 (HIPOTÉTICA)
Formal	71,5%	72,5%	71,0%
Não Formal	28,5%	27,5%	29,0%

Fonte: PNAD - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio, Microdados - IBGE.
Elaboração Própria.

³ Os dados do Caged encontram-se disponíveis até o mês de maio de 2007.

Tabela 5: Distribuição da massa salarial segundo segmentos do mercado de trabalho e faixas de remuneração. Brasil 2003 e 2005.

	Ocupado 2003 * Remuneração 2003			Ocupado 2005 * Remuneração 2005			Ocupado 2003 * Remuneração 2005 (HIPOTÉTICA)		
	Ocupado com contribuição	Ocupado sem contribuição	Massa total	Ocupado com contribuição	Ocupado sem contribuição	Massa total	Ocupado com contribuição	Ocupado sem contribuição	Massa total
Menos de 1 SM	0,4%	12,9%	4,0%	0,3%	13,4%	3,9%	0,4%	12,0%	3,7%
1 SM	2,9%	6,4%	3,9%	3,9%	10,3%	5,7%	2,9%	6,2%	3,9%
Acima de 1 até 2 SM	13,7%	21,4%	15,9%	17,7%	24,9%	19,7%	14,1%	22,5%	16,5%
Acima de 2 até 3 SM	12,3%	14,5%	12,9%	11,7%	10,1%	11,3%	12,8%	15,3%	13,5%
Acima de 3 até 5 SM	17,1%	15,0%	16,5%	17,0%	15,0%	16,5%	17,2%	14,7%	16,5%
Acima de 5 SM	53,5%	29,9%	46,8%	49,3%	26,3%	43,0%	52,6%	29,3%	45,9%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: PNAD - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio, Microdados - IBGE. Elaboração Própria.

De fato, as informações iniciais confirmam que entre 2003 e 2005 há um aumento na participação relativa do segmento formal na massa de rendimentos total da economia: entre 2003 e 2005 a participação do setor formal cresceu de 71,5% para 72,5%. Porém, se em 2005 o padrão de emprego estivesse congelado na estrutura de 2003, o efeito distributivo seria totalmente distinto, visto que, ao contrário, haveria uma redução da participação relativa do setor formal. Cabe agora entender o que provocou esta mudança.

A distribuição da massa salarial por faixa de renda fornece alguns elementos. O fato que mais aparece na comparação das estruturas de 2003 com a de 2005 é a maior participação relativa das faixas de 1 SM e de 1 a 2 SM na estrutura de remunerações, mais especificamente no segmento formal. Além disso, este aumento de participação vem fortemente acompanhado pela redução da participação relativa das faixas superiores.

Assim sendo, a distribuição da massa hipotética revela que, comparativamente a estrutura real de 2005, essa estrutura hipotética seria muito mais concentrada.

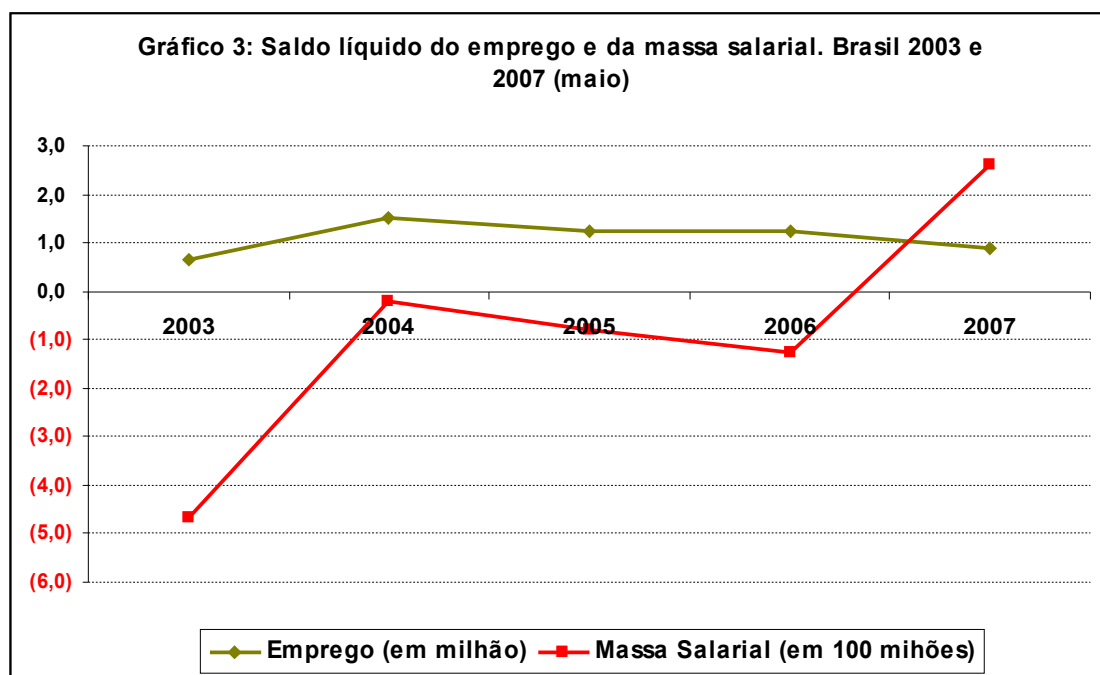
Conclui-se que, comparativamente a 2003, a maior estruturação do mercado de trabalho em 2005 teve como consequência não apenas a ampliação da parcela relativa de ocupados inseridos em melhores condições no mercado de trabalho, mas também do aumento da participação relativa deste segmento na massa de remunerações. Sendo evidente também que este aumento da estruturação ocorreu nas faixas de remuneração mais baixas e próximas do salário mínimo.

Como há fortes indícios de que o processo de recuperação da economia vem sendo acompanhado pelo crescimento do emprego assalariado com carteira de trabalho assinada, pode-se então inferir que esta ampliação da estruturação do mercado de trabalho vem sendo puxada pelo emprego formal. A questão a partir daqui seria entender qual o efeito deste aumento de contratações com remunerações mais próximas ao valor do mínimo sobre a massa salarial.

Tal questão se torna relevante na medida em que se constata que a economia brasileira consolidou sua estrutura produtiva com um padrão organizacional cuja característica central é o aproveitamento da mão-de-obra de baixa qualificação. E que, a despeito do processo de modernização vivenciado por parcelas importantes da estrutura produtiva nas duas últimas décadas, ainda pode-se dizer que as vagas criadas são fundamentalmente de baixa qualificação. Este padrão organizacional somado a uma conjuntura de crescimento de oferta de mão-de-obra superior à demandada tende a favorecer a prática da rotatividade dos trabalhadores que executam funções menos qualificadas.

Dessa forma, a continuidade dessa prática levaria necessariamente as empresas a contratarem seus empregados nas faixas salariais próximas do mínimo. Se isto de fato ocorre, tem-se que investigar o efeito dessa estratégia sobre a massa salarial numa conjuntura de elevação do valor salário mínimo. Assim, o que num primeiro momento poderia ser interpretado como um indicador negativo deveria ser reavaliado, visto que está em curso uma política de valorização do mínimo.

Para melhor avaliar este aspecto a proposta a partir daqui é entender o que vêm ocorrendo no setor formal da economia brasileira nos anos recentes. Mais especificamente quais as características do padrão de contratação no setor formal e, seus efeitos líquidos sobre a massa de salários. Para isto serão utilizados os dados do CAGED para o período de 2003 e 2007.



Fonte: CAGED. – Cadastro Geral de Emprego e Desemprego – MTE. Elaboração Própria.

Os dados mais gerais obtidos a partir dos fluxos de contratações e demissões obtidos a partir confirmam a tendência geral de estruturação do mercado de trabalho apontada pelo CAGED para os anos de 2003 e 2007 (ver Gráfico 3). É importante destacar que, a queda aparente do emprego em 2007 deve-se ao fato dos dados serem apenas parciais, isto é, referem-se ao referido ano até o mês de maio.

Porém, quando se analisa especificamente o emprego formal (assalariados com carteira de trabalho assinada) observa-se que o saldo líquido positivo no nível de emprego sistematicamente foi acompanhado pelo saldo líquido negativo na massa de rendimentos. E, neste caso, a razão é muito clara: as demissões foram concentradas nas faixas mais altas de renda e as contratações nas faixas de remuneração mais baixas.

Tabela 6 - Distribuição do fluxo de admitidos e desligados por faixa de remuneração. Brasil 2003 a 2007 (maio)

		Distribuição do fluxo	
		Admitidos	Desligados
2003	Até 1 SM	13%	10%
	De 1 a 2	60%	56%
	de 2 a 3	17%	19%
	de 3 a 5	6%	9%
	Mais de 5	3%	6%
	Total	100%	100%
2004	Até 1 SM	11%	9%
	De 1 a 2	63%	59%
	de 2 a 3	17%	19%
	de 3 a 5	6%	8%
	Mais de 5	3%	6%
	Total	100%	100%
2005	Até 1 SM	5%	4%
	De 1 a 2	65%	61%
	de 2 a 3	19%	20%
	de 3 a 5	7%	9%
	Mais de 5	4%	6%
	Total	100%	100%
2006	Até 1 SM	14%	12%
	De 1 a 2	67%	65%
	de 2 a 3	11%	13%
	de 3 a 5	5%	6%
	Mais de 5	3%	4%
	Total	100%	100%
2007 (até maio)	Até 1 SM	13%	11%
	De 1 a 2	69%	68%
	de 2 a 3	11%	12%
	de 3 a 5	4%	6%
	Mais de 5	3%	4%
	Total	100%	100%

Fonte: CAGED - Cadastro Geral de Emprego e Desemprego - MTE.

Elaboração própria.

Além disso, este padrão de contratação e demissão evidentemente guarda forte relação negativa com o nível aquecimento das atividades econômicas. Em 2003 o saldo líquido negativo foi muito alto. Com o aquecimento econômico, apesar de ter continuado negativo, em 2004, o saldo negativo foi menor. Em 2005 e 2006, o saldo líquido negativo voltou a crescer.

No entanto, os dados de 2007 trazem um elemento novo importante e de grande reflexão para o debate. Embora as informações estejam disponíveis apenas para os meses de janeiro a maio de 2007, observa-se que neste período, apesar do padrão de contratação e demissão continuar centrado nas faixas próximas ao mínimo, pela primeira vez o saldo líquido da massa salarial tornou-se positivo. Ou seja, o efeito positivo do emprego sobressaiu na evolução da massa.

Isto remete a uma reflexão importante. Tais estratégias decorrem, sem dúvida, da necessidade de redução de custos. Contudo, diferente do ocorrido na economia brasileira nos anos 90, não há uma desestruturação do mercado de trabalho. Ao contrário, os indicadores tendem a apontar para uma maior estruturação do mercado de trabalho nacional, o que num

cenário de valorização do salário mínimo só tendem a confirmar o poder redistributivo dessa política.

4. Comentários Finais

Como visto, ao longo deste trabalho, há grande controvérsia em torno dos efeitos da política de salário mínimo sobre a sociedade. A despeito dos possíveis problemas/desarranjos nas contas públicas previdenciárias e de, uma possível, perda de competitividade das empresas resultantes da imposição de um valor para a compra/utilização do fator trabalho no processo produtivo, os efeitos positivos são evidentes. Em especial quando se avalia qualitativamente e quantitativamente o perfil dos grupos sociais potencialmente beneficiados por tal política.

Contudo, neste debate não pode ser perdida a referência básica: o público alvo beneficiado pela política de salário mínimo que é o que está inserido formalmente no mercado de trabalho. E para este grupo, necessariamente uma política de valorização do mínimo é recomendada por seu efeito distributivo.

Não obstante, seus efeitos sobre os demais grupos são indiretos, visto que dependem de mudanças estruturais na composição da produção e da demanda capazes de sustentar políticas sociais e tributárias de longo prazo.

No caso brasileiro, é importante destacar que o surgimento destes grupos mais vulneráveis não pode ser desvinculado do padrão de desenvolvimento adotado. Em especial, a partir dos anos 70, momento em que o padrão concentrador da produção e da renda ocorreu junto com a uma política deliberada de redução do valor real do salário mínimo. Tais fatos fizeram com que a recuperação do poder de compra o salário mínimo se transformasse num desafio dos governos democráticos.

As informações disponíveis mostram que, ao contrário do esperado pelos mais críticos à política, a valorização do salário mínimo não desestruturou ainda mais as relações de trabalho. Ao contrário, observou-se um aumento da participação relativa do segmento mais formal no mercado de trabalho. Além disso, por sua vinculação com o valor dos benefícios pagos aos inativos, gerou um efeito distributivo positivo para as famílias de baixa renda.

E por fim, para o período recente há indícios de uma importante recuperação da participação relativa do emprego formal no mercado de trabalho.

A despeito das empresas estarem adotando práticas de redução de custos salariais através da rotatividade, ao contrário do que possa parecer o aumento das contratações em torno do mínimo só tende fortalecer os argumentos favoráveis à política de valorização do salário mínimo.

Como a trajetória de perda do poder de compra foi rompida, deixa de ser um problema a concentração das contratações em torno o mínimo. Ao contrário, é esperado que quanto mais se avance no processo de valorização real maior será a tendência das remunerações se situarem neste patamar. Os resultados de 2007 mostram que o saldo líquido do emprego, mesmo concentrados em níveis de remuneração mais baixos gerou um saldo líquido positivo na massa salarial. Ou seja, não apenas o mercado de trabalho está se estruturando como os incrementos líquidos à massa salarial apontam para uma tendência a maior participação dos salários na renda nacional. Do ponto de vista teórico, os efeitos positivos advindos desse possível aumento do consumo sobre as expectativas dos empresários são inegáveis.

Não sendo possível deixar de considerar que, de fato, parte do movimento de recuperação vivido pela economia brasileira nestes primeiros meses de 2007 decorre do aumento do consumo das famílias. Evidenciando, portanto, o efeito distributivo e, portanto, impulsionador da dinâmica econômica, presentes na política de salário mínimo.

Contudo, dois aspectos importantes devem ser incorporados à discussão. Em primeiro lugar a definição da política deve prever que os aumentos sejam associados aos ganhos de produtividade, para que a economia possa de fato absorvê-los. E, se o sucesso dessa política depende da formalização do mercado de trabalho, é evidente que instrumentos de fiscalização e negociação quanto ao uso trabalho pelas empresas devem ser aprimorados, visto que tornam-se peças fundamentais neste processo.

Todos os elementos apontados ao longo deste trabalho permitem, por fim concluí-lo ressaltando que uma política que objetiva a recuperação do poder de compra do salário mínimo, num país como o Brasil não só é desejável do ponto de vista econômico como representa o resgate da cidadania de um conjunto importante de brasileiros que participam ativamente do processo econômico. Todavia não é demais ressaltar que esta política deve estar inserida num desenho mais amplo de propostas de crescimento e de desenvolvimento econômico, para que suas propostas sejam, de fato, atingidas.

Referências Bibliográficas

- BALTAR, P. Salário Mínimo e Mercado de Trabalho. In: BALTAR, P. *et alli* (orgs.). **Salário Mínimo e Desenvolvimento**. Campinas: Instituto de Economia/UNICAMP, 2005. p.41-48.
- BALTAR, P. *et alli*. O emprego formal nos anos recentes In **Carta Social e do Trabalho**. Campinas, CESIT/IE/UNICAMP, nr 3 Jan/Abr 2006. p.3-10.
- BARBIERI, C. **O mercado de trabalho privado não-agrícola no Brasil de 1995 a 2005 e as implicações para o financiamento do Regime Geral da Previdência Social**. Tese de mestrado apresentada ao Instituto de Economia da Unicamp em fevereiro de 2007.
- DEDECCA, C. Diretrizes para uma Política de Recuperação do Salário Mínimo. In: BALTAR, P. *et alli* (orgs.). **Salário Mínimo e Desenvolvimento**. Campinas: Instituto de Economia/UNICAMP, 2005. p.195-210.
- DEDECCA, C. As estatísticas sobre trabalho no Brasil. In DEDECCA,C e PRONI, M (orgs) **Políticas e Trabalho: textos para estudo dirigido** Campinas: Instituto de Economia/UNICAMP, 2006. p. 105-124
- DEDECCA, C. e ROSANDISKI, E. Enfim, esperança de réquiem para a tese da “inempregabilidade”. In **Carta Social e do Trabalho**. Campinas, CESIT/IE/UNICAMP, nr.3 an/Abr 2006. p.11-17.
- DEDECCA, C. e ROSANDISKI, E. Indicadores e Distribuição de Renda In DEDECCA,C e PRONI, M (orgs) **Políticas e Trabalho: textos para estudo dirigido** Campinas: Instituto de Economia/UNICAMP, 2006. p. 147-168.
- MONTAGNER, P. O Salário Mínimo e a Dinâmica Social. In: BALTAR, P. *et alli* (orgs.). **Salário Mínimo e Desenvolvimento**. Campinas: Instituto de Economia/UNICAMP, 2005. p.49-58.
- TODESCHINI, R. Salário Mínimo Atores Sociais: por que a gestão participativa na discussão do salário mínimo? . In: BALTAR, P. *et alli* (orgs.). **Salário Mínimo e Desenvolvimento**. Campinas: Instituto de Economia/UNICAMP, 2005. p.219-228.

**CONDIÇÃO DE ATIVIDADE, EVOLUÇÃO DOS RENDIMENTOS E
ESTRATOS SOCIAIS NAS GRANDES REGIÕES BRASILEIRAS
– UMA VISÃO DO PERÍODO 1981-2005**

*Daniel de Mattos Höfling**

*Josiane Fachini Falvo***

*Valéria Cristina Scudeler****

*Vinicius Gaspar Garcia*****

RESUMO

Este trabalho constitui-se numa análise do comportamento dos estratos sociais (classes médias e massa trabalhadora/miseráveis) no Brasil e nas Grandes Regiões durante o período 1981-2005. A segmentação por camadas sociais foi definida a partir do rendimento total declarado pelos indivíduos na PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios), do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), em uma adaptação da metodologia desenvolvida por QUADROS (2006). O trabalho está dividido em três seções: i) Uma breve apresentação de indicadores de crescimento econômico e características demográficas regionais; ii) Condição de atividade (ocupados/sem ocupação com rendimentos) e evolução dos rendimentos individuais; iii) Composição, desempenho e apropriação de renda dos estratos sociais para Brasil e Grandes Regiões. O período de baixo crescimento econômico a partir dos anos 80 constitui-se num cenário de crise para geração de oportunidades de trabalho, o que leva a um aumento expressivo das pessoas sem ocupação com renda dentre os declarantes na PNAD. A letargia econômica, além disso, promove uma verdadeira regressão quanto às possibilidades de mobilidade social ascendente dos vários estratos da classe média em praticamente todas as regiões do país. Para trabalhar com os indicadores de atividade, rendimentos e estratos sociais, os anos selecionados foram 1981, 1995 e 2005.

Palavras-chave: rendimentos, estratos sociais, distribuição de renda e economia regional.

* Doutorando em Desenvolvimento Econômico no IE/UNICAMP. Professor da FACAMP (Faculdades de Campinas). dmhofling@yahoo.com.br

** Doutoranda em Desenvolvimento Econômico no Instituto de Economia da UNICAMP. josiane@eco.unicamp.br

*** Doutoranda em Desenvolvimento Econômico no IE/UNICAMP. Professora adjunta da Faculdade Santa Lúcia e Faculdade de Direito de Mogi Mirim. valeria_scudeler@yahoo.com.br

**** Doutorando em Desenvolvimento Econômico no IE/UNICAMP e pesquisador na FACAMP (Faculdades de Campinas). vgg@uol.com.br

Apresentação

A desigualdade social brasileira se manifesta através de diferentes dimensões, que estão relacionadas tanto ao contexto histórico (em suas ramificações políticas, econômicas e regionais) quanto à conjuntura de baixo crescimento econômico pós-1980. Estas dimensões da desigualdade se referem ao passado colonial escravista, à estrutura agrária (latifúndios), à formação precária do mercado de trabalho, à má qualidade ou insuficiência dos serviços públicos em áreas básicas (como Educação e Saúde) e aos desequilíbrios regionais existentes no país. Essa visão multidimensional da desigualdade, trabalhada, entre outros autores, por HENRIQUE (1999), traz elementos para uma análise abrangente da crise social brasileira. No entanto, este artigo propõe-se a analisar determinados aspectos desse processo: o estancamento da estrutura social, com a perda de dinamismo na geração ocupacional, a queda dos rendimentos médios dos ocupados e a ampliação do número de pessoas inativas que declaram rendimentos. Esse debate, por sua vez, será feito com destaque para o desempenho das classes médias e pobres/miseráveis em cada macro região no período 1981-2005.

Na primeira parte do ensaio, serão utilizados indicadores regionais de atividade econômica para traçar um panorama acerca da evolução do PIB no Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste e Norte do país, entre 1985 e 2003. A idéia é identificar diferenças de desempenho que possam auxiliar na discussão posterior sobre condição de atividade, rendimentos e mobilidade dos estratos sociais. Além do PIB (evolução global, per capita e composição), dados sobre crescimento populacional e participação das faixas etárias também serão apresentados, uma vez que a dinâmica demográfica auxilia a compreensão das *performances* econômicas e sociais em cada região.

O conjunto dos indivíduos que declararam rendimentos na PNAD constitui o universo de análise nas seções seguintes do artigo, em que foram selecionados três anos: 1981, 1995 e 2005. Dessa forma, será possível obter uma visão panorâmica do período de baixo crescimento econômico, tendo como referência o contingente populacional dos declarantes de renda na PNAD. Na segunda seção, ainda sem segmentar os indivíduos nos estratos sociais, os dados se referem à condição de atividade e aos rendimentos. Mais especificamente, o total de declarantes será dividido em dois subgrupos: a) ocupados (de acordo com o critério do IBGE); b) sem-ocupação com renda, na sua maioria aposentados, pensionistas e beneficiários de programas sociais. A participação desses subgrupos no total dos declarantes e o comportamento dos seus rendimentos médios, nas Grandes Regiões do Brasil¹, serão apresentados na segunda parte do trabalho.

Finalmente, na terceira seção será utilizada uma adaptação da metodologia desenvolvida por QUADROS (2006), que elaborou uma estratificação social brasileira a partir de faixas de rendimentos. Tendo como referência o valor do salário mínimo de 2004 (R\$ 250), esse autor divide os indivíduos que declararam rendimento à PNAD em faixas de renda que, por sua vez, são associadas a distintos “padrões de vida”, obtendo-se a seguinte “régua” de estratificação social:

¹ O Distrito Federal será destacado e analisado de maneira isolada em relação ao Centro-Oeste, pois apresenta uma estrutura sócio-ocupacional particular, conforme será demonstrado. Em relação à região Norte, para fazer comparações com os anos de 1981, 1995 e 2005, os dados se referem apenas às áreas urbanas, excluindo-se, portanto, as áreas rurais do Norte em 2005, uma vez que elas só foram incorporadas pela PNAD a partir de 2004.

Quadro 1. Régua de estratificação social

Faixas de rendimentos (*)	“Padrões de vida”
Acima de R\$ 2.500	Alta classe média
R\$ 1.250 a R\$ 2.500	Média classe média
R\$ 500 a R\$ 1.250	Baixa classe média
R\$ 250 a R\$ 500	Massa trabalhadora
Abaixo de R\$ 250	Miseráveis

(*) valores em janeiro/2004.

O total dos declarantes na PNAD são subdivididos entre o grupo dos ocupados e dos sem-ocupação com renda para os anos de 1981, 1995 e 2005, no intuito de discutir o desempenho dos estratos sociais no Brasil e nas Grandes Regiões. Para tanto, foi realizada uma adaptação da metodologia, agrupando-se as cinco faixas de renda originais em três estratos de maior representatividade:

A = alta classe média + média classe média → acima de R\$ 1.250

B = baixa classe média → entre R\$ 500 e R\$ 1.250

C = massa trabalhadora + miseráveis → abaixo de R\$ 500

Mantendo-se o estrato intermediário – baixa classe média – pretendeu-se com essa adaptação uma visão agregada dos extremos da “régua” de estratificação, ou seja, os segmentos de média e alta classe média, de um lado, e as faixas de pobreza (massa trabalhadora) e indigência, de outro.

Uma última observação se faz necessária: essa estrutura não permite uma análise específica daqueles indivíduos considerados “ricos”. De fato, de acordo com QUADROS: “Como sabem os pesquisadores do IBGE e estudiosos mais avisados, é algo extremamente raro conseguir-se aplicar o questionário em domicílios de ricos. E mesmo nos casos estatisticamente irrelevantes de sucesso, o mais provável é que o entrevistado dissimule sua condição social transmitindo um perfil de (alta) classe média” (QUADROS, 2006: 4). Isso ocorre, em grande medida, porque os rendimentos oriundos da posse ou gestão da riqueza, como aqueles decorrentes das aplicações financeiras (com ganhos crescentes nos últimos anos), geralmente não são declarados na PNAD. Essa constatação traria problemas se a preocupação deste artigo fosse a temática específica dos grupos mais ricos da população. Mas, como a análise proposta focaliza estratos de classe média e pobres, as conclusões obtidas referem-se especificamente ao desempenho dentro do âmbito desses segmentos sociais. No entanto, quando somadas, essas classes abrangem a maioria esmagadora da população, o que as torna representativas para validar considerações sobre a evolução da estrutura social brasileira como um todo.

Feitos esses esclarecimentos, a seguir, conforme destacado, apresentam-se os indicadores da evolução do PIB e da população nas Grandes Regiões brasileiras.

1. Crescimento econômico regional e indicadores demográficos

Desde a década de 1980, as modestas taxas de crescimento econômico têm dificultado ou mesmo impedido uma melhoria da estrutura sócio-ocupacional das regiões brasileiras como um todo. Ao contrário da mobilidade social vivenciada nos anos 70, com crescimento e diversificação dos estratos da classe média do país, a situação nas duas últimas décadas é de uma verdadeira regressão nos indicadores de emprego e rendimentos. A geração de ocupações, ainda que precárias, não tem sido suficiente para equacionar o incremento da taxa de participação no mercado de trabalho e reduzir as taxas de desemprego, especialmente a partir dos anos 90, com a abertura comercial e financeira e a adoção de uma política

econômica voltada para o controle da inflação via valorização cambial e taxas de juros reais exorbitantes.

O cenário de estagnação econômica a partir de 2000 aponta, na melhor das hipóteses, para um encolhimento dos estratos superiores da classe média e uma frágil sustentação da base da pirâmide social, promovida pela inserção precária no mercado de trabalho ou a partir dos programas de transferência de renda do governo. Dentre estes, de caráter assistencial, estão o PBF (Programa Bolsa Família), o BPC (Benefício de Prestação Continuada) e o PSR (Previdência Social Rural), além de outros benefícios vinculados ao sistema de seguridade social, como as demais aposentadorias e o seguro desemprego.

Já são fatos muito destacados na literatura específica que a sociedade brasileira convive desde os primórdios com um grau de desigualdade abusivo e uma distribuição de renda perversa. Também não há dúvidas quanto às necessidades de reformas estruturais na propriedade e políticas sociais de envergadura na área de saúde e educação. No entanto, as transformações na estrutura produtiva nacional a partir dos anos 90, aliadas a uma política econômica que privilegia a elite rentista, levaram a um (não tão) novo “pacto social”: gordas transferências de juros da dívida pública aos ricos garantindo, porém, a modesta ceia do pobre.

Este novo “projeto de desenvolvimento” para o Brasil, que autores mais críticos em relação à nova “ordem global”, como Maria da Conceição Tavares (TAVARES e FIORE (org.); 1996) chamaram de “modernização conservadora”, não tem permitido uma retomada do crescimento econômico compatível com a maior demanda por geração de empregos. Sem crescimento econômico, fica difícil imaginar melhoria nos rendimentos do trabalho e mobilidade social ascendente para a classe média brasileira, especialmente quando se trata da alta e média classe média, como será demonstrado ao longo deste artigo. Quanto à base da pirâmide, formada pelo estrato dos pobres e miseráveis, a situação mantém-se praticamente inalterada no Brasil desde a década de 1980, com melhora sutil em algumas das regiões analisadas, e só não está pior devido aos programas de transferência de renda do governo.

Com o objetivo de fazer uma breve contextualização da situação econômica regional, dando suporte aos argumentos que serão defendidos neste trabalho, apresentam-se alguns dados sobre o crescimento do PIB, do PIB *per capita* e da população nas Grandes Regiões.

Tabela 1. Taxas médias de crescimento do PIB e do PIB *per capita* – 1985 a 2003 (em %)

Região	PIB				PIB <i>per capita</i>			
	1985-89	1990-94	1995-99	2000-03	1986-89	1990-94	1995-99	2000-03
Norte	6,4	4,3	5,2	5,6	1,7	1,4	2,0	2,3
Nordeste	3,3	1,9	2,5	2,5	1,7	1,3	2,0	2,0
Sudeste	2,9	0,7	2,4	1,8	1,6	0,5	1,6	1,2
Sul	4,2	3,0	2,3	3,5	2,9	2,1	1,7	2,7
Centro-Oeste	4,9	3,4	3,7	4,3	1,6	1,4	1,7	2,1
Brasil	3,5	1,6	2,6	2,5	1,7	1,0	1,7	1,7

Fonte: IBGE, Contas Nacionais. CESIT (2006).

Conforme já salientado, a economia brasileira tem crescido a taxas muito baixas desde a década de 1990, em especial na primeira metade dos anos 90, como resultado imediato do Plano Collor, que mergulhou o país numa profunda recessão no triênio 1990-92. No início da década de 1980, a compressão da demanda agregada nacional decorrente do estrangulamento nas contas externas também provocou taxas negativas de incremento do PIB, mas no período 1985-89, a economia brasileira já tinha se recuperado relativamente, apesar dos desequilíbrios financeiros e da alta inflação que acompanharam todo o final daquela década.

A partir de 1995, com o Plano Real e a estabilização monetária, o país beira à estagnação, com um crescimento médio de apenas 2,5%, o que aumentou o bolo da renda *per capita* em irrisórios 1,7% ao ano. Mais uma vez, é importante lembrar que este crescimento é claramente insuficiente para acomodar o incremento da população economicamente ativa e contribui para o crescimento da desocupação e da dependência de programas de transferência de renda do governo.

Cabe analisar agora as taxas de crescimento das Grandes Regiões, a fim de comparar seu desempenho econômico.

Conforme os dados apresentados na Tabela 1, nota-se que a região Norte apresentou as maiores taxas de crescimento do PIB em todos os períodos, seguida pela região Centro-Oeste. Tal fato aponta para o florescimento dessas regiões como fronteiras de expansão do país, em contrapartida ao antigo eixo dinâmico do Sudeste, que passa por um esgotamento relativo de sua capacidade de absorção populacional e geração de ocupações.

A região Sul também apresentou taxas de crescimento econômico superiores ao Sudeste e Nordeste, o que lhe garantiu as maiores taxas de crescimento do PIB *per capita*, visto que o crescimento populacional da região Sul foi bastante modesto, ficando em patamares próximos aos da região Nordeste.

Tal configuração parece demonstrar um esvaziamento populacional na região Sul e na região Nordeste nas últimas décadas. Por outro lado, a população do Sudeste cresce a taxas muito próximas à média brasileira. Para o Nordeste, a emigração sempre foi a principal alternativa para contornar as condições econômicas desfavoráveis. Historicamente, o Sudeste era o depositário do excedente populacional nordestino, graças ao seu dinamismo econômico e o grande peso na composição do PIB nacional.

Tabela 2. Taxas médias de crescimento da população – 1985 a 2003 (em %)

Região	1985-89	1990-94	1995-99	2000-03
Norte	3,8	3,0	2,6	2,4
Nordeste	1,9	1,4	1,2	1,2
Sudeste	1,8	1,6	1,5	1,5
Sul	1,5	1,4	1,3	1,3
Centro-Oeste	3,0	2,5	2,2	2,1
Brasil	2,0	1,7	1,5	1,5

Fonte: IBGE, Contas Nacionais e Projeção de População. CESIT (2006).

As maiores taxas de crescimento populacional ficam direcionadas, portanto, para as regiões menos habitadas do país, promovendo uma lenta e relativa desconcentração da população em território nacional. Provavelmente o esgotamento das áreas tradicionalmente responsáveis pela geração de oportunidades econômicas aliado a uma expansão das atividades agroindustriais voltadas para o mercado externo esteja atraindo um grande contingente de imigrantes para as regiões Centro-oeste e Norte em detrimento da região Sul e, especialmente, do Sudeste.

Ao relacionar crescimento do PIB e crescimento populacional, a conclusão é que o Centro-Oeste e o Norte tiveram taxas de crescimento econômico superiores às das outras regiões do país, mas também tiveram um apelo adicional por geração de emprego, visto que suas populações cresceram a taxas na casa dos 3% até 1994 e acima de 2% entre 1995-2003, enquanto as demais regiões do Brasil ficaram abaixo de 1,5% na última década.

Tal fato explica que, apesar do crescimento econômico mais favorável, o crescimento do PIB *per capita* do Centro-Oeste e Norte tenha se mantido sempre abaixo do constatado para a Região Sul e com valores próximos aos do Nordeste.

De qualquer maneira, o processo de reconfiguração espacial da população e o desempenho econômico das regiões não altera de maneira significativa a composição regional do PIB, conforme mostra a Tabela 3.

Tabela 3. Composição regional do PIB – 1985 a 2003 (em %)

Região	1985-89	1990-94	1995-99	2000-03
Norte	4,1	4,5	4,5	4,8
Nordeste	12,6	12,4	13,0	13,3
Sudeste	59,7	58,3	57,9	56,6
Sul	17,0	17,0	17,8	17,9
Centro-Oeste	6,5	7,8	6,8	7,4
Brasil	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: IBGE, Contas Nacionais. CESIT (2006).

O Sudeste continua concentrando em torno de 57% da riqueza nacional, enquanto as demais regiões têm um aumento sutil de suas participações. Ainda trata-se, portanto, de uma sociedade com uma enorme desigualdade em termos de distribuição da renda nacional.

Para finalizar esta seção, é oportuno apresentar a distribuição populacional segundo faixas etárias, a fim de averiguar até que ponto o grande crescimento da população sem ocupação que declara rendimentos na PNAD encontra respaldo na transição demográfica vivida pelo Brasil nas últimas décadas. De um lado, o aumento da população idosa ou em idade para se aposentar contribui para o crescimento dos inativos. Mas, de outro lado, o envelhecimento da população também pressiona por maior geração de empregos, visto que a taxa de participação no mercado de trabalho tem aumentado. Se não há dinamismo econômico e a geração de ocupações é insuficiente, a dependência dos programas de transferência direta de renda do governo (para além das aposentadorias e pensões) cresce, incluindo aí os gastos com o seguro desemprego. Por fim, o desemprego, a alta informalidade e os baixos rendimentos levam o governo a implantar programas assistenciais que visam a reduzir o grau de indigência e a carência absoluta, sendo tímido, no entanto, ao buscar medidas de política econômica que promovam uma retomada do crescimento e uma maior inserção no mercado de trabalho nacional.

A Tabela 4 indica que, desde 1980, tem se reduzido substancialmente a participação das crianças de 0 a 9 anos para o Brasil como um todo, mesmo no Norte e Nordeste, que ainda apresentam uma proporção acima de 20% desse grupo no ano de 2000.

As faixas etárias entre 10 a 24 anos, que majoritariamente já fazem parte da PIA no caso do Brasil, também se estreitam em termos relativos, exceto no Norte, região cuja transição demográfica é mais tardia, e no Nordeste, onde se manteve estável ao longo do período.

Entre 25 e 49 anos, idade em que se constata enorme presença no mercado de trabalho, há um crescimento substancial de participação em todas as regiões do país, chegando a 30% no Norte e Nordeste e cerca de 36% nas demais regiões em 2000. Isso indica que a população em idade ativa está aumentando. Como a redução da participação das crianças (0-9) é bem mais expressiva que o aumento proporcional do número de idosos (acima dos 60 anos), é certo que também existe um incremento absoluto e relativo da população economicamente ativa, que pressiona o mercado de trabalho no sentido de uma maior geração de empregos.

A participação da população acima de 50 anos também sofre crescimento considerável entre 1981-2000. Tomando como hipótese que a partir desta idade o número de aposentadorias por tempo de serviço ou por idade se torna representativo, tem-se o seguinte cenário para Brasil e regiões: o Brasil tem a participação de 12,2% desse grupo de idade em 1980 e sobe para 15,9% em 2000; as Grandes Regiões apresentam, respectivamente, as participações de

8,6% e 10,7% para o Norte, 11,9% e 15% para o Nordeste, 13,2% e 17,3% para o Sudeste, 12,3% e 17,4% para o Sul e 12,2% e 15,9% para o Centro-oeste.

Tabela 4. População residente por grupos de idade (em %) – 1980, 1996 e 2000

Grandes Regiões	Faixas Etárias							Total
	0 a 9	10 a 24	25 a 49	50 a 59	60 a 69	70 ou +	Ignorado	
Norte								
1980	32,9	33,6	24,8	4,4	2,7	1,5	0,1	100,0
1996	25,8	34,6	29,1	5,0	3,0	2,0	0,5	100,0
2000	25,2	34,0	30,1	5,3	3,2	2,2	-	100,0
Nordeste								
1980	30,0	33,4	24,6	5,5	3,8	2,6	0,1	100,0
1996	22,8	33,4	29,5	6,2	4,2	3,6	0,3	100,0
2000	21,4	33,0	30,6	6,6	4,5	3,9	-	100,0
Sudeste								
1980	23,4	32,3	31,0	6,8	4,0	2,4	0,1	100,0
1996	18,2	29,3	36,3	7,4	5,1	3,5	0,2	100,0
2000	17,5	28,5	36,7	8,0	5,3	4,0	-	100,0
Sul								
1980	24,2	33,9	29,5	6,3	3,8	2,2	0,1	100,0
1996	19,2	28,7	36,0	7,5	5,0	3,4	0,2	100,0
2000	18,1	28,0	36,5	8,2	5,3	3,9	-	100,0
Centro-oeste								
1980	28,3	34,4	28,2	4,9	2,7	1,4	0,1	100,0
1996	20,8	32,2	34,7	6,2	3,7	2,2	0,2	100,0
2000	19,8	30,9	36,0	6,7	4,0	2,6	-	100,0
Brasil								
1980	26,2	33,1	28,4	6,1	3,8	2,3	0,1	100,0
1996	20,4	30,9	33,7	6,8	4,6	3,3	0,3	100,0
2000	19,4	30,3	34,4	7,4	4,8	3,7	-	100,0

Fonte: IBGE, Censos Demográficos (1991 e 2000) e Contagem da População (1996). Elaboração própria.

Considerando apenas a população a partir de 60 anos, cujo acesso a aposentadorias por idade ou tempo de serviço é bastante representativo, as participações relativas entre 1981 e 2000 são, respectivamente: 6,1% e 8,5% para Brasil, 4,2% e 5,4% para o Norte, 6,4% e 8,4% para o Nordeste, 6,4% e 9,3% para o Sudeste, 6,0% e 9,2% para o Sul e 4,1% e 6,6% para o Centro-oeste.

Estes dados são bastante preliminares para se chegar a qualquer conclusão sobre o volume de aposentadorias no Brasil, mas servem ao intuito proposto nesta seção do artigo de dar um panorama do envelhecimento populacional, a fim de embasar os argumentos que serão descritos na próxima seção, de que o crescimento do número de declarantes de renda sem ocupação não pode ser explicado apenas pelo crescimento natural do número de aposentados. A participação dos sem ocupação com renda é muito maior do que se esperaria pelo fluxo normal de aposentadorias previsto pelo sistema de seguridade social brasileiro. Os dados parecem indicar que muitos dos declarantes de renda desocupados são também beneficiários dos programas assistenciais do governo - além do BPC e do PSR - como do conjunto de benefícios do Bolsa Família, por exemplo. Por outro lado, o crescimento dessa categoria sócio-ocupacional também pode ser explicado pela inépcia do mercado de trabalho brasileiro. A geração de ocupações menor que a demanda e os baixos rendimentos colocam os indivíduos em situação de desemprego e/ou de dependência dos benefícios sociais.

Cabe avaliar, a seguir, como se comporta a estrutura sócio-ocupacional e a evolução dos rendimentos para o grupo dos ocupados e dos sem ocupação com renda em cada uma das regiões.

2. Condição de Atividade e Evolução dos Rendimentos

A partir da análise do percentual de ocupados e de não ocupados, dentre aqueles que declararam rendimentos na PNAD nos três anos em estudo, observa-se um movimento generalizado de encolhimento na participação dos ocupados frente aos sem ocupação. A queda mais acentuada do percentual de ocupação ocorre no Nordeste, fazendo com que a região ultrapasse o Sudeste no tocante aos indivíduos sem ocupação, enquanto a menor diminuição dos ocupados é observada no Norte (Tabela 5).

Os elevados percentuais de trabalhadores inativos que declararam rendimento nas regiões Sul e Sudeste, que ultrapassam de 20% em 2005, devem-se à volumosa população com idade acima de 60 anos (Tabela 4), receptora de benefícios previdenciários, como aposentadoria e pensão.

Tabela 5. Composição dos indivíduos que declararam rendimentos (em %)

Região	1981		1995		2005	
	Ocupados	Sem ocup.	Ocupados	Sem ocup.	Ocupados	Sem ocup.
Sudeste	84,3	15,7	83,1	16,9	77,9	22,1
Sul	87,7	12,3	85,4	14,6	79,6	20,4
Nordeste	86,3	13,7	84,6	14,4	76,2	23,8
Centro-Oeste	89,1	10,9	88,6	11,4	82,5	17,5
Norte	87,0	13,0	86,9	13,1	81,9	18,1
DF	90,8	9,2	88,7	11,3	82,2	17,8
Brasil	85,8	14,2	84,4	15,6	78,3	21,7

Fonte: PNAD, microdados, IBGE

As regiões Centro-Oeste e Norte apresentam um menor percentual de população inativa com rendimentos, o que pode ser explicado pela maior participação relativa das pessoas de 0 a 24 anos, especialmente no Norte, e uma proporção menor de idosos (acima de 60 anos). O envelhecimento menos acentuado da população, característico de regiões mais atrasadas economicamente, reduz o acesso a aposentadorias e pensões e impõe uma exigência adicional para o desempenho do mercado de trabalho, no sentido de maior geração de ocupações.

Por outro lado, tais regiões têm apresentado melhores indicadores de crescimento econômico (Tabela 1), o que também serve de atrativo para uma significativa migração interregional, conforme apontam as taxas de crescimento da população, que são expressivamente maiores no Centro-Oeste e Norte (Tabela 2). Essa migração normalmente se constitui de pessoas em idade ativa que pretendem inserir-se no mercado de trabalho, em busca de condições de vida mais satisfatórias do que sua região de origem pode oferecer. No Distrito Federal, a participação relativamente alta dos ocupados, embora decrescente, sugere a manutenção de oportunidades de trabalho, muitas das quais ligadas ao serviço público.

A expansão dos indivíduos sem ocupação com renda no Nordeste, que também apresenta uma grande participação de crianças e jovens (0-24 anos) e menor população idosa, deve-se em grande parte à implantação de uma série de programas assistenciais de combate à pobreza em meados da década de 90, que nesta década se agregariam para constituir o PBF (Programa Bolsa Família), e à ampliação da cobertura de políticas previdenciárias / sociais

fundamentais para a manutenção da renda da população nordestina - PSR (Previdência Social Rural) e o BCP (Benefício de Prestação Continuada).

Se analisarmos a distribuição regional do montante de recursos dos programas de transferência direta de renda focados nos mais pobres, entre 40% e 50% da cobertura atende ao Nordeste, o que mostra, por um lado, a profundidade da questão social na região, mas por outro, que grande parte da população nordestina dependente destes recursos, refletindo nas características da estratificação social.

Cerca de metade das famílias contempladas pelo PBF (Programa Bolsa Família) em fevereiro de 2007 residiam no Nordeste (49,8%).² Do restante, 26% no Sudeste; 9,3% no Sul; 8,5% no Norte; e 6,4% no Centro-Oeste. Este programa, segundo informações do MDS – Ministério do Desenvolvimento Social, atingiu praticamente 100% das famílias pobres elegíveis pelo programa em cada região (Norte e Sudeste foi 95%), o que demonstra o nível de pobreza na sociedade nordestina, por um lado, e os efeitos redistributivos inter-regionais, por outro. No entanto, os resultados do PBF são limitados porque não impulsionam a ascensão social das famílias assistidas. Como o valor deste benefício é muito baixo (não supera R\$ 95), as famílias conseguem sair do estado de carência extrema, mas tornam-se dependentes devido à escassez de postos de trabalho.

O PSR (Programa de Previdência Social Rural), considerado o programa de maior função redistributiva do país, é um benefício que atende trabalhadores rurais idosos (formais, informais ou em regime de economia familiar), igualando à proteção social dos trabalhadores urbanos. A distribuição regional do PSR mostra que quase metade dos benefícios em 2004 (47,2%) direcionou-se para reduzir a pobreza dos trabalhadores agrícolas no Nordeste. Do restante, 21,1 % dos benefícios foram para o Sudeste; 18,9%, Sul; 7,7%, Norte; e 5,0%, Centro-Oeste.³ Constata-se que o atendimento do PSR é maior nos locais onde historicamente se concentrou a população rural no país.

O público-alvo do BPC (Benefício de Prestação Continuada) é o idoso e o portador de alguma deficiência que o impossibilita de trabalhar.⁴ O valor do benefício é o maior de todos os programas sociais: um salário mínimo. Em 2001, 41,6% dos benefícios do BPC foram concedidos no Nordeste; 34,0%, no Sudeste; 9,4%, no Sul; 8,9%, no Norte; e 6,1%, no Centro-oeste.⁵ A partir de 2004 aumentou o montante de beneficiados pelo BPC devido ao Estatuto do Idoso.

Não podemos negar que na ausência do conjunto dos programas de transferência de renda (BPC + PSR + PBF), a indigência poderia aumentar no país, principalmente no Nordeste. Não obstante, estes programas não promovem significativa mobilidade social.

Uma hierarquização do nível de rendimentos entre 1981-2005 (Tabela 6) mostra que estes acompanham o grau de desenvolvimento econômico da região, mostrando, portanto, grande desigualdade. O DF aparece no extremo superior, com valores em torno de 1,5 mil, enquanto o Nordeste apresenta um rendimento médio que é menos de 1/3 desse valor. Na sequência vem o Sudeste, o Sul, o Centro-Oeste e o Norte, que perde posição em 2005 quando comparado a 1981 e 1995.

² Segundo dados do MDS (Ministério do Desenvolvimento Social), o total de 5.502.400 famílias do Nordeste foram atendidas pelo Bolsa Família em fevereiro de 2007 e em duas cidades desta região, a cobertura atinge 45% da população.

³ Fonte dos dados sobre o PSR: DATAPREV.

⁴ O benefício é concedido mediante teste de meios para famílias com renda familiar inferior a 1/4 do salário mínimo.

⁵ Fonte dos dados sobre o BPC: GeBPC/SEAS/MPAS/DATAPREV – Síntese Gold.

Tabela 6. Evolução dos rendimentos médios dos declarantes

Região	1981		1995		2005	
	Rend. (R\$)	Índice	Rend. (R\$)	Índice*	Rend. (R\$)	Índice*
Sudeste	1.036	100	1.072	103	948	92
Sul	743	100	882	118,7	872	117,3
Nordeste	473	100	468	99	457	97
Centro-Oeste	720	100	725	101	770	107
Norte	875	100	795	91	657	75
DF	1.509	100	1.663	110	1.555	103
Brasil	817	100	849	104	784	96

Fonte: PNAD, microdados, IBGE. *Relativo a 1981.

Valores em Janeiro/2006. Deflator: INPC corrigido/IPEA Data

A evolução dos rendimentos médios dos declarantes revelou comportamentos díspares entre as regiões brasileiras. A Região Sul protagonizou o maior incremento, ao passo que o Norte obteve o pior desempenho. O Sudeste, região bastante afetada pelo pífio crescimento econômico observado no país há 26 anos, destacadamente o industrial, foi palco da segunda pior *performance* e, dada a magnitude de seu peso doméstico, contribuiu à regressão dos rendimentos médios declarados no Brasil como um todo. A região Nordeste e o DF permanecem estagnados quanto ao desempenho dos rendimentos, enquanto o Centro-Oeste, com um crescimento médio de 7% entre 1981-2005, parece estar conseguindo acomodar as demandas ocupacionais que decorrem de seu crescimento populacional expressivo sem afetar o valor médio dos rendimentos.

A Região Sul apresenta boas taxas de crescimento do PIB, em grande medida justificadas pelo aumento das exportações destinadas à Argentina, e um ‘esvaziamento’ populacional, conferindo a melhor taxa de crescimento do PIB per capita entre 1985-2003. Tal fato, em termos macroeconômicos, parece contribuir para a explicação de um aumento expressivo dos rendimentos médios demonstrado na Tabela 6.

A deterioração dos rendimentos vivida pela região Norte merece algum destaque, pois foi muito acentuada. Avaliando suas taxas de crescimento do PIB e de crescimento populacional no período analisado, parece estar havendo um menor dinamismo do mercado de trabalho, que vive a pressão de acomodar um ingresso crescente da PEA, refletindo negativamente na determinação do nível de rendimentos.

Tabela 7. Evolução dos rendimentos médios dos ocupados

Ocupados Região	1981		1995		2005	
	Rend. (R\$)	Índice	Rend. (R\$)	Índice*	Rend. (R\$)	Índice*
Sudeste	1.105	100	1.132	103	999	90
Sul	774	100	923	119,3	924	119,4
Nordeste	494	100	465	94	478	97
Centro-Oeste	757	100	757	100	823	109
Norte	933	100	832	89	704	75
DF	1.588	100	1.648	104	1.623	102
Brasil	862	100	883	102	829	96

Fonte: PNAD, microdados, IBGE. *Relativo a 1981.

Valores em Janeiro/2006. Deflator: INPC corrigido/IPEA Data

Quando se segmenta a população total de declarantes entre ocupados e sem ocupação, nota-se que os rendimentos médios dos ocupados são levemente superiores ao do conjunto como um todo, conforme mostra a Tabela 7. A evolução temporal é exatamente a mesma,

pois o peso do grupo de ocupados (ainda que decrescente) ainda é determinante na trajetória global. Novamente, Sul e Norte protagonizaram as extremidades dessa evolução.

No tocante aos inativos com renda, percebe-se, pela Tabela 8, que o nível médio de rendimentos está num patamar muito inferior ao constatado para os ocupados. Os maiores rendimentos, a exemplo do que se observou para o grupo total e para o segmento dos ocupados, seguem a mesma hierarquia, com o DF no extremo superior e o Nordeste no inferior. Contudo, as diferenças absolutas entre as regiões são bem menos acentuadas, visto que estes benefícios decorrem dos planos de aposentadorias e pensões, além dos programas assistenciais de transferência de renda do governo, que mantêm uma certa uniformidade de valores em âmbito nacional.

É importante destacar, porém, que a evolução dos rendimentos médios dos inativos destoa dos outros segmentos (total e ocupados), apresentando um crescimento real generalizado de poder de compra entre 1981-2005, exceto para a região Norte. O Distrito Federal lidera, com boa margem de vantagem, a elevação no período em questão, com acréscimo de 70% nos rendimentos.

Tabela 8. Evolução dos rendimentos médios dos sem ocupação

Sem ocupação	1981		1995		2005	
Região	Rend. (R\$)	Índice	Rend. (R\$)	Índice*	Rend. (R\$)	Índice*
Sudeste	666	100	778	116	796	119
Sul	522	100	639	122,5	667	127,7
Nordeste	340	100	481	142	390	115
Centro-Oeste	416	100	480	115	518	125
Norte	489	100	547	112	445	91
DF	733	100	1.784	240	1.243	170
Brasil	546	100	663	113	719	131

Fonte: PNAD, microdados, IBGE. *Relativo a 1981.

Valores em Janeiro/2006. Deflator: INPC corrigido/IPEA Data

Como resultado da ampliação da participação dos indivíduos não ocupados no total dos declarantes com rendimentos, acrescido da elevação dos seus rendimentos médios, a participação dos inativos na renda total aumenta em todas as regiões nacionais. Esse acréscimo, embora consistente nas seis regiões analisadas, foi mais acentuado no Nordeste e no DF, indicando grande relevância dos programas de transferência de renda no primeiro e provavelmente das aposentadorias e pensões no segundo (Tabela 9).

Tabela 9. Evolução da participação dos declarantes na renda total (em %)

Região	1981		1995		2005	
	Ocupados	Sem ocup.	Ocupados	Sem ocup.	Ocupados	Sem ocup.
Sudeste	89,9	10,1	87,8	12,2	82,1	17,9
Sul	91,4	8,6	89,4	10,6	84,4	15,6
Nordeste	90,2	9,8	84,2	15,8	79,7	20,3
Centro-Oeste	93,7	6,3	92,5	7,5	88,3	11,7
Norte	92,8	7,2	91,0	9,0	87,7	12,3
DF	95,6	4,4	87,8	12,2	85,7	14,3
Brasil	90,5	9,5	88,0	12,0	82,8	17,2

Fonte: PNAD, microdados, IBGE

Os dados sobre condição de atividade e apropriação de renda entre o grupo dos declarantes ocupados e inativos indicam que cresce a importância dos estratos sociais que

dependem de uma transferência direta de renda do governo, não apenas decorrente de aposentadorias e pensões, mas também dos programas assistenciais. Apesar da transição demográfica que vive o Brasil, com redução acentuada da população até 24 anos e aumento da proporção de idosos, o crescimento da participação dos inativos declarantes de renda não pode ser justificada apenas pelo envelhecimento populacional.

Os programas sociais do governo parecem ter contribuído, portanto, para amenizar a falta de dinamismo dos mercados de trabalho regionais, especialmente no Nordeste e Sudeste, enquanto as regiões Sul e Centro-Oeste demonstram maior capacidade de gerar oportunidades ocupacionais para absorver suas populações economicamente ativas. A região Norte, que demonstra o pior desempenho de rendimentos médios em todos os segmentos analisados, parece viver um embate entre o crescimento populacional e um mercado de trabalho menos diligente, onde a disputa acirrada desemboca na deterioração da renda média auferida.

Por fim, é um fator positivo que os programas assistenciais contribuam para a redução da miséria absoluta, mas com o baixo crescimento econômico das últimas décadas fica difícil esperar uma maior inclusão no mundo do trabalho para aqueles que dependem dos benefícios do governo. Tampouco se vislumbra uma melhora da estrutura social, especialmente para os estratos superiores da classe média, como será demonstrado na próxima seção deste ensaio.

3. Segmentação e participação na renda total dos estratos sociais

Neste tópico mensuram-se as diferenças entre as estruturas sociais e a distribuição de renda nas Grandes Regiões nacionais. Com este objetivo, conforme já explicitado, constituiu-se a segmentação social regional a partir da metodologia desenvolvida por QUADROS (2006), que consiste na composição por faixas de rendimentos dos indivíduos que declararam renda na PNAD. Para melhor interpretação dos dados regionais, agrupam-se as camadas sociais em três estratos: A (acima de R\$ 1.250), B (de R\$ 500 a R\$ 1.250) e C (abaixo de R\$ 500).

Destacando inicialmente a especificidade da estrutura social no Brasil, constata-se na Tabela 10 que o estrato A, correspondente ao padrão de vida de alta e média classe média (rendimento superior a R\$ 1.250), encolheu tanto em participação no total de indivíduos, quanto na renda total. Este é um sintoma da crise social vigente, que se manifesta primeiramente na queda dos rendimentos médios reais, conforme apresentado na Tabela 6, e desdobra-se em outras manifestações de exclusão social, que não fazem parte do escopo deste ensaio.

O estrato B (rendimentos de R\$ 500 a R\$ 1.250), constituído por indivíduos de baixa classe média, manteve o tamanho relativo e a participação na renda de 1981 a 2005, apesar do forte declínio em meados da década de 90. A relativa estabilidade desta camada pode refletir tanto a evasão de indivíduos do estrato superior, que sofreram perdas reais dos rendimentos, quanto a regressão social de pessoas de seu próprio estrato.

Retrato da estagnação econômica das últimas décadas, a participação relativa dos indivíduos considerados pobres/miseráveis, correspondente ao estrato C (rendimento inferior a R\$ 500), apresentou leve acréscimo no Brasil de 1981 a 2005. Uma grande característica da estrutura social brasileira é o tamanho do estrato inferior, que incorpora mais de 60% dos indivíduos que declararam rendimentos na PNAD. Ao menos, entretanto, a camada inferior agregou uma fatia da renda total superior ao seu crescimento quantitativo.

Em suma, ao segmentar o total de declarantes de renda da PNAD em estratos sociais, nota-se um atrofiamento dos estratos superiores da classe média e pequena expansão da base da pirâmide social, formada por indivíduos que declararam rendimentos muito baixos. Este cenário, descrito por QUADROS (2007: 9) como a “letargia nas oportunidades com padrão de alta e média classe média e ‘empoçamento’ em patamares de baixa classe média”, reflete o

crescimento pífio da economia brasileira, incapaz de gerar oportunidades ocupacionais, ampliar a renda do trabalho e propor perspectivas de um quadro mais favorável nos próximos anos.

Tabela 10. Distribuição dos declarantes e da renda nos estratos sociais – total (em %)

Distribuição dos declarantes nos estratos sociais									
Estratos* Região	1981			1995			2005		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C
Sudeste	18,8	30,7	50,5	19,4	28,7	51,9	16,0	31,8	52,3
Sul	12,0	26,1	61,9	15,4	24,8	59,7	15,0	30,9	54,1
Nordeste	5,9	15,2	78,9	6,1	11,6	82,3	5,4	13,0	81,6
Centro-Oeste	10,9	25,3	63,8	11,3	20,6	68,1	11,3	26,2	62,5
Norte	14,5	33,1	52,3	13,0	22,6	64,4	9,0	23,3	67,6
DF	27,8	33,2	39,0	33,4	27,4	39,2	31,0	24,7	44,3
Brasil	13,7	25,5	60,8	14,5	22,6	62,9	12,5	25,6	61,8
Participação dos estratos sociais na renda total									
Estratos* Região	1981			1995			2005		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C
Sudeste	60,8	26,0	13,1	62,7	23,7	13,6	54,4	28,1	17,5
Sul	52,5	30,2	17,4	58,9	24,5	16,6	52,1	29,5	18,4
Nordeste	40,4	26,4	33,2	44,6	21,0	34,4	37,4	22,8	39,8
Centro-Oeste	48,8	29,2	21,9	51,5	24,4	24,2	48,0	27,9	24,2
Norte	51,0	32,2	16,8	54,4	24,6	21,0	41,5	29,2	29,3
DF	72,4	19,4	8,1	78,1	15,0	6,8	76,9	13,7	9,4
Brasil	55,7	26,9	17,4	58,8	23,3	17,9	50,9	27,2	21,9

Fonte: PNAD, microdados, IBGE.

*Estratos sociais: A: Alta classe média – acima de R\$ 2.500 e Média classe média – R\$ 1.250 a R\$ 2.500; B: Baixa classe média – R\$ 500 a R\$ 1.250; e C: Massa trabalhadora – R\$ 250 a R\$ 500 e Miseráveis – abaixo de R\$ 250.

As Grandes Regiões denotam o mesmo formato da pirâmide social nacional, com exceção do Distrito Federal, onde o peso relativo das classes médias (estratos A e B) é maior, devido à superioridade da renda média regional. Entretanto, a estrutura social do DF sofreu uma deterioração a partir de 1995, resultado da expansão da camada inferior.

No outro extremo, salta aos olhos a dimensão da desigualdade social no Nordeste, onde o peso relativo do estrato de pessoas que percebem renda inferior a R\$ 500 (estrato C) ultrapassa 80% dos declarantes em 2005, muito superior ao verificado nas demais regiões, cujos pesos são inferiores a 70%. Os estratos correspondentes à classe média são muito reduzidos no Nordeste, principalmente o superior, que incorpora menos de 6% dos declarantes da região. A desigualdade social e a distribuição de renda no Nordeste não melhoraram significativamente no período de 1995 a 2005, a despeito da grande incidência de programas de transferência direta de renda na região a partir de meados da década de 90. A composição e a evolução temporal dos estratos sociais evidenciam a condição de pobreza da maioria da população e a ausência de canais de ascensão social nesta macro-região.

Além do Distrito Federal e do Nordeste, também se constata, na Tabela 10, o sutil encolhimento das classes médias e a ampliação da camada que representa a população pobre e miserável na região Sudeste e, acentuadamente, na região Norte. O Sudeste, onde metade dos declarantes tem rendimentos inferiores a R\$ 500, viveu consistente redução dos estratos com padrão de vida de alta e média classe média no último decênio, acompanhada por uma redução correspondente na apropriação de renda, sinal da falta de dinamismo econômico. A segmentação social do Norte foi a que mais regrediu nas últimas décadas, o que pode ser constatado em todos os estratos, com uma mobilidade social descendente que culmina na

classe de renda C, que em 1981 incorporava metade dos declarantes e em 2005 agrupou 2/3. A distribuição de renda no Norte não melhorou no período, mantendo correlação direta com a variação quantitativa dos estratos sociais: a camada mais pobre, apesar da expansão, concentra menos de 30% da renda total em 2005.

Os estratos sociais do Centro-Oeste praticamente mantiveram a proporção relativa de 1981 para 2005. Apesar da estagnação na mobilidade social, ampliou-se proporcionalmente a renda apropriada pelo estrato C.

A estrutura social da Região Sul foi a única que apresentou melhora expressiva nas últimas décadas, pois o peso dos declarantes do estrato C (inferior a R\$ 500 mensais) reduziu em aproximadamente 8 pontos percentuais de 1981 para 2005, resultado da migração de indivíduos para a camada imediatamente superior (estrato B) e da apropriação simultânea de maior percentual relativo da renda total. Em parte, esta melhora deve-se ao desempenho econômico da região, confirmado pelo significativo crescimento do PIB *per capita* (Tabela 1). Com maior crescimento econômico, surgem oportunidades ocupacionais com um patamar de rendimentos que favorece a ascensão da massa trabalhadora e dos miseráveis.

Após esse panorama das disparidades entre as estruturas sociais das grandes regiões e do Distrito Federal, na Tabela 11 analisam-se os dados referentes unicamente à segmentação social dos indivíduos ocupados.

Tabela 11. Distribuição dos declarantes e da renda nos estratos sociais – ocupados (em %)

Distribuição dos declarantes nos estratos sociais									
Estratos Região	1981			1995			2005		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C
Sudeste	20,2	33,0	46,8	20,7	30,6	48,7	16,9	33,4	49,7
Sul	12,6	27,8	59,5	16,4	26,8	56,8	16,2	32,4	51,4
Nordeste	6,3	16,5	77,2	6,1	12,4	81,5	5,9	13,7	80,5
Centro-Oeste	11,6	27,1	61,3	12,0	21,9	66,1	12,3	28,9	58,9
Norte	15,8	35,6	48,7	13,8	24,3	61,9	9,9	25,7	64,4
DF	29,4	34,7	35,9	33,3	28,6	38,1	32,4	26,5	41,1
Brasil	14,6	27,4	58,0	15,2	24,1	60,6	13,4	27,2	59,4
Participação dos estratos sociais na renda total									
Estratos* Região	1981			1995			2005		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C
Sudeste	61,9	26,2	11,9	63,8	23,9	12,3	55,8	27,9	16,3
Sul	53,1	30,8	16,0	59,4	25,9	15,4	53,3	29,4	17,3
Nordeste	41,2	27,4	31,4	45,0	22,5	32,5	39,1	23,1	37,8
Centro-Oeste	49,8	29,7	20,5	52,6	24,7	22,6	49,2	28,7	22,1
Norte	52,1	32,5	15,4	55,4	25,2	19,4	42,4	30,0	27,6
DF	73,3	19,3	7,4	77,4	15,8	6,8	77,0	14,0	9,0
Brasil	56,6	27,4	16,0	59,8	23,8	16,4	52,4	27,2	20,4

Fonte: PNAD, microdados, IBGE.

*Estratos sociais: A: Alta classe média – acima de R\$ 2.500 e Média classe média – R\$ 1.250 a R\$ 2.500; B: Baixa classe média – R\$ 500 a R\$ 1.250; e C: Massa trabalhadora – R\$ 250 a R\$ 500 e Miseráveis – abaixo de R\$ 250.

A queda da renda média real dos ocupados, conforme constatado na Tabela 7, refletiu na evasão de trabalhadores dos estratos com padrão de vida de classe média. Na Tabela 11, ao se analisar o desempenho global para o Brasil, observa-se que a redução do estrato A somada à estabilidade do estrato B causou o leve alargamento do estrato social inferior, que chegou a representar aproximadamente 60% do total em 2005. Entretanto, o estrato C concentrou uma fatia proporcionalmente maior da renda total.

É oportuno salientar que a estratificação social do grupo dos ocupados é mais favorável do que a do grupo total. Isto pode ser mensurado a partir da maior representatividade das classes médias (estratos A e B) e menor participação do estrato C entre o segmento dos ocupados. Tal desempenho é esperado, visto que os rendimentos médios dos ocupados são substancialmente maiores do que os rendimentos médios dos inativos. A participação destes acaba “puxando para baixo” a *performance* do universo total de declarantes.

Na comparação entre os indivíduos ocupados por Grandes Regiões, no Nordeste vigem as menores remunerações e no Norte são constatadas as maiores perdas dos rendimentos reais, levando a um acentuado rebaixamento na segmentação social. A distribuição da renda nos estratos sociais destas regiões pobres acompanhou proporcionalmente o peso das classes sociais ao longo do período.

No Sudeste e no Centro-Oeste, a participação dos ocupados na estrutura social ficou praticamente estável. A única observação é a aparente redução da concentração de renda na região Sudeste, pois a renda apropriada pelo estrato C aumentou mais que o crescimento da participação relativa desta classe.

A estrutura social dos ocupados apresentou significativas melhoras no Sul e no DF de 1981 para 2005. Os ocupados que percebem rendas equivalentes à média e a alta classe média ampliaram-se no período analisado de 12,6% para 16,2% no Sul e de 29,4% para 32,4% no Distrito Federal. Nesta região, a apropriação da renda total pelos estratos superiores continuou alta. Na Região Sul, dentre os ocupados, a apropriação da renda melhora entre 1981 e 1995 à camada A, retrocedendo, entretanto em 2005. Nesse ano, a camada C tem sua maior participação.

Conforme destacado na seção anterior deste artigo, constatou-se grande expansão do grupo de indivíduos que não possuem ocupação, mas que declararam renda na PNAD. Esta evolução implicou positivamente na estratificação social destes indivíduos, principalmente a partir de 1995, o que pode ser verificado na Tabela 12.

É importante citar duas razões principais para a melhora na estrutura social dos indivíduos sem ocupação. Além da já exposta ampliação da cobertura dos programas de transferência direta de renda, deve-se destacar o processo de envelhecimento da população brasileira e o acréscimo proporcional nas concessões de aposentadorias e de pensões. A expansão do montante de idosos repercutiu no alargamento do estrato B no total do Brasil, com padrão de vida de baixa classe média (renda entre R\$ 500 e R\$ 1.250), conforme mostra a Tabela 12.

Entre as Grandes Regiões, o DF destaca-se pela grande expansão de indivíduos sem ocupação que possuem rendimentos que se encaixam no estrato A, de 12,5% em 1981 para 24,7% em 2005. A participação na renda acompanhou este comportamento, ao concentrar 53,8% da renda em 1981 e 76,2% em 2005.

Nas regiões Sul, Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste, os indivíduos sem ocupação com renda também denotam um maior grau de mobilidade social ascendente quando comparados com os ocupados e com o total, resultado principalmente da migração de indivíduos do estrato C para o B, além de uma sutil melhora na apropriação relativa de renda pela classe C entre 1981-2005.

Ainda, na Região Sul, entre 1981 e 2005 destaca-se um aumento da participação na renda total do estrato B em detrimento principalmente do estrato C. Esse movimento, entretanto, é coerente com o aumento do estrato B, que passa de 13,7% para 25,2% dos declarantes sem ocupação, enquanto o estrato C sofre uma redução de 78,5% para 64,7%. O estrato A sofre perda relativa na apropriação de renda, visto que aumenta de 7,8% para 10,1% e reduz sua parcela de 45,7% para 44,6% da renda. Esse movimento é contrário àquele

observado entre 1981 e 1995, no qual a camada A aumenta significativamente sua participação na renda total.

O desempenho dos rendimentos médios dos sem ocupação, que crescem ao longo do período analisado em todas as regiões acima, ajudam a explicar essa ascensão social do estrato inferior para o intermediário.

Tabela 12. Distribuição dos declarantes e da renda nos estratos sociais – sem ocupação(em%)

Distribuição dos declarantes nos estratos sociais									
Estratos	1981			1995			2005		
Região	A	B	C	A	B	C	A	B	C
Sudeste	11,4	18,3	70,3	13,1	19,0	67,9	12,6	25,9	61,9
Sul	7,8	13,7	78,5	9,9	13,3	76,8	10,1	25,2	64,7
Nordeste	3,6	7,0	89,3	6,3	7,1	86,6	4,1	10,6	85,3
Centro-Oeste	5,0	10,7	84,3	5,9	10,4	83,7	6,9	13,8	79,3
Norte	6,5	15,9	77,6	8,0	11,8	80,2	5,4	12,8	81,8
DF	12,5	18,5	69,0	34,7	17,9	47,4	24,7	16,7	59,0
Brasil	8,5	14,3	77,3	10,4	14,2	75,3	9,2	20,0	70,8
Participação dos estratos sociais na renda total									
Estratos*	1981			1995			2005		
Região	A	B	C	A	B	C	A	B	C
Sudeste	51,9	24,1	24,0	55,2	22,1	22,7	48,0	29,1	22,9
Sul	45,7	22,9	31,4	53,5	17,9	28,5	44,6	30,4	25,0
Nordeste	31,9	17,7	50,3	41,9	13,7	44,5	30,9	21,4	47,7
Centro-Oeste	35,1	21,7	43,2	36,8	20,1	43,1	38,7	21,4	39,9
Norte	37,1	28,6	34,2	44,1	18,3	37,6	35,2	23,6	41,3
DF	53,8	22,1	24,1	83,7	9,6	6,7	76,2	11,9	11,9
Brasil	47,0	22,9	30,1	51,8	19,2	29,0	43,6	27,1	29,2

Fonte: PNAD, microdados, IBGE.

*Estratos sociais: A: Alta classe média – acima de R\$ 2.500 e Média classe média – R\$ 1.250 a R\$ 2.500; B: Baixa classe média – R\$ 500 a R\$ 1.250; e C: Massa trabalhadora – R\$ 250 a R\$ 500 e Miseráveis – abaixo de R\$ 250.

A região Norte foi a única que apresentou mobilidade social descendente dos indivíduos sem ocupação entre 1981 e 2005, com redução nos estratos A e B e expansão do C. Também não houve melhora significativa na distribuição de renda entre os estratos, mas nota-se uma repetição do que aconteceu com outras regiões, a saber, um aumento relativo da apropriação por parte dos indivíduos do segmento inferior.

Considerações finais

Esse ensaio, de caráter essencialmente descritivo, apresentou indicadores sócio-econômicos que apontam para manutenção de um quadro de acentuadas desigualdades sociais no país. Estas se manifestam tanto em termos regionais como na estratificação social de cada região. Em outras palavras, o Brasil continua tendo uma grande disparidade regional, com algumas áreas de maior concentração dos estratos de classe média (Sudeste, Sul e Distrito Federal) e outras com alta incidência das faixas de pobreza e indigência (Nordeste e Norte, em especial). Ao mesmo tempo, no interior de cada região, a participação dos indivíduos nos estratos superiores de renda é bastante reduzida, revelando uma estrutura social que restringe a ascensão às classes mais abastadas.

A diminuição da participação dos ocupados no total de declarantes de renda na PNAD é um indicativo de como tem evoluído negativamente a geração de oportunidades de trabalho. Soma-se a esse movimento a perda de rendimento médio dos ocupados, configurando-se um

quadro de grande vulnerabilidade social. Dessa forma, em 2005, cerca de 60% dos ocupados do Brasil recebiam R\$ 500 ou menos. Esse resultado nacional, como não poderia deixar de ser, é também de estancamento social.

Numa análise mais geral dos indicadores sócio-econômicos nacionais, é claro que são inegáveis avanços relacionados aos ganhos reais do salário mínimo, ao aumento da formalização do trabalho e, na área social, à diminuição da mortalidade infantil e ao aumento da cobertura escolar, entre outros aspectos. Entretanto, a observação da estrutura social como um todo, vista a partir das ocupações e rendimentos declarados pelos indivíduos na PNAD, revelou a permanência de acentuadas mazelas e desigualdades. Esse diagnóstico está assentado na idéia de que não é possível equacionar de maneira satisfatória a questão social no país com crescimento médio do PIB em torno de 2,5% ao ano, como tem sido observado desde o início dos 80, visto que a “passagem” aos estratos superiores dar-se-á única e exclusivamente via rendimentos auferidos pelo trabalho, dado o baixo valor dos benefícios governamentais. Assim sendo, a reversão desse quadro depende, em boa medida, de uma nova articulação entre as políticas monetária, cambial e financeira, que permitiria maior crescimento econômico ao país e mais investimentos na área social.

Referências Bibliográficas

CESIT. **Evolução Recente do Mercado de Trabalho - Parte C**, do CESIT/IE/UNICAMP, junho de 2006.

HENRIQUE, Wilnês. **O capitalismo selvagem: um estudo sobre desigualdade no Brasil**. Tese de Doutorado. Campinas, IE/UNICAMP, 1999.

QUADROS, Waldir José de. **A dinâmica da classe média**. São Paulo, Instituto de Estudos Econômicos Internacionais (IEEI), Dezembro de 2006.

_____. “O encolhimento da classe média brasileira”. In: **Carta social e do trabalho: Estagnação econômica e mobilidade social no Brasil (1981-2005)**. IE/UNICAMP, Campinas – SP. N. 5, set. 2006 a abr. 2007.

TAVARES, Maria da Conceição; FIORE, José Luís (org.). **(Des)Ajuste Global e Modernização Conservadora**. São Paulo, Paz e Terra, 1996.

**O MERCADO DE TRABALHO E AS DIFERENÇAS SOCIOECONÔMICAS E
REGIONAIS DOS MORADORES DE BELO HORIZONTE:
NOTAS DE UM ESTUDO EVOLUTIVO INTRA-MUNICIPAL PELA
PESQUISA DE EMPREGO E DESEMPREGO (PED), NA DÉCADA DE 2000***

*Mario Marcos Sampaio Rodarte**

*Eduardo Miguel Schneider***

*Lúcia Santos Garcia****

*Maria de Fátima Lage Guerra*****

Resumo

A proposta desse estudo é apresentar dados dos movimentos do mercado de trabalho do município de Belo Horizonte, em nível intra-municipal, ao longo da década atual, que foi um período marcado pela gradual recuperação da maioria dos indicadores do mercado de trabalho, como a redução do desemprego, o crescimento da formalidade, e mais recentemente, pela majoração dos rendimentos do trabalho. Com essa desagregação espacial, fruto da utilização de uma metodologia que permite o estudo por áreas homogêneas, busca-se avaliar se essas transformações recentes do mercado de trabalho acentuaram ou atenuaram as diferenças socioeconômicas e regionais pré-existentes, ao final da década de 1990. Como resultado, observou-se, de um lado, que a melhora de vários aspectos do mercado de trabalho incidiram, principalmente, nas áreas mais sujeitas ao risco de exclusão social, e de outro lado, que nas regiões menos vulneráveis, houve deterioração de alguns dos principais indicadores do mercado de trabalho. Tais movimentos proporcionaram a redução das desigualdades anteriormente presentes no município.

Palavras-chave: dinâmica do mercado de trabalho, vulnerabilidade social, análise intra-municipal, Belo Horizonte, década de 2000.

□ O presente estudo foi produzido no âmbito do convênio entre a Prefeitura de Belo Horizonte e o Departamento Intersindical de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos (DIEESE).

* Doutorando em Demografia pelo Cedeplar/UFMG, com bolsa CNPq, e mestre em Economia (Cedeplar/UFMG). E-mail: mrodarte@cedeplar.ufmg.br.

** Economista (UFRGS), especialista em Gestão Pública Participativa e coordenador regional da PED-RMPA, pelo DIEESE. E-mail: ems@dieese.org.br.

*** Economista e coordenadora geral do Sistema PED, pelo DIEESE.

**** Mestre em Economia (Cedeplar/UFMG) e supervisora técnica do ER-MG/DIEESE.

Introdução

A proposta desse estudo é caracterizar os movimentos do mercado de trabalho do município de Belo Horizonte, em nível intra-municipal, ao longo da década atual, que foi um período marcado pela gradual recuperação da maioria dos indicadores do mercado de trabalho, como a redução do desemprego, o crescimento da formalidade, e mais recentemente, pela majoração dos rendimentos do trabalho. Para tanto, procurou-se confrontar os dados regionais mais recentes com os do final da década passada, época em que todos os efeitos da crise econômica dos 90 já estavam refletidos nos principais indicadores do mercado de trabalho local.

Além da forma de abordagem sobre mercado de trabalho própria da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED), contribuiu para a escolha dessa pesquisa, para o presente estudo, o fato da PED constituir na única forma de levantamento permanente e sistemático de informações que permite o nível de detalhamento espacial requerido, mediante aplicação da metodologia aqui apresentada. Com efeito, busca-se neste estudo, dar continuidade ao esforço de análise do mercado de trabalho intra-municipal contido no artigo de Machado (2002), quando se apresentou, pela primeira vez, os dados da PED desagregados pelas regiões administrativas e pelos tipos regionais do município da capital, no início da década atual.

A principal pergunta que o presente texto visa responder, em última instância, é como a melhora do mercado de trabalho refletiu nos diversos espaços do município e qual a sua relação com os níveis de exclusão social? A dinâmica do mercado de trabalho propiciou a redução ou ocasionou o agravamento das diferenças sociais e regionais? Para responder a essas e outras questões inerentes ao tema, a primeira seção do estudo apresenta, brevemente, os principais aspectos metodológicos referentes ao tipo de investigação realizada, e no segundo item, os mais importantes resultados encontrados ao nível das regiões administrativas do município. Na terceira seção, são abordados, de forma mais detalhada, os principais indicadores de mercado de trabalho intra-municipal. Na sequência, o texto finaliza com algumas considerações finais.

1. Aspectos metodológicos

O plano amostral da PED, em sua gênese, foi delineado para permitir a compreensão da estrutura e da dinâmica temporal do mercado de trabalho metropolitano como um todo. Nesse sentido, originalmente, não seria possível a desagregação intra-regional dos indicadores. Para vencer essa dificuldade, o DIEESE realizou um estudo estatístico, através de uma série de regressões no programa PC-CARP, no intuito de verificar o número mínimo de observações que permitiria a divulgação de cada indicador do mercado de trabalho. Com base nesse primeiro esforço de desagregação da base estatística de microdados para níveis intra-regionais, definiu-se que seria necessário a conformação de uma amostra bianual para a extração dos principais indicadores do mercado de trabalho (Machado, 2002).

Procedeu-se, a princípio, o estudo do mercado de trabalho intra-regional de BH em nível de suas nove regiões administrativas – Barreiro, Centro-Sul, Leste, Nordeste, Noroeste, Norte, Oeste, Pampulha e Venda Nova. Revelou-se, por sua vez, que essa regionalização ainda conservava alguma heterogeneidade de suas populações acerca de suas condições de vida e inserção no mercado de trabalho que dificultava a inferência de um perfil genérico e homogêneo para a totalidade cada região administrativa, não obstante permitisse, em nível genérico, comparações entre as regiões administrativas úteis a gestão estatal interessada em pensar políticas públicas para a municipalidade. (Machado, 2002)

Tal obstáculo foi contornado, tal como apresenta Machado (2002), adotando-se uma forma alternativa de tratamento das informações espaciais, que consistiu no agrupamento de unidades menores – isto é, das Unidades de Planejamento (UPs) – segundo critérios de

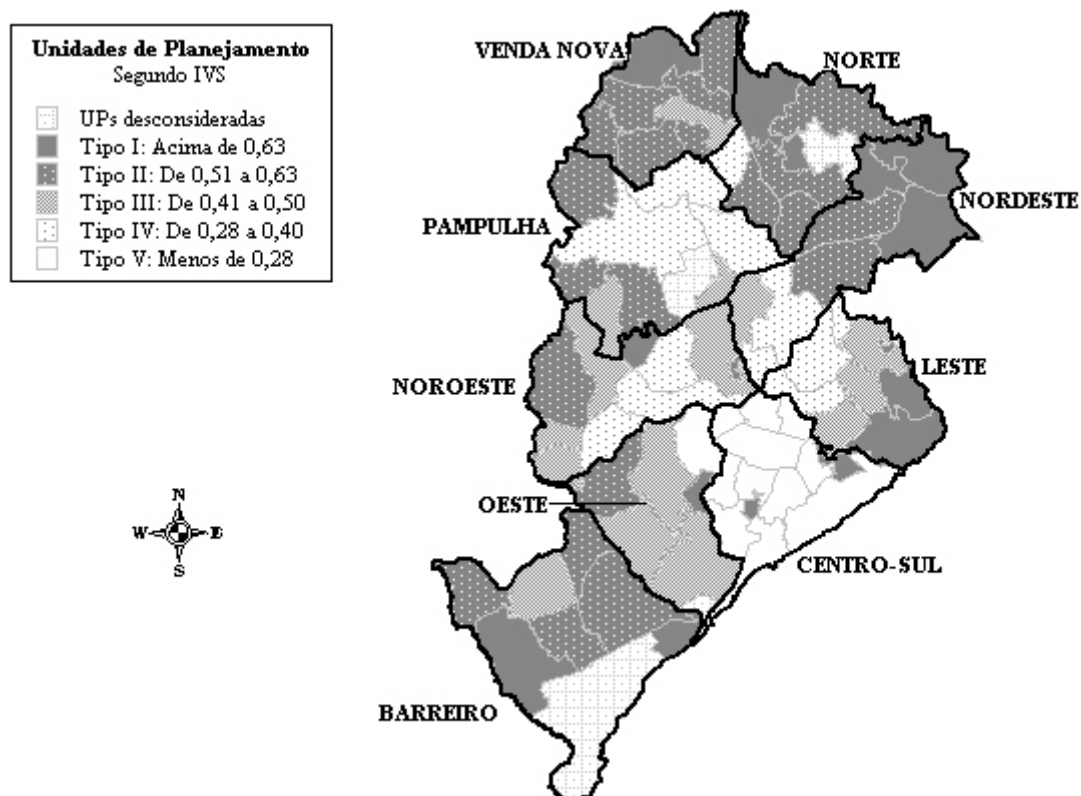
homogeneidade socioeconômica. Nesse sentido, foram definidos cinco agrupamentos de UPs, formando os denominados cinco tipos regionais, fruto da hierarquização das áreas das UPs segundo o Índice de Vulnerabilidade Social (IVS) ao processo de exclusão, definido no Mapa da Exclusão Social de Belo Horizonte (2000: 11-14). Constituíram-se portanto conjuntos de unidades espaciais com as mesmas características que prescindiam, entretanto, da contiguidade territorial do espaço. Assim, através da síntese de vários atributos da população das UPs em um atributo genérico – qual seja, o IVS – garantiu-se, através da abordagem alternativa de regionalização pelos tipos regionais, a homogeneidade espacial que permitiu, por sua vez, a divulgação de um número maior de indicadores com a amostra existente bem como a construção de uma melhor expressão da segmentação do mercado de trabalho a partir do local onde o trabalhador reside.

O IVS, construído com metodologia social participativa, apoio técnico-científico acadêmico e dados primários de fontes diversas, pondera o acesso médio da população de BH a cinco “dimensões de cidadania” agregados em variáveis e em indicadores, são elas: 1) Dimensão Ambiental (acesso a condições de moradia e a infra-estrutura – peso 0,23); 2) Dimensão Cultural (acesso a educação formal – peso 0,18); 3) Dimensão Econômica (acesso a ocupação formal e a renda – peso 0,27); 4) Dimensão Jurídica (acesso a assistência jurídica privada – peso 0,08); e 5) Segurança de Sobrevivência (acesso a serviços de saúde e a previdência social e garantia de segurança alimentar – peso 0,24). (Mapa da Exclusão Social de Belo Horizonte, 2000).

Como mencionado no Mapa da Exclusão Social de Belo Horizonte (2000: 07) “Para o IVS, que representa a vulnerabilidade social, a escala é invertida: índices maiores refletem situações de vulnerabilidade social mais intensa”. Desse modo, foram criados os cinco tipos regionais em razão de sua vulnerabilidade: Tipo I (vulnerabilidade alta), Tipo 2 (média alta), Tipo 3 (média), Tipo 4 (média baixa) e Tipo 5 (baixa) (Machado, 2002).

Para se combinar e comparar metodologicamente as duas abordagens espaciais, o Mapa 1 ilustra a superposição entre as regiões administrativas e os tipo regionais. A análise do mapa atesta, de um lado, a prevalência quase absoluta de UPs de baixa vulnerabilidade social no Centro-Sul e Pampulha, embora com alguns bolsões de população vulnerável; e de outro, a prevalência de tipos regionais mais vulneráveis (I, II e III) nas regionais do Norte, Venda Nova, Nordeste e Barreiro, sobretudo.

Mapa 1 – Regionais e classificação das UPs em tipos regionais, segundo hierarquização do IVS – Belo Horizonte

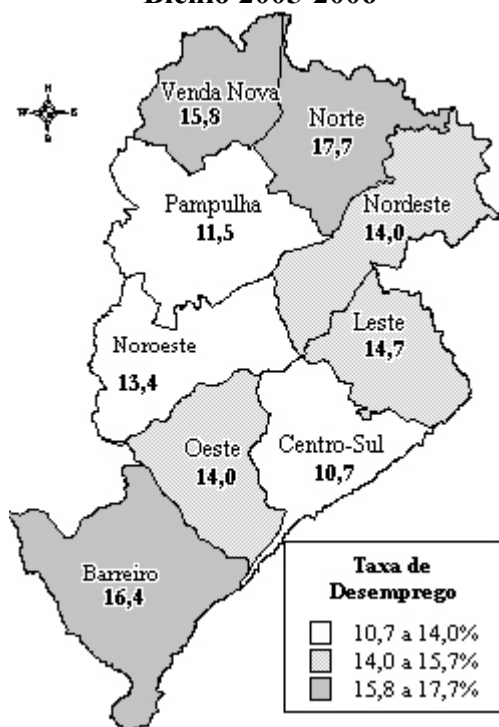


Fonte: Mapa da Exclusão Social de Belo Horizonte (2000: 11-14).

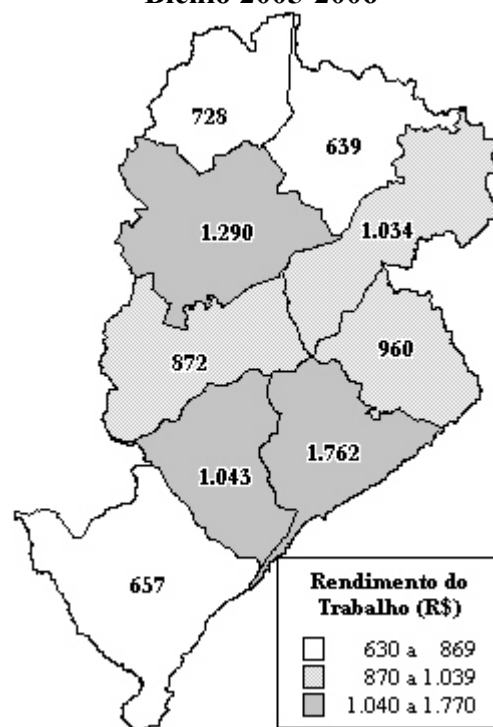
2. O mercado de trabalho em Belo Horizonte e em suas regiões administrativas

Com população em idade ativa (PIA) estimada em 2,1 milhões, em 2006 (DIEESE, 2007), o mercado de trabalho do município de Belo Horizonte (BH) apresentou indicadores bastante divergentes entre as suas nove regiões administrativas. Nos últimos dois anos, as regiões do Centro-Sul e Pampulha se destacavam por apresentar as taxas de desemprego mais reduzidas e os rendimentos médios do trabalho mais elevados, ao passo que as regiões do Barreiro, Venda Nova e Norte colocavam-se em situação oposta, ao apresentarem as taxas de desemprego mais elevadas e os menores rendimentos, nos últimos dois anos, pelos Mapas 2 e 3.

**Mapa 2 – Taxa de desemprego total
Regionais de Belo Horizonte
Biênio 2005-2006**



**Mapa 3 – Rendimento médio real dos
ocupados – Regionais de Belo Horizonte
Biênio 2005-2006**



Fontes dos dados básicos: Dieese/ Seade/ MTE/ FAT/ Fundação João Pinheiro/ Sine-MG. Pesquisa de Emprego e Desemprego - PED-RMBH.

Nota: Rendimento em reais de novembro de 2006. Inflator utilizado: IPCA-BH (IPEAD).

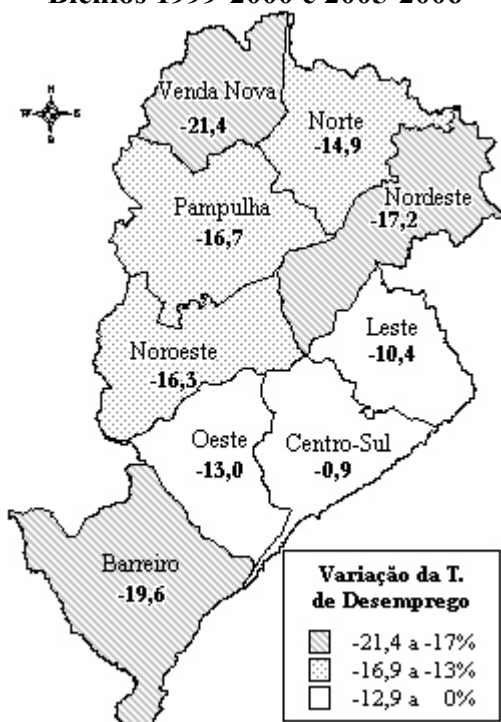
O trabalho de Machado (2002: 17) já havia identificado grandes disparidades entre os indicadores do mercado de trabalho de cada região, no início da década de 2000, como era o caso da larga amplitude das taxas de desemprego, que iam de 10,9%, no Centro-Sul, a elevados 20,7%, na região Norte¹. Daquele momento até os anos recentes, o mercado de trabalho seguiu uma tendência de melhora moderada, expressa, principalmente, pela retomada do crescimento das ocupações, em especial, no setor formal².

Apesar de se perceber ainda grandes diferenças entre as taxas de desemprego entre as regionais, observa-se, que ao longo da década, houve um movimento de redução das assimetrias, uma vez que a diminuição do desemprego ocorreu de forma mais intensa nas regiões administrativas onde as taxas apresentavam-se, inicialmente, mais elevadas (Mapa 4).

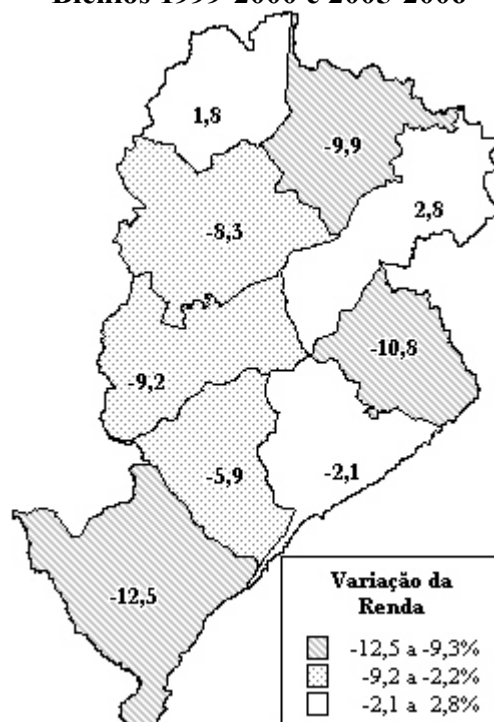
1 Mesmo nas regiões onde o desemprego era menor, as taxas apresentavam-se muito elevadas, em relação aos anos anteriores. No livro sobre a Situação do Trabalho no Brasil, do DIEESE (2001), tem-se uma circunstanciada caracterização da crise do mercado de trabalho no final da década de 1990.

2 Essa visão é compartilhada por Carlos Ramos, que analisando o mercado de trabalho metropolitano com dados da PME-FIBGE, entre 1990 e 2002, apontou quebra da curva de crescimento do emprego formal, em 1999, e concluiu que “Uma atenta leitura do acontecido nos anos 1990 nos induz a pensar que o pessimismo das elasticidades, muito usual nesses anos, deve ser visto com cautela” (RAMOS, 2003: 14). O trabalho de Chahad (2003), com dados da PED, entretanto, não identifica melhoras no mercado de trabalho após a desvalorização do câmbio de 1999, provavelmente por se ater à região metropolitana de São Paulo, que teve uma recuperação mais lenta que na maioria das demais regiões metropolitanas, nos últimos anos. A maior eficácia da fiscalização do Ministério do Trabalho e Emprego nas empresas, e a mudança de desempenho da Justiça do Trabalho seriam algumas razões institucionais que contribuiriam para o aumento da formalidade e redução dos assalariados sem carteira assinada, segundo Moretto e Krein (2005). Ver também Rodarte e Braga (2005), sobre as reversões de tendência nas regiões metropolitanas analisadas pela PED.

Mapa 4 – Variação da taxa de desemprego Regionais de Belo Horizonte Biênios 1999-2000 e 2005-2006



Mapa 5 – Variação do rendimento real Regionais de Belo Horizonte Biênios 1999-2000 e 2005-2006



Fontes dos dados básicos: Dieese/ Seade/ MTE/ FAT/ Fundação João Pinheiro/ Sine-MG. Pesquisa de Emprego e Desemprego - PED-RMBH.

Embora o mercado de trabalho apresentasse melhora, com a diminuição do desemprego, os rendimentos dos ocupados seguiram a tendência de redução, já observada ao longo da segunda metade da década de 1990. Diferentemente do que ocorreu com o movimento de redução do desemprego, a análise espacial desse movimento, pelo Mapa 5 não permite concluir, ter havido padrões distintos de variação da renda conforme o nível de renda pré-existente nas regionias. Dessa forma, se de um lado, os ocupados da região de Venda Nova beneficiaram-se com a majoração de rendimentos de 1,8%; por outro lado, os rendimentos dos ocupados do Barreiro sofreram as retrações mais intensas (12,5%), embora também tivessem baixos rendimentos. O próximo item do presente estudo busca detalhar esses e outros movimentos do mercado de trabalho no interior do município de BH, na busca de mais elementos para a sua compreensão, mediante estudo baseado nos tipos regionais, segundo a vulnerabilidade social ao risco de exclusão.

3. O mercado de trabalho pelos tipos regionais

3.1 Características da população em idade ativa e sua inserção no mercado de trabalho

O nível de instrução da população em idade ativa (PIA) é um dos principais elementos de mensuração da qualidade da oferta de trabalho, efetiva e potencial, e foi um dos aspectos que sofreu transformação ao longo da última década. Em 2005-2006, um número próximo da metade dos ocupados (45,5%) já possuíam, pelo menos o ensino médio completo (Tabela 1). Esse segmento, identificado, grosso modo, como o segmento mais qualificado, manteve-se em crescimento ao longo do período, parte, pelo esforço de escolarização da sociedade, parte pelo processo de envelhecimento. Com isso, o conjunto dos indivíduos em ensino fundamental incompleto, que ainda compõe, isoladamente, a maior parcela da PIA, também

constituiu no segmento por nível de instrução que mais retraiu, ao evoluir de 44,4% para 33,9% da PIA, entre os biênios de 1999-2000 e 2005-2006

Nas unidades de planejamento mais vulneráveis – UPs do Tipo I – apenas 22,6% da PIA tinha, pelo menos, o ensino médio completo, o que sugere uma elevada carência de formação educacional nesse segmento mais vulnerável, presente em várias regionais, mas sobretudo na Nordeste, Leste e Barreiro (Mapa 6 e Tabela 1). Ao se considerar os dois estratos imediatamente superiores, segundo o índice de vulnerabilidade social (Tipo II e Tipo III) observa-se acréscimos sucessivos de cerca de 10 pontos percentuais na proporção da PIA com esse nível mais elevado de escolaridade (32,0% e 40,3%, respectivamente). Dessa forma, apesar de relativamente mais escolarizada, os dados ainda apontam deficiência de instrução dessa população, o que obstaculiza uma inserção mais qualificada no mercado de trabalho.

**Tabela 1 - Distribuição da pia, segundo atributos pessoais -
Belo Horizonte e tipos regionais - Biênios 1999-2000 e 2005-2006**

(Em percentagem)

ATRIBUTO PESSOAL	TIPOS REGIONAIS (CLASSES DE IVS)											
	1999-2000						2005-2006					
	Total (BH)	I	II	III	IV	V	Total (BH)	I	II	III	IV	V
Total.....	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Faixa etária												
De 10 a 17 anos	17,4	22,3	18,9	17,1	15,3	12,1	14,4	18,4	16,0	15,0	12,5	8,8
De 18 a 24 anos	18,3	20,9	18,6	17,4	16,2	19,6	17,1	18,7	16,6	15,9	16,9	19,1
De 25 a 39 anos	28,3	27,8	30,0	30,0	28,2	22,5	27,5	28,2	29,1	29,2	25,8	23,3
De 40 anos e mais.....	36,0	29,0	32,5	35,5	40,3	45,8	41,0	34,7	38,3	39,9	44,8	48,8
Nível de instrução												
Analfabeto.....	3,5	6,9	4,2	3,8	1,5	1,0	2,8	5,5	3,7	2,8	1,3	0,7
Ensino fundamental incompleto.....	44,4	65,1	54,5	45,6	32,3	15,5	33,9	50,7	42,8	37,6	22,9	11,3
Ensino fundamental completo (1).....	18,8	18,1	21,5	19,8	18,2	13,1	17,8	21,2	21,4	19,3	15,3	8,9
Ensinos médio ou superior completos..	33,3	9,9	19,8	30,8	47,9	70,3	45,5	22,6	32,0	40,3	60,5	79,0
Ensino médio completo (2).....	23,0	9,3	17,3	23,4	32,4	35,2	32,0	21,2	28,1	32,3	39,7	37,4
Superior completo.....	10,3	0,6	2,5	7,4	15,5	35,1	13,5	1,4	3,9	8,0	20,8	41,6

Fonte dos dados básicos: Fonte: Dieese/ Seade/ MTE/ FAT/ Fundação João Pinheiro/ Sine-MG.

Pesquisa de Emprego e Desemprego - PED-RMBH. (1) Inclui ensino médio incompleto; (2) Inclui ensino superior incompleto.

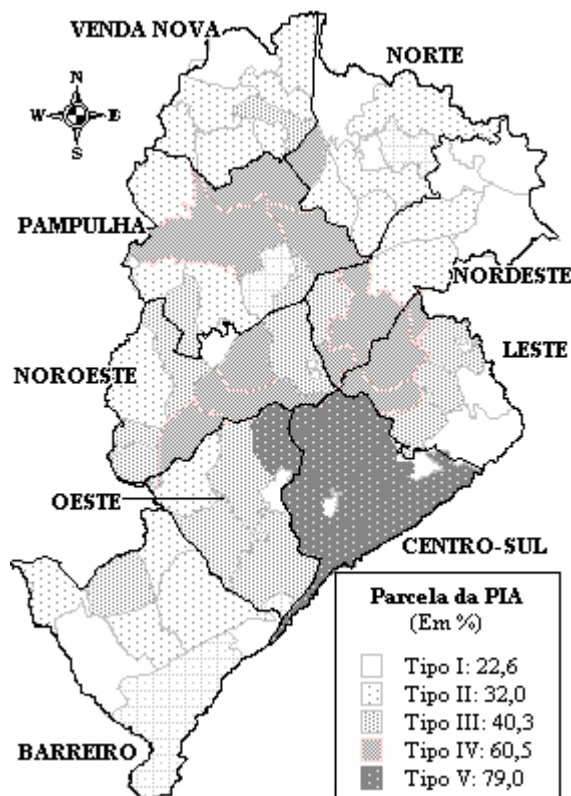
O nível de instrução é uma das cinco dimensões da cidadania tomadas para se avaliar o IVS de cada unidade de planejamento. Por isso, a gradação do nível de escolaridade encontrada entre os tipos regionais, é uma decorrência do método gerador desses agrupamentos, e não causa surpresa. É importante ressaltar, entretanto, que o fenômeno de crescimento do nível de instrução vem se dando em todos os tipos regionais, mas ocorreu de forma mais intensa nas áreas menos escolarizadas, pelo acréscimo da parcela de indivíduos com o ensino médio completo, como ilustra o Mapa 7.

Além da escolarização, ao longo da década atual, a população vem sofrendo outra transformação que também envolve importantes mudanças no mercado de trabalho. Trata-se do processo de envelhecimento da população, o que, via de regra, implica a maior presença de pessoas de terceira idade no mercado de trabalho. Ao longo dos últimos sete anos, a parcela da população em idade ativa (PIA) com 40 anos e mais elevou-se em cinco pontos percentuais, ao variar de 36,0%, no biênio 1999-2000, para os atuais 41,0%, no município. Esse movimento foi concomitante às retrações dos segmentos etários mais jovens da PIA, sendo em três pontos percentuais, para a faixa de 10 a 17 anos, e 1,2 pontos percentuais para aqueles com 18 a 24 anos (Tabela 1).

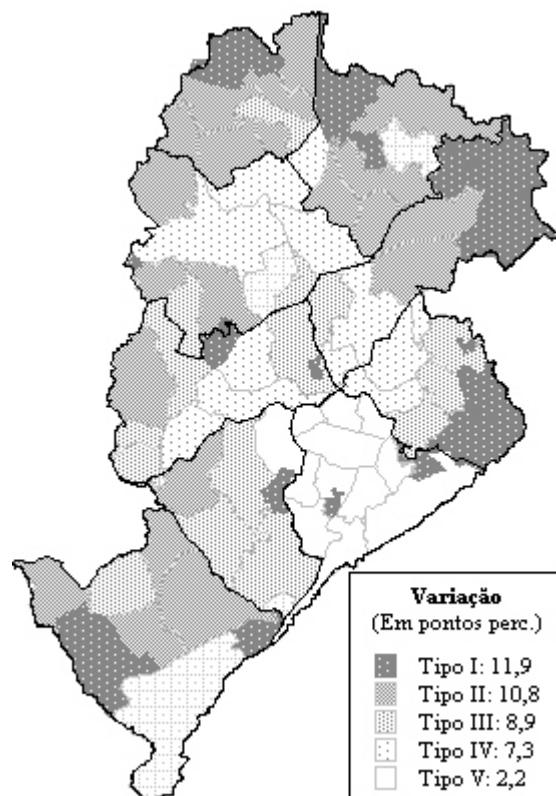
Embora a população nas unidades de planejamento de menor vulnerabilidade social (Tipos IV e V) seja relativamente mais envelhecida (Mapa 8), o processo de envelhecimento, observado na década, tem ocorrido de forma mais intensa nas áreas socialmente mais

vulneráveis (Mapa 9). Nas áreas dos tipos II e I, por exemplo, enquanto o segmento de 10 a 17 anos diminuía 2,9 e 3,9 pontos percentuais, respectivamente, a faixa de 40 anos e mais ampliava 5,8 e 5,7 pontos percentuais, respectivamente, entre os biênios de 1999-2000 e de 2005-2006.

**Mapa 6 – Parcela da PIA com ensino médio completo ou mais – BH
Biênio 2005-2006**



**Mapa 7 – Crescimento da parcela da PIA com ensino médio completo⁽¹⁾ – BH
Biênios 1999-2000 e 2005-2006**



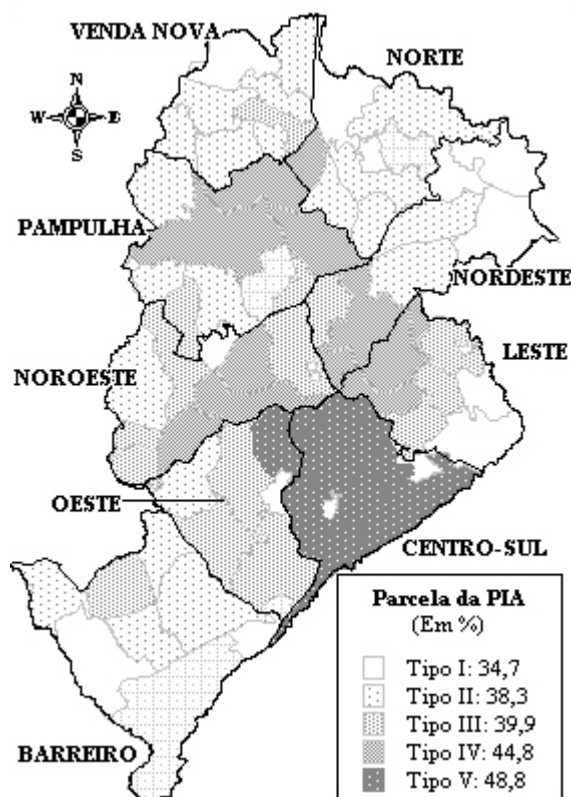
Fonte dos dados básicos: Fonte: Dieese/ Seade/ MTE/ FAT/ Fundação João Pinheiro/ Sine-MG. Pesquisa de Emprego e Desemprego - PED-RMBH. (Ver Tabela 1). (1) Inclui ensino superior incompleto.

Quanto à relação da PIA com o mercado de trabalho, observa-se que ao longo do período estudo, houve aumento de sua inserção, de 57,8% para 60,5%, em Belo Horizonte (Tabela 2). Esse movimento refletiu, sobretudo, o crescimento da participação de mulheres (7,4%), dos adultos de 40 anos e mais (5,5%), e dos indivíduos com ensino médio completo ou superior incompleto (4,1%), e foi atenuado, principalmente, pela expressiva saída dos analfabetos (23,9%) e daquele que tinham apenas o fundamental incompleto (7,6%).

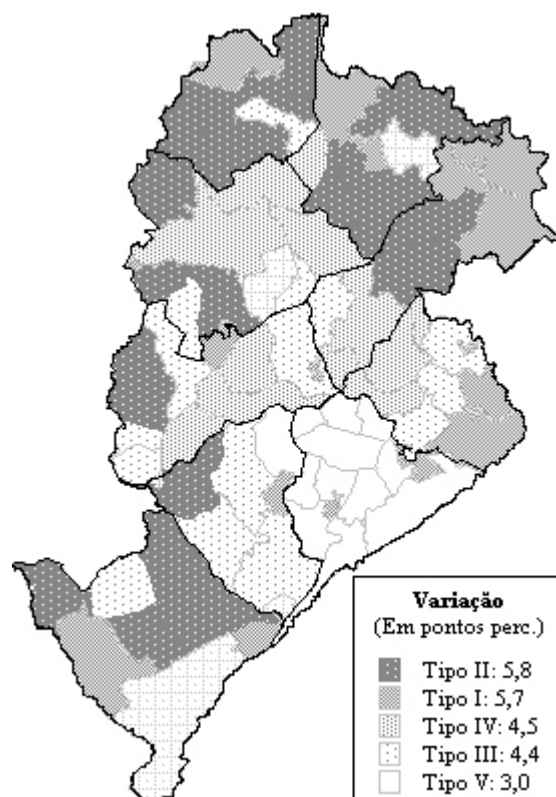
No biênio de 2005 e 2006, assim como no final da década de 1990, os três tipos regionais com IVS mais elevados detinham taxas de participação mais altas que a apresentada para todo o município de Belo Horizonte, reflexo do maior envolvimento da população em idade ativa (PIA) no mercado de trabalho nessas áreas. No tipo regional I, 61,6% da PIA estava inserida no mercado de trabalho, ao passo que no tipo regional V, essa razão encontrava-se em 57,8%, nos últimos dois anos. O crescimento dessa taxa, em BH, ao longo do período, ocorreu em todos os tipos regionais analisados, e esse aumento da taxa variou entre 3,4%, no tipo II e 6,1%, no tipo V.

O maior ingresso de mulheres no mercado de trabalho observado no município foi reflexo, principalmente, da mudança comportamental feminina nas áreas mais vulneráveis (Tipos I, II e III). Já nos tipos regionais com IVS menor, o aumento da taxa de participação ocorreu com intensidade semelhante para ambos os sexos.

**Mapa 8 – Parcela da PIA com
40 anos e mais – BH –
Biênio 2005-2006**



**Mapa 9 – Crescimento da parcela da PIA
com 40 anos e mais – BH –
Biênios 1999-2000 e 2005-2006**



Fonte dos dados básicos: Fonte: Dieese/ Seade/ MTE/ FAT/ Fundação João Pinheiro/ Sine-MG. Pesquisa de Emprego e Desemprego - PED-RMBH. (Ver Tabela 1).

**Tabela 2 - Taxas de participação, segundo atributos pessoais - Belo Horizonte -
Biênios 1999-2000 e 2005-2006**

(Em percentagem)

ATRIBUTO PESSOAL	TIPOS REGIONAIS (CLASSES DE IVS)											
	1999-2000						2005-2006					
	Total (BH)	I	II	III	IV	V	Total (BH)	I	II	III	IV	V
Total.....	57,8	58,6	59,0	58,3	57,3	54,5	60,5	61,6	61,0	61,2	60,2	57,8
Sexo												
Homens	66,8	67,7	69,2	67,5	65,5	60,5	68,1	68,3	68,9	69,3	68,5	63,9
Mulheres	50,2	50,3	49,7	50,3	50,5	50,1	53,9	55,6	54,0	54,4	53,2	52,8
Faixa etária												
De 10 a 17 anos	16,0	19,9	18,8	15,7	(3)	(3)	16,1	21,4	18,3	16,1	(3)	(3)
De 18 a 24 anos	72,6	78,7	80,1	73,9	69,3	52,0	74,0	83,0	80,9	78,4	69,0	54,7
De 25 a 39 anos	82,3	79,1	80,4	82,6	85,0	85,9	84,7	82,9	83,4	85,5	85,9	86,4
De 40 anos e mais.....	51,3	54,3	50,5	50,5	50,2	52,7	54,1	54,0	53,2	53,6	55,5	54,4
Nível de instrução												
Analfabeto.....	27,6	(3)	(3)	(3)	(3)	(3)	21,0	(3)	(3)	(3)	(3)	(3)
Ensino fundamental incompleto.....	46,1	53,1	48,7	45,0	35,7	(3)	42,6	50,2	45,2	41,8	33,3	(3)
Ensino fundamental completo (1).....	62,3	73,5	69,7	63,6	54,0	(3)	62,1	72,3	67,9	65,0	50,6	(3)
Ensinos médio ou superior completos....	74,2	86,7	82,6	78,6	74,3	63,2	75,6	86,2	82,4	80,4	73,7	65,2
Ensino médio completo (2).....	70,5	86,4	82,3	76,0	68,9	48,7	73,4	86,4	82,1	79,7	69,2	51,6
Superior completo.....	82,4	90,0	84,9	86,7	85,4	77,8	80,7	84,3	85,0	83,4	82,4	77,4

Fonte dos dados básicos: Fonte: Dieese/ Seade/ MTE/ FAT/ Fundação João Pinheiro/ Sine-MG. Pesquisa de Emprego e Desemprego - PED-RMBH. (1) Inclui ensino médio incompleto; (2) Inclui ensino superior incompleto; (3) A amostra não comporta a desagregação para esta categoria.

A maior inserção no mercado de trabalho na PIA das áreas mais vulneráveis socialmente está estreitamente relacionada à entrada precoce de crianças, adolescente e jovens no mercado de trabalho, no biênio analisado. De fato pode-se concluir que quando maior a vulnerabilidade dos habitantes, maior era a proporção de pessoas de menor faixa etária na força de trabalho. No tipo regional I, onde esse fenômeno era mais intenso, 21,4% das crianças e adolescentes de 10 a 17 anos estavam pressionando o mercado de trabalho. Mesmo para os jovens de 18 a 24 anos, observava-se relação direta entre taxas de participação e índice de vulnerabilidade social. O oposto dava-se com a faixa etária relacionada à fase posterior, em geral, relacionada ao início da fase mais produtiva, entre 25 e 40 anos, uma vez que as respectivas taxas de participação eram mais elevadas nos tipos regionais de menor vulnerabilidade social, chegando a 86,4%, nas UPs de tipo V. Essas diferenças das taxas de participação por idade, entre os tipos regionais, resultaram de um processo de recrudescimento, uma vez que ao longo do período estudado, as taxas de participação entre jovens e adolescentes cresceram relativamente mais nas áreas mais vulneráveis do que nos segmentos espaciais menos sujeitos ao processo de exclusão social.

Em relação à escolaridade, a Tabela 2 mostra que a relação direta entre inserção na força de trabalho e vulnerabilidade social se verifica para todos os níveis de instrução, nos biênios analisados. Entre os indivíduos da PIA com ensino médio completo ou superior incompleto, por exemplo, a taxa de participação era de apenas 51,6% no tipo V, contra 86,4% no tipo I, nos últimos dois anos. Ao longo do período analisado, a expressiva retração da participação de segmentos menos escolarizados deu-se de forma generalizada entre todos os tipos regionais.

3.2 Desemprego

Ao longo da presente década, o crescimento de postos de trabalho, a um ritmo superior ao crescimento também acelerado da oferta de trabalho, propiciou uma quase generalizada redução do desemprego em BH (DIEESE, 2007). A taxa de desemprego total, estimada em 16,6%, no biênio final da década anterior, reduziu para 14,1% da população economicamente ativa (PEA), no período 2005-2006 (Tabela 3).

Tabela 3 - Taxas de desemprego, segundo atributos pessoais - Belo Horizonte - Biênios 1999-2000 e 2005-2006

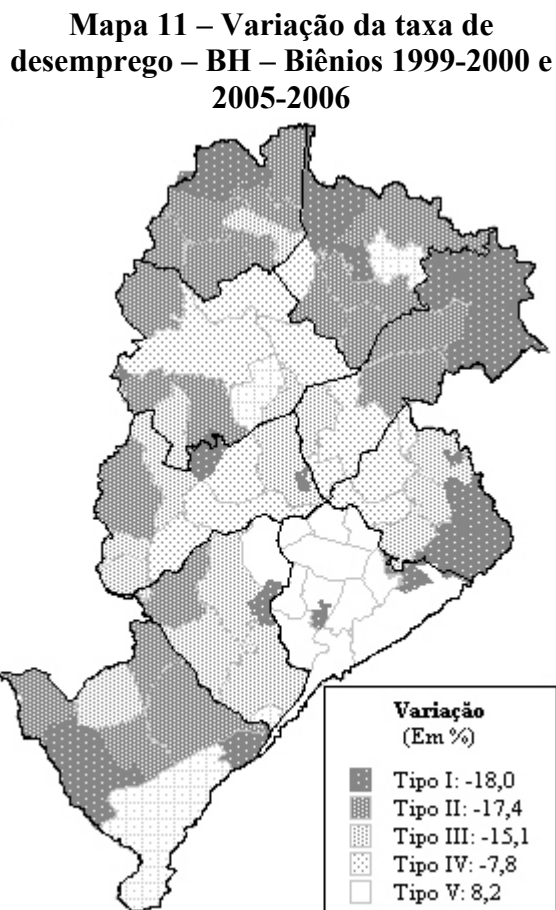
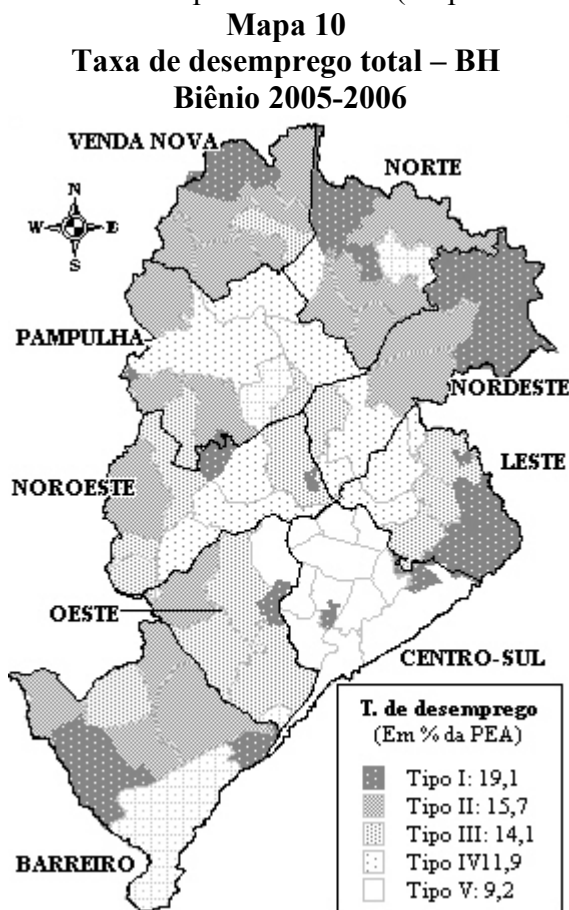
ATRIBUTO PESSOAL	(Em percentagem)											
	TIPOS REGIONAIS (CLASSES DE IVS)											
	1999-2000						2005-2006					
	Total (BH)	I	II	III	IV	V	Total (BH)	I	II	III	IV	V
Total.....	16,6	23,3	19,0	16,6	12,9	8,5	14,1	19,1	15,7	14,1	11,9	9,2
Sexo												
Homens	15,0	21,8	16,5	14,7	11,6	(1)	12,0	15,9	13,1	12,1	10,2	(1)
Mulheres	18,4	25,1	22,1	18,9	14,2	(1)	16,3	22,6	18,6	16,2	13,7	(1)
Faixa etária												
De 10 a 17 anos	45,3	50,5	46,9	(1)	(1)	(1)	50,6	(1)	48,6	(1)	(1)	(1)
De 18 a 24 anos	26,9	32,9	27,3	26,9	24,3	(1)	25,3	28,4	26,2	25,1	24,2	(1)
De 25 a 39 anos	13,4	18,0	15,4	13,3	10,5	(1)	11,4	13,6	12,1	11,6	10,1	(1)
De 40 anos e mais.....	8,8	12,8	10,8	9,7	(1)	(1)	6,7	(1)	8,2	(1)	(1)	(1)
Nível de instrução												
Até ensino fundamental (2).....	20,6	24,1	20,8	20,1	18,2	(1)	17,8	20,5	17,5	16,9	16,1	(1)
Ensino médio completo ou mais.....	11,2	18,7	14,4	11,8	9,7	8,4	11,3	15,9	13,2	11,6	10,4	8,5

Fonte dos dados básicos: Fonte: Dieese/ Seade/ MTE/ FAT/ Fundação João Pinheiro/ Sine-MG.

Pesquisa de Emprego e Desemprego - PED-RMBH. (1) A amostra não comporta a desagregação para esta categoria.

(2) Inclui ensino médio incompleto.

O declínio do desemprego no município praticamente se espalhou em todas as áreas do Município, com a exceção dos espaços menos vulneráveis, onde a taxa de desemprego cresceu 8,2%, ao longo da década atual. De fato, pode-se observar uma concentração espacial do movimento, na medida em que a diminuição do desemprego foi tão maior quanto mais elevada a vulnerabilidade social, chegando a reduzir 19,1% nas UPs identificadas com o tipo regional I, o que resultou na atenuação das diferenças regionais entre as taxas de desemprego, encontradas no período inicial. (Mapas 10 e 11).



Fonte dos dados básicos: Fonte: Dieese/ Seade/ MTE/ FAT/ Fundação João Pinheiro/ Sine-MG. Pesquisa de Emprego e Desemprego - PED-RMBH. (Ver Tabela 3).

Na análise por atributo pessoal, observou-se que o desemprego reduziu para ambos os sexos, em todos os tipos regionais com disponibilidade de informação. Entretanto, essa diminuição, de forma geral, foi mais expressiva para os homens, o que acentuou as disparidades entre os sexos, em prejuízo das mulheres, que já mantinham uma posição mais desfavorável no início do período de análise. Como resultado, enquanto os homens ostentavam taxa de desemprego de 12,0%, as mulheres, apresentavam a mesma taxa de 16,3%, no biênio 2005-2006, em BH. As diferenças entre as taxas de desemprego por sexo eram maiores nas áreas de tipo regional I, de 15,9% e 22,6%, respectivamente, para o mesmo período.

Em diversos contextos, o desemprego atual tem se apresentado de uma forma mais crônica entre os jovens. BH, no período analisado, não escapava a essa realidade e nos dois últimos anos, a PED apontou que pouco mais da metade (50,6%) dos jovens de 10 a 17 anos inseridos na força de trabalho estavam desempregados. Essa taxa recuou para a metade (25,3%) entre os jovens de 18 a 24 anos. No caso extremo oposto, colocavam-se os indivíduos de 40 anos e mais, com a mesma percentagem estimada em 6,7%. Analogamente aos movimentos do desemprego observado entre sexos, no caso do atributo de idade, constatou-se que a evolução recente acentuou as diferenças iniciais, na medida em que o desemprego

recuou expressivamente para os mais velhos, tendo, inclusive, ampliado para os mais jovens, de 10 a 17 anos. Nas UPs de tipo II, o desemprego reduziu 24,1%, para os indivíduos de 40 anos e mais, e cresceu 3,6% entre aqueles com 10 a 17 anos.

Quanto à segmentação da PEA segundo o nível de instrução, a situação do desemprego em BH é semelhante com outros casos mais freqüentemente apresentados, que apontam dificuldades maiores de encontrar emprego entre aqueles com menor nível de instrução. Nos últimos dois anos, o número de desempregados na PEA entre os indivíduos que tinham até o ensino fundamental, ou médio incompleto era expressivamente superior que a parcela de desempregados na PEA mais instruída, com pelo menos o ensino médio completo (17,8% e 11,3%, respectivamente). Essa diferença é notada em todos os tipos regionais com disponibilidade de informação.

A redução do desemprego, no decurso dessa década, ocorreu de forma mais intensa entre os indivíduos com menor nível de instrução. Tal comportamento apresenta-se, aparentemente, contraditório com as novas tendências observadas de elevação do grau de qualificação exigida para o preenchimento de novos postos de trabalho. Esse fenômeno, no entanto, pode ser explicado, de um lado, pela eliminação das possibilidades de nova inserção dos menos instruídos, o que acarreta em sua saída do mercado de trabalho, e por extensão, das estatísticas de desempregados; e por outro lado, pelo rápido crescimento da oferta de trabalho com elevado nível de instrução, não acompanhado, a contento, pela demanda de trabalho com esse perfil. Deve-se acrescentar a isso, o novo surto de crescimento de ocupações com baixa exigência de qualificação, como a construção civil. Por fim, deve-se observar, entretanto, que a expressiva redução do desemprego entre aquele com mais elevada instrução nas UPs de maior vulnerabilidade, principalmente no tipo I, o que se deve atribuir, provavelmente, à conquista de uma nova inserção na ocupação.

3.3 Ocupados

Na presente década, a PED apurou, em BH, que o expressivo crescimento da ocupação ocorreu, principalmente, pelo crescimento de assalariamento formal, uma vez que constituiu na única forma de inserção a ganhar representatividade, no decorrer dos últimos sete anos, ao passar de 52,0% dos ocupados – pela somatório de com carteira no setor privado e no setor público – para 55,1%, entre os dois biênios analisados (Tabela 4).

Nos últimos dois anos, assim como no final da década passada, os dois componentes do segmento formal dos assalariados de distribuíam de forma oposta por nível de vulnerabilidade. O assalariamento com carteira no setor privado ocupava uma parcela maior dos ocupados quanto mais vulnerável era a área, ocorrendo o oposto no caso dos assalariados no setor público. Assim, a presença de assalariados com carteira era maior no Tipo I (47,4%) – pela Tabela 1 e Mapa 12 – ao passo que a parcela de assalariados no setor público atingia o seu máximo (23,0%) no Tipo V.

Ao longo do período analisado, a ampliação da formalidade no assalariamento com carteira deu-se de forma disseminada em todos os tipos regionais, com algumas particularidades (Mapa 13). Nas UPs mais vulneráveis (tipo I), o aumento desse segmento formal, de 45,4% para 47,4% dos ocupados, deu-se concomitante à diminuição da proporção de empregados domésticos (de 15,9% para 13,2%), o que não impediu de continuar sendo as áreas de maior prevalência dessa forma de ocupação. O aumento do assalariamento com carteira, entretanto, foi maior nas áreas de menor vulnerabilidade social (tipo V), ao passar de 26,9% para 30,6%, embora esse aumento relativo tenha se dado juntamente com o aumento da presença de assalariados sem carteira e autônomos.

Tabela 4 - Distribuição dos ocupados, segundo posição na ocupação e setor de atividade - Belo Horizonte - Biênios 1999-2000 e 2005-2006

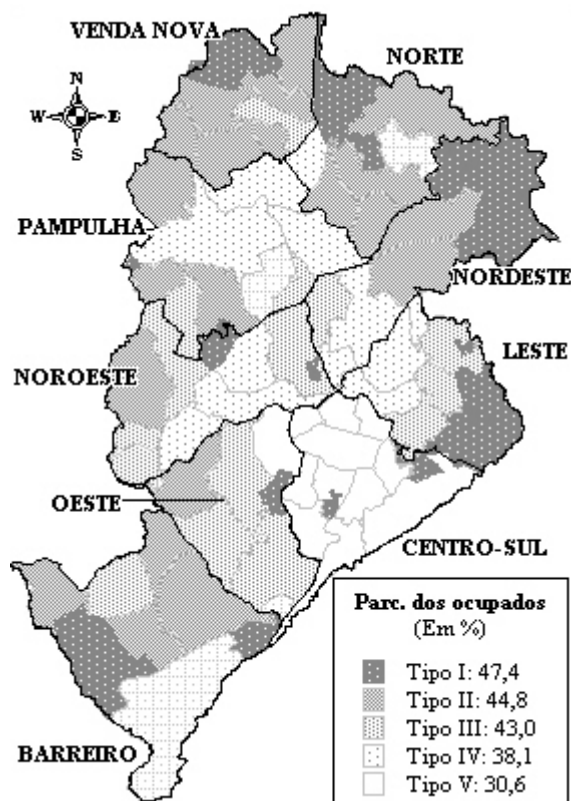
(Em porcentagem)

ATRIBUTO PESSOAL	TIPOS REGIONAIS (CLASSES DE IVS)											
	1999-2000						2005-2006					
	Total (BH)	I	II	III	IV	V	Total (BH)	I	II	III	IV	V
Posição na ocupação.....	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Assalariados set. priv. com carteira.....	38,4	45,4	41,7	39,6	35,3	26,9	41,2	47,4	44,8	43,0	38,1	30,6
Assalariados set. priv. sem carteira.....	9,5	8,9	10,8	9,9	8,7	8,2	9,3	9,2	9,5	9,1	9,2	9,4
Assalariados set. público.....	13,6	6,4	9,6	13,4	18,4	21,8	13,9	7,5	9,3	12,8	18,6	23,0
Autônomos.....	19,5	20,5	22,8	20,2	18,9	11,2	19,4	20,4	22,6	20,4	18,4	12,1
Empregador.....	5,9	(1)	3,3	5,3	7,9	13,8	5,2	(1)	2,9	4,3	7,4	11,3
Empregados domésticos.....	9,8	15,9	10,0	9,0	6,8	9,3	8,0	13,2	9,5	8,6	4,7	(1)
Demais.....	3,3	(1)	(1)	(1)	4,0	8,8	3,0	(1)	(1)	(1)	(1)	9,0
Sector de atividade.....	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Indústria.....	12,3	11,3	14,3	13,1	12,2	7,9	12,1	12,1	14,2	11,5	11,7	9,5
Construção civil.....	6,7	11,5	8,5	5,9	3,7	4,2	5,4	9,1	6,2	6,1	3,1	3,3
Comércio.....	14,7	14,6	16,2	15,3	14,9	10,4	14,9	15,3	16,4	16,8	14,0	9,7
Serviços.....	56,0	46,2	50,5	56,1	62,1	67,6	59,2	50,0	53,4	56,7	66,4	72,1
Empregados domésticos.....	9,8	15,9	10,0	9,0	6,8	9,3	8,0	13,2	9,5	8,6	4,7	(1)
Outros.....	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)

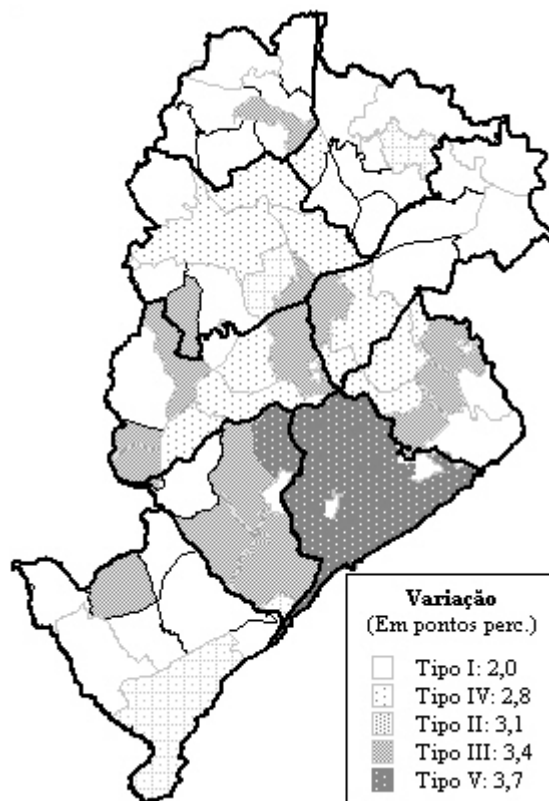
Fonte dos dados básicos: Fonte: Dieese/ Seade/ MTE/ FAT/ Fundação João Pinheiro/ Sine-MG.

Pesquisa de Emprego e Desemprego - PED-RMBH. (1) A amostra não comporta a desagregação para esta categoria.

Mapa 12 – Parcela de assalariados com carteira no setor privado BH – Biênio 2005-2006



Mapa 13 – Crescimento da parcela de assalariados com carteira no setor privado BH – Biênios 1999-2000 e 2005-2006



Fonte dos dados básicos: Fonte: Dieese/ Seade/ MTE/ FAT/ Fundação João Pinheiro/ Sine-MG. Pesquisa de Emprego e Desemprego - PED-RMBH (Ver Tabela 4).

Ao longo da década de 2000, os serviços vêm se firmando como o setor mais pujante e que abarca o maior número de ocupados em BH, chegando a absorver 59,2% do total no último biênio, ao passo que os setores da construção civil e emprego doméstico haviam perdido posição, no período de análise. O processo de desindustrialização, que foi muito acentuado na década anterior, pelos números apresentados, parece ter sido interrompido, uma vez que o nível ocupacional desse setor, assim como o do comércio, mantiveram suas respectivas participações relativamente estáveis.

Nos segmentos mais vulneráveis do município, notadamente nos tipos regionais I e II, a perda relativa de importância dos setores da construção civil e do emprego doméstico foi combinada com a ampliação da presença de ocupados nos serviços. Nas áreas mais favorecidas pelos baixos índices de vulnerabilidade social (Tipo I), o crescimento da percentagem de ocupados nos serviços veio acompanhado do crescimento na indústria, e pelo recuo da presença relativa não só da construção civil, como também do comércio.

3.4 Rendimento

Em que pese a recuperação recente de alguns dos principais indicadores do mercado de trabalho, *vis-à-vis* a dinâmica de crise na última década do século passado, o rendimento tem se mostrado uma das variáveis mais resistentes à melhora. Ao cotejar os níveis de rendimento real entre os anos finais da década de 90 e os últimos dois anos, constata-se perda quase generalizada da remuneração dos trabalhadores em BH, que na média, evoluiu de R\$ 1.063, no biênio 1999-2000, para os atuais R\$1.013 (Tabela 5). Por posição na ocupação, observou-se perdas mais intensas entre aqueles ocupados com rendimentos variáveis, como os empregadores e os autônomos. O emprego doméstico, por sua vez, foi o único setor a perceber majoração de rendimentos.

Tabela 5 - Rendimento real médio dos ocupados⁽¹⁾, segundo posição na ocupação e setor de atividade - Belo Horizonte - Biênios 1999-2000 e 2005-2006

(Em reais de novembro de 2006)

ATRIBUTO PESSOAL	TIPOS REGIONAIS (CLASSES DE IVS)											
	1999-2000						2005-2006					
	Total (BH)	I	II	III	IV	V	Total (BH)	I	II	III	IV	V
Posição na ocupação.....	1.063	532	724	983	1.414	2.080	1.013	538	689	822	1.338	1.953
Assalariados set. priv. com carteira.....	986	564	713	966	1.360	2.144	931	573	713	788	1.254	1.841
Assalariados set. priv. sem carteira.....	598	390	444	572	809	(2)	576	408	443	477	735	(2)
Assalariados set. público.....	1.795	(2)	1.183	1.524	2.037	2.758	1.746	(2)	1.165	1.407	1.976	2.541
Autônomos.....	882	552	746	862	1.077	1.633	751	444	586	663	970	1.476
Empregador.....	2.551	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)	2.310	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)
Empregados domésticos.....	318	302	305	302	337	(2)	344	331	324	342	359	(2)
Demais.....	2.558	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)	2.246	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)
Setor de atividade.....	1.063	532	724	983	1.414	2.080	1.013	538	689	822	1.338	1.953
Indústria.....	1.165	647	796	1.156	1.636	(2)	1.114	656	788	952	1.536	(2)
Construção civil.....	874	600	710	(2)	(2)	(2)	862	549	582	(2)	(2)	(2)
Comércio.....	933	537	687	846	1.223	(2)	824	529	668	709	1.086	(2)
Serviços.....	1.254	576	816	1.126	1.565	2.358	1.154	575	756	923	1.428	2.080
Empregados domésticos.....	318	302	305	302	337	(2)	344	331	324	342	359	(2)
Outros.....	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)

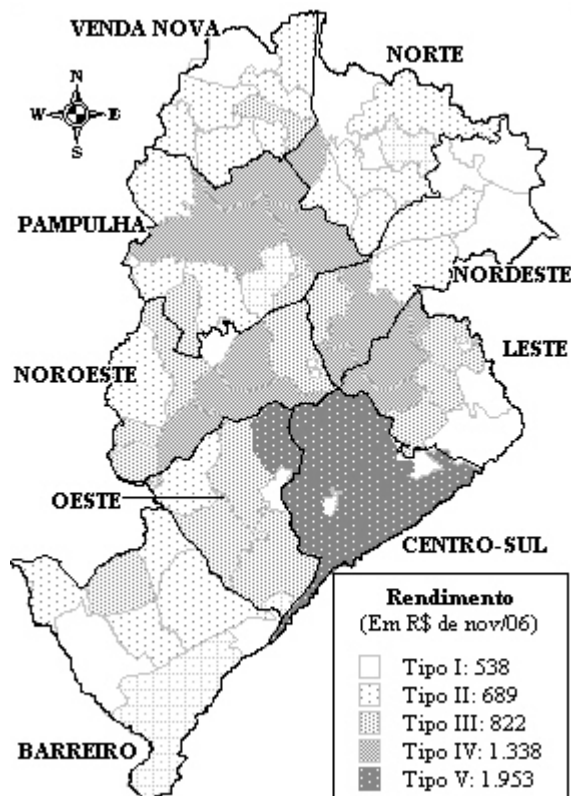
Fonte dos dados básicos: Fonte: Dieese/ Seade/ MTE/ FAT/ Fundação João Pinheiro/ Sine-MG.

Pesquisa de Emprego e Desemprego - PED-RMBH. (1) Exclusive os assalariados e os empregados domésticos assalariados que não tiveram remuneração no mês, os trabalhadores familiares sem remuneração salarial e os trabalhadores que ganharam exclusivamente em espécie ou benefício. Inflator utilizado: IPCA - BH (IPEAD). (2) A amostra não comporta a desagregação para esta categoria.

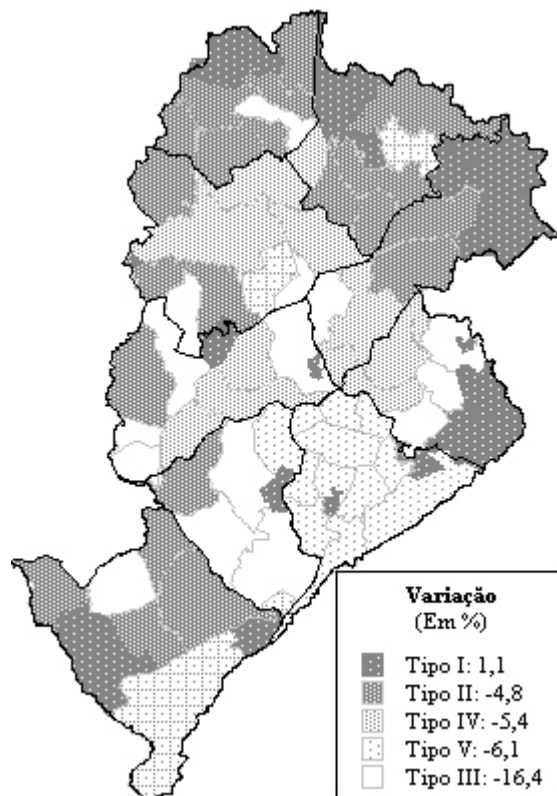
Assim como em anos anteriores, os dados da PED de 2005 e 2006 mostram uma ampla assimetria entre os rendimentos dos ocupados moradores áreas de diferentes níveis de

vulnerabilidade, na medida em que o rendimento médio do Tipo V equivalia a pouco menos que o quadruplo do rendimento dos que residiam no Tipo I (Mapa 14). Entretanto, essa amplitude era ainda mais larga no período inicial de análise e esse estreitamento das diferenças é resultado, de um lado do incremento de renda entre os ocupados do Tipo I (1,1%), e de outro lado, da perda de renda entre os do Tipo V (6,1%). Ainda na análise intra-municipal, as maiores perdas foram observadas entre os habitantes das UPs de níveis medianos de vulnerabilidade social (tipo III), ao retrair 16,4%. Lá, as diminuições mais intensas ocorreram entre os autônomos (23,1%), pela forma de inserção, e nos setores de serviços (18,0%) e indústria (17,6%).

**Mapa 14 – Rendimento dos ocupados
BH – Biênio 2005-2006**



**Mapa 15 – Variação do rendimento
BH – Biênios 1999-2000 e 2005-2006**



Fonte dos dados básicos: Fonte: Dieese/ Seade/ MTE/ FAT/ Fundação João Pinheiro/ Sine-MG. Pesquisa de Emprego e Desemprego - PED-RMBH (Ver Tabela 5). Inflator utilizado: IPCA-BH (IPEAD)

Considerações finais

À guisa de conclusão, pode-se constatar que grande parte da melhora dos indicadores de mercado de trabalho, ocorrida nessa década, repercutiu de forma mais intensa nos segmentos mais vulneráveis da população de Belo Horizonte, observando, inclusive a deterioração de alguns indicadores nos segmentos sociais mais protegidos do risco de exclusão social. São exemplos emblemáticos dessas transformações, a evolução da taxa de desemprego, que retraiu no Tipo I (18,0%) e se agravou no Tipo V (8,2%); e o comportamento do rendimento do trabalho, que obteve majoração no Tipo I (1,1%), e simultaneamente, retraiu entre os ocupados moradores no Tipo V (6,1%)

Em parte, a melhora do mercado de trabalho para os segmentos mais vulneráveis parece estar associada à própria mudança de perfil de seus moradores, quer pelo processo de envelhecimento, quer pelo esforço de escolarização, ou seja, pela redução da parcela dos jovens e menos instruídos, que tendiam a ter uma inserção mais precária no mercado de trabalho.

Deve-se considerar, entretanto, que a taxa de desemprego, se por um lado, evoluiu reduzindo as diferenças apresentadas no início da década atual entre as diversas áreas do município, por outro, teve uma dinâmica de aumento das assimetrias segundo o perfil dos inseridos na força de trabalho, uma vez que a redução do desemprego beneficiou mais os homens e as pessoas de 40 anos e mais, que já apresentavam taxas menores que as mulheres e os jovens.

Na análise dos dados apresentados sobre ocupação e rendimento, deve ser ressaltada a importância dos aumentos da formalidade e do salário mínimo na proteção e crescimento do poder de compra dos menores rendimentos, que foi observado nos segmentos mais vulneráveis da população de Belo Horizonte. Tais fatores provavelmente devem constituir as condicionantes que corroboraram a recente desconcentração de renda, ao menos, nos espaços das grandes regiões metropolitanas brasileiras.

Referências bibliográficas

- CHAHAD, José P. Z. Tendências recentes no mercado de trabalho: pesquisa de emprego e desemprego. In: **São Paulo em perspectiva**. São Paulo: SEADE. 17(3-4), 2003, p. 205-217.
- DIEESE. **Boletim Pesquisa de Emprego e Desemprego no município de Belo Horizonte**: Resultados do ano de 2006. Belo Horizonte: DIEESE, 2007.
- DIEESE. **A situação do trabalho no Brasil**. São Paulo: DIEESE, 2001.
- MACHADO, Carlos Wagner. **A inserção dos moradores de Belo Horizonte no mercado de trabalho a partir das regiões e dos tipos regionais**. In: Revista Pensar BH – Política Social, ano 1, n. 3. Dez. 2002. p. 13-25.
- MAPA da Exclusão Social em Belo Horizonte. In: Revista Planejar BH. Belo Horizonte: PBH. Ano 2, n. 8. Ago. 2000. p. 5-14.
- MORETTO, Amilton; KREIN, José D. O crescimento da formalização do emprego: Como explicá-la? In: IX Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos do Trabalho, 2005, Recife-PE. **Anais...** 2005.
- RAMOS, Carlos A. O emprego nos anos 1990: O regime macroeconômico importa?. In: **Mercado de Trabalho – Conjuntura e Análise**. Nº 22. Rio de Janeiro: IPEA. Novembro de 2003. p. 11-14.
- RODARTE, Mario M. S.; BRAGA, Thaiz S. Tendências recentes do mercado de trabalho no Brasil a partir da Pesquisa de Emprego e Desemprego(PED). In: DIEESE. (Org.). **O trabalho no setor terciário: emprego e desenvolvimento tecnológico**. Campinas e São Paulo, 2005, v. 8.

UMA AVALIAÇÃO DO FATOR TRABALHO E DOS RENDIMENTOS NO SISTEMA DE CONTAS NACIONAIS DO BRASIL

*João Hallak Neto**

*Luciene Rodrigues Kozovits***

*Roberto Luís Olinto Ramos****

*Sandra Rosa Pereira*****

Resumo

Este estudo tem como objetivo comparar os resultados do fator trabalho e dos rendimentos a ele associados entre a séries antiga e nova do SCN do Brasil. Assim, foram apresentados os principais aspectos conceituais e metodológicos e as diferenças existentes na construção e nos resultados obtidos pelas duas séries do SCN. Para avaliar os novos resultados, eles foram comparados com os dados de duas importantes bases estatísticas freqüentemente utilizadas nos estudos relativos ao mercado de trabalho: a Pnad e a POF. O confronto dos resultados do SCN com os das bases selecionadas ratificaram a conclusão de que as variáveis estudadas estão melhor mensuradas na nova série do SCN, e que, de fato, se encontravam subestimadas nos anos finais da série antiga.

Palavras-chave: rendimento do trabalho; população ocupada; ocupação; Sistema de Contas Nacionais.

* Mestrado em Economia pela Universidade Federal Fluminense (UFF); Gerente de renda e emprego da Coordenação de Contas Nacionais do IBGE.

joao.hallak@ibge.gov.br

** Mestrado em Economia Empresarial pela Universidade Candido Mendes – RJ; Analista de renda e emprego da Coordenação de Contas Nacionais do IBGE.

luciene.kozovits@ibge.gov.br

*** Doutorado em Engenharia de Produção pela COPPE/UFRJ; Chefe da Coordenação de Contas Nacionais do IBGE.

roberto.olinto@ibge.gov.br

**** Mestrado em Saúde Pública pela Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca; Analista de renda e emprego da Coordenação de Contas Nacionais do IBGE. sandra.pereira@ibge.gov.br

1. Introdução

O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) divulgou em março de 2007 os resultados da nova série do Sistema de Contas Nacionais (SCN), que tem como referência o ano de 2000. A principal alteração em relação à série antiga foi a introdução de novas bases estatísticas que possibilitam a existência de marcos estruturais anuais para os resultados do sistema. A incorporação de resultados de novas pesquisas do IBGE, como o Censo Agropecuário, as pesquisas econômicas anuais nas áreas de Indústria, Construção Civil, Comércio e Serviços, e de pesquisas domiciliares, como a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2002-2003 e a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad); bem como de informações anuais de outras instituições, como a Declaração de Informações Econômico-Fiscais da Pessoa Jurídica (DIPJ) obtidas pela Secretaria da Receita Federal, além dos balanços fornecidos pelas Agências Reguladoras reforçam a qualidade do sistema para os anos correntes.

Outra consideração a respeito das mudanças incorporadas ao SCN refere-se à atualização de conceitos e definições em conformidade com as últimas recomendações dos organismos internacionais.¹ Adicionalmente, a adoção de uma nova classificação de atividades econômicas, compatível com a versão 1.0 da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), facilitou a integração das bases de dados com o sistema e permitiu uma maior abertura de atividades e produtos. A partir desta nova classificação, a divulgação do SCN passa a ser realizada para 55 atividades e 110 grupos de produtos contra 43 atividades e 80 grupos de produtos da referência anterior.

A série do SCN vigente até março de 2007 teve como referência o ano de 1985² e dispõe de resultados para as Tabelas de Recursos e Usos (TRU) no período de 1990 a 2003, com as informações sobre a origem e o destino dos bens e serviços gerados na economia brasileira detalhadas por atividade econômica e por produto, medidas a preços correntes e a preços do ano anterior. Os anos de 2004 e 2005 possuem resultados preliminares, obtidos pelo Sistema de Contas Trimestrais, que contém um menor detalhamento de atividades e produtos, além de não apresentar a composição do PIB pela ótica da renda.

A experiência internacional mostra que mudanças de série para o Sistema de Contas Nacionais usualmente trazem um considerável número de alterações em relação aos resultados até então apresentados. No caso brasileiro, a nova série do SCN introduzida em 2007 pelo IBGE provocou modificações nos componentes do PIB que podem ser notadas nas três óticas de mensuração. Pelo lado da produção, verificou-se uma redefinição do peso das atividades econômicas em relação ao PIB, em que cabe destacar o aumento no grupo serviços e as perdas relativas da agropecuária e da construção civil. Pela ótica da despesa, ressaltam-se a queda da formação bruta de capital fixo em proporção ao PIB e o aumento do consumo das famílias. Finalmente, na conta da renda os impactos mais significativos foram o crescimento tanto em termos absolutos quanto relativos dos rendimentos associados ao trabalho e a conseqüente redução da parcela correspondente ao excedente operacional bruto.³

¹ Como exemplos podem ser citadas a reclassificação de alguns impostos, a modificação do índice de volume da Administração pública, a mudança de âmbito e do índice de volume para o Setor financeiro e a contabilização do número de ocupações em vez de pessoas ocupadas para a mensuração do fator trabalho. Detalhes sobre as revisões específicas na nova série do SCN encontram-se nas 25 notas metodológicas disponíveis no site do IBGE:

http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasnacionais/referencia2000/2005/default_SCN.shtm

² Para os propósitos deste trabalho, a série referente a este período será denominada de série antiga.

³ A comparação entre os resultados das séries nova e antiga de Contas Nacionais encontra-se na nota metodológica nº 24: Tabelas comparativas. IBGE (2007).

O objetivo deste texto é comparar os resultados relacionados ao fator trabalho (ocupação e rendimento) da nova série com os da série antiga, propondo uma primeira reflexão sobre o tema. O marco selecionado para esta análise foi 2003, o último ano em que foram divulgados os resultados completos das Contas Nacionais na série com referência em 1985.

Os diferenciais observados tanto nos dados de ocupação quanto nos de rendimento do trabalho entre as duas séries motivaram uma avaliação mais acurada, impondo, por sua vez, uma comparação dos resultados do SCN com os de outras fontes estatísticas. Neste sentido, utilizamos as informações de duas reconhecidas pesquisas domiciliares do IBGE: a Pnad e a POF

O texto inicia-se com uma breve apresentação das metodologias aplicadas para obtenção das variáveis do fator trabalho e do rendimento nas duas séries referidas. O confronto dos resultados de ocupação e rendimento entre as séries antiga e nova encontra-se na seção 2. A seção 3 destina-se à comparação dos dados das séries do SCN com os das demais fontes estatísticas, com a finalidade de subsidiar a análise da qualidade dos novos resultados do SCN. Por fim, as considerações finais compõem a seção 4.

2. Síntese das metodologias – mensuração do fator trabalho

2.1. Série antiga do SCN – referência 1985

O IBGE apresentou os resultados das contas nacionais entre 1997 e 2005, tendo como marco de referência o ano de 1985. Tais resultados foram estimados de acordo com as recomendações das Nações Unidas, expressas no Manual de Contas Nacionais de 1993 (ONU, 2007).⁴

O trabalho de definição das estimativas do número de pessoal ocupado e de seus respectivos rendimentos para o ano-base teve início com a investigação de fontes básicas e, conseqüentemente, com as escolhas daquelas que seriam utilizadas em cada atividade.

No ano de 1985, as fontes de informação selecionadas foram os Censos Econômicos (Industrial, Comercial, da Construção, dos Transportes e dos Serviços), o Censo Agropecuário de 1985, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (Pnad) de 1985 e 1990 e a Declaração de Informações Econômico-Fiscais da Pessoa Jurídica (DIPJ) de 1985 (IBGE, 2004). Dependendo da atividade e posição na ocupação, foram adotadas as informações de uma das fontes ou o resultante de um ajuste entre elas.

A partir do marco inicial do ano base, os agregados de pessoas ocupadas e rendimentos foram evoluídos a cada ano, seja por extrapolação ou por deflação, pela aplicação de índices de variação do pessoal ocupado (índice de volume) e do rendimento médio (índice de preço) aos dados do ano anterior. As fontes básicas adotadas para a obtenção desses índices foram a Pnad, a Pesquisa Industrial Mensal – Dados Gerais – PIM-DG e o Cadastro de Empregadores da Relação Anual das Informações Sociais – Rais, sendo que as duas últimas foram aplicadas somente ao setor formal da economia (IBGE, 2004). Para o caso particular dos trabalhadores por conta-própria e dos assalariados sem carteira assinada, a evolução foi feita, na maior parte das vezes⁵, com base na Pnad.

Algumas atividades específicas tiveram valores correntes para as variáveis de pessoas ocupadas e rendimento do trabalho. Por exemplo, nas atividades de Serviços industriais de

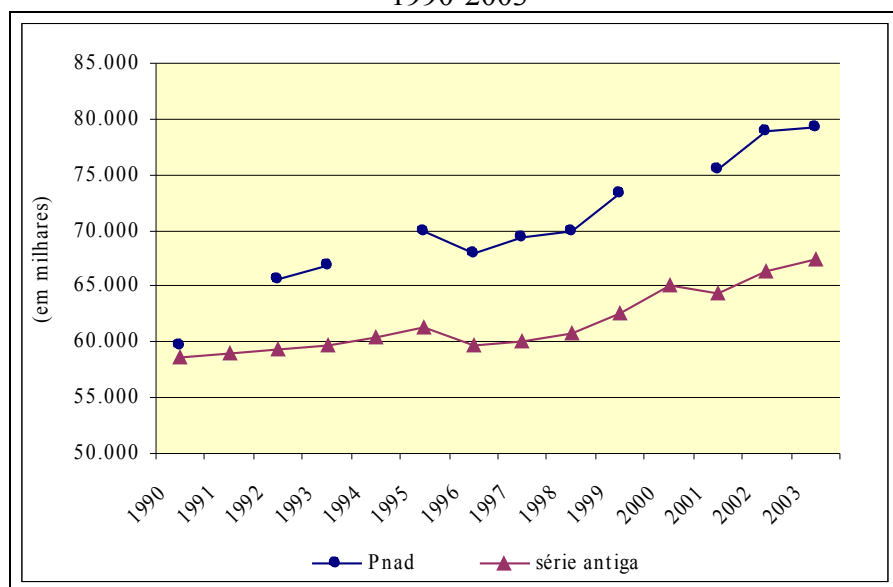
⁴ Para detalhamento da metodologia adotada na construção da antiga série ver: IBGE, 2004.

⁵ Para os anos de 1991, 1994 e 2000, em que não houve Pnad, fez-se uso de índices alternativos (como os originados pela Pesquisa Mensal do Emprego) e de procedimentos de interpolação para a obtenção dos resultados.

utilidade pública, Comunicações e Administração pública, os rendimentos foram informados pelas pesquisas Estatísticas Econômicas das Empresas Públicas e Estatísticas Econômicas das Administrações Públicas (ambas realizadas pela Coordenação de Contas Nacionais, do IBGE). Da mesma forma, as remunerações dos empregados em Instituições financeiras procederam do Banco Central do Brasil. Os resultados das demais atividades foram alcançados pela evolução a partir do ano de referência da série, conforme descrito no parágrafo anterior.

Os resultados da evolução do pessoal ocupado nos anos correntes na série de 1985 não foram idênticos aos da estimativa apurada ano a ano pela Pnad. A razão do descolamento destes valores está associada ao viés causado pela utilização de índices de volume em um longo período. Esta mesma rotina foi aplicada, utilizando-se índices de preço, para a evolução das remunerações, o que contribuiu para a subestimação destas variáveis, sobretudo nos anos finais da série. Em relação à população ocupada, em 1990, o resultado obtido na série antiga do SCN foi apenas 1,8% inferior à estimativa da Pnad. Conforme pode ser observado no Gráfico 1 a diferença se acentuou até 1995, período de alta inflação, e alcançou 15,0% treze anos após, em 2003.

Gráfico 1: Evolução das pessoas ocupadas na série antiga do SCN e na Pnad
– 1990-2003



Nota: Nos anos de 1991, 1994 e 2000 a Pnad não foi a campo.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da série antiga do SCN/IBGE e da Pnad/IBGE.

Para a melhor compreensão deste fenômeno é importante notar que tanto o valor bruto da produção, quanto o consumo intermediário, na maior parte das atividades, também foram suscetíveis às distorções ocasionadas pela utilização de índices de volume, e principalmente de preços, em períodos longos e de alta inflação. Assim, o valor adicionado (obtido pela diferença entre o valor da produção e o consumo intermediário) e seus componentes, dentre eles o rendimento do trabalho, sofreram os maiores impactos que se refletiram também no cálculo dos rendimentos médios e da população ocupada.

2.2. Nova série do SCN – referência 2000⁶

Dentre as alterações metodológicas da nova série do SCN, duas questões merecem destaque: uma de natureza conceitual e outra, relacionada às fontes de dados. A primeira refere-se à mensuração do fator trabalho no SCN que passou a ser representado pelo número de ocupações (ou postos de trabalho) em vez de população ocupada. Neste sentido, dado que uma mesma pessoa pode ter mais de uma ocupação, seu número é necessariamente superior ao de pessoas ocupadas. Assim, para incorporar os resultados de levantamentos realizados por estatísticas domiciliares foram considerados o trabalho principal e o trabalho secundário da pessoa ocupada.⁷

A outra questão destacada diz respeito à inclusão das pesquisas econômicas estruturais do IBGE⁸ e dos registros administrativos provenientes da DIPJ no Sistema de Contas Nacionais. Estas bases estatísticas passaram a alimentar o sistema com as informações sobre as ocupações com vínculo e suas respectivas remunerações. Além destas, outras fontes foram utilizadas para o cálculo das ocupações e remunerações de atividades específicas⁹, como a Pnad, o Cadastro Central de Empresas do IBGE – CEMPRE e os dados da Agência Nacional de Energia Elétrica – ANEEL. As informações relativas aos rendimentos enviados e recebidos do exterior carregados no SCN foram obtidas no Balanço de Pagamentos divulgado pelo Banco Central, enquanto os dados de rendimento do setor público da economia advém da Pesquisa Administração Pública do IBGE.

A Pnad é utilizada como base anual para a obtenção das ocupações sem vínculo, de trabalhadores por conta-própria e empregadores do setor institucional famílias (empregadores informais)¹⁰ e dos trabalhadores não-remunerados; bem como fornece as estimativas da massa de salário dos empregados sem vínculo e dos rendimentos dos trabalhadores por conta-própria e empregadores informais.

A utilização da estimativa do número total de ocupações da Pnad como referência na nova série do SCN levou em conta a sua periodicidade e abrangência geográfica, evitando o surgimento de grandes diferenças ao longo da série. Ademais, a Pnad é reconhecida pela produção de um conjunto de informações de grande importância e qualidade para o acompanhamento sistemático da evolução do trabalho e do rendimento no Brasil. O total de ocupações da Pnad tende a ser muito próximo do total de ocupações da nova série, que representa a contribuição do fator trabalho para a produção calculada pelo SCN (Gráfico 2).

⁶ Maiores detalhes ver: IBGE (2006).

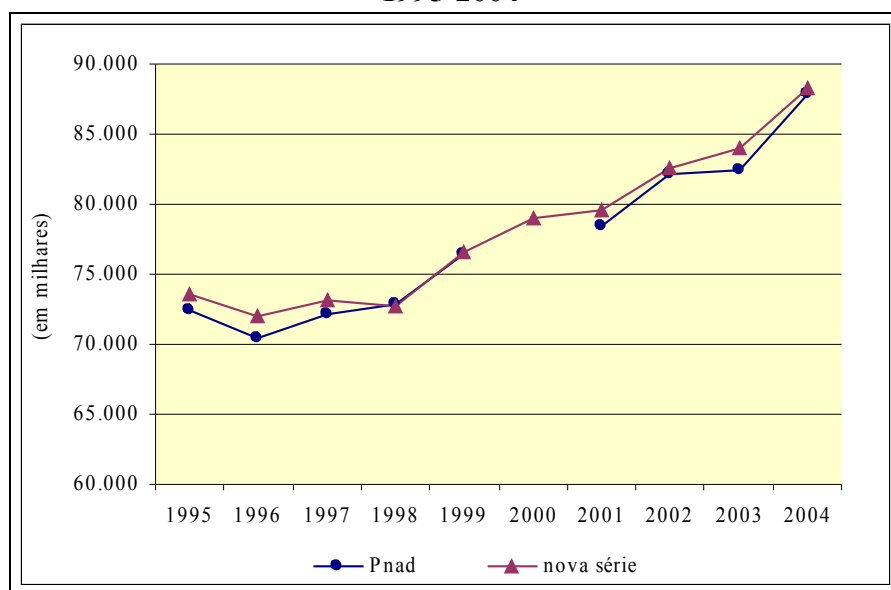
⁷ A Pnad também contabiliza o número de pessoas que possui três ou mais trabalhos. No entanto, optou-se por não incluir esta variável na nova série devido à impossibilidade de identificar a atividade econômica da ocupação. Ademais as pessoas que exercem um terceiro trabalho tem, historicamente, um peso muito pouco expressivo sobre o total (0,4%).

⁸ Com a reformulação do sistema estatístico nacional, o IBGE encerrou os Censos Econômicos (o último ocorreu no ano de 1985) e adotou as pesquisas econômicas: Pesquisa Industrial Anual (PIA), Pesquisa Anual de Serviços (PAS), Pesquisa Anual do Comércio (PAC) e Pesquisa Anual da Indústria da Construção (PAIC).

⁹ Para atividades de Educação, saúde e administração públicas, Serviços prestados principalmente às famílias e Serviços domésticos, a fonte é a Pnad; para as de Intermediação financeira, Seguros, previdência complementar e planos de saúde, Pesquisa e desenvolvimento, Saúde mercantil, Atividades associativas, Educação mercantil e Eletricidade e gás, a base de dados é o CEMPRE, sendo a ANEEL, a fonte específica para o cálculo da remuneração da atividade Produção e distribuição de energia elétrica.

¹⁰ Segundo a metodologia do SCN, estes são proprietários de unidades produtivas não registradas formalmente.

Gráfico 2: Evolução das ocupações na nova série do SCN e na Pnad – 1995-2004



Nota: No ano 2000 a Pnad não foi a campo.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da série antiga do SCN/IBGE e da Pnad/IBGE.

O tratamento do rendimento do trabalho no SCN não admitiu o dado estimado pela Pnad como referência estrita, uma vez que a pesquisa foi adotada apenas para o cálculo do rendimento das ocupações que não foram consideradas pelas pesquisas econômicas ou pelos registros administrativos utilizados. Neste sentido, o rendimento total final é resultado da interação entre diversas fontes e do trabalho de arbitragem realizado no processo de descentralização do sistema, podendo, portanto, apresentar-se afastado do informado pela Pnad. Vale lembrar que as informações de rendimentos brutos fornecidas pelo empregador, como é o caso das pesquisas estruturais e dos registros administrativos em que é possível se consultar os registros contábeis, são mais precisas do que as obtidas pelas entrevistas domiciliares.

3. Comparando as Séries de 1985 e de 2000 do SCN

De acordo com a metodologia da nova série do SCN, exposta na seção anterior, a principal diferença entre as séries diz respeito à utilização dos dados das pesquisas econômicas anuais do IBGE. Para o SCN com referência em 2000, este novo conjunto de dados representa mais qualidade na informação no ano base, bem como permite ajustes sistemáticos na medida em que seus resultados vão sendo incorporados aos anos correntes, evitando as distorções geradas pelo uso continuado de indicadores de volume e preço sem a referência estrutural. A outra diferença mencionada, também com reflexos nos resultados, é a mensuração do fator trabalho por intermédio do total de ocupações em vez da população ocupada.

As diferenças dos resultados divulgados para o ano de 2003 da série antiga e dos obtidos na nova série do SCN são consideráveis tanto em relação ao número de empregos

quanto à massa de rendimentos, aqui definida como a soma dos salários brutos e do total do rendimento misto bruto¹¹.

Examinando inicialmente a estimativa da ocupação, a série com referência em 1985 tem como resultado 67,3 milhões de pessoas ocupadas. A nova série apresenta aproximadamente 84,0 milhões de ocupações, que, conforme a metodologia utilizada, corresponde à soma dos trabalhos principal e secundário das pessoas ocupadas. O aumento entre o total de ocupações na nova série e o pessoal ocupado na série de 1985 equivaleu, portanto, a 24,8% (Tabela 1).

Para se ter idéia da magnitude do impacto da introdução de novas bases estatísticas no sistema de forma isolada, considerou-se a comparação do indicador de população ocupada nas duas séries. Assim, o número de pessoas ocupadas na nova série foi estimado excluindo-se do total de ocupações apurado pelo SCN 2000 a parcela dos que possuíam mais de um trabalho, conforme a Pnad 2003¹². Nesta hipótese, a diferença decresceria para 18,6%, o que representa 12,5 milhões de pessoas ocupadas a mais na nova série (67,3 milhões contra 79,8 milhões).

Ao comparar os dados de salário na série antiga do SCN com os da nova série (Tabela 1) verifica-se que, em 2003, o total de salários na primeira alcançou R\$399,9 bilhões. O resultado deste mesmo agregado na nova série foi equivalente a R\$528,2 bilhões, portanto superior em 32,1%. Quando se incorpora a este agregado o rendimento misto, tais valores passam de R\$469,6 na série antiga para e R\$708,2 bilhões na nova, expressando um aumento de 50,8% nesta variável agregada.

Ressalta-se a significativa elevação dos rendimentos mistos na comparação entre as séries, que passou a representar 31,6% da massa de rendimentos na nova série contra 14,9%, na série de 1985. Este resultado, em parte, é explicado pela inclusão dos rendimentos dos empregadores informais no cálculo do rendimento misto na nova série. Outro fator a justificar a diferença relaciona-se ao maior rigor na captação do rendimento e da ocupação de trabalhadores por conta-própria e de empregadores informais também promovida pela revisão do sistema, que afetou particularmente as variáveis relacionadas a essas categorias ocupacionais, tidas como mais vulneráveis à subestimação decorrente da extrapolação pelos índices de volume e preço na série antiga.

Os resultados apresentados revelam que a variação da massa de rendimentos, ou seja, do total de salários mais o rendimento misto é superior à da população ocupada. Como o rendimento médio anual por pessoa ocupada na nova série (R\$ 8.871) supera em 27,2% o estimado na antiga (R\$ 6.975), a elevação de 50,8% apurada na massa de rendimentos pode ser decomposta da seguinte maneira: 18,6%, refere-se ao aumento dos ocupados e 27,2%, do rendimento médio por pessoa ocupada. Os dados encontram-se na Tabela 1, a seguir.

¹¹ Entende-se rendimento misto como os ganhos recebidos pelos titulares de empresas não constituídas em sociedade pertencentes às famílias (ONU, 2007: 7.31). A denominação “misto” é devida à natureza do ganho do trabalhador que não pode ser especificada como rendimento do trabalho ou do capital.

¹² Segundo a Pnad, em 2003, o percentual de pessoas que possuíam mais de um trabalho correspondeu a aproximadamente 4%.

Tabela 1: Ocupação e rendimentos nas séries antiga e nova do SCN – 2003

	Série antiga (a)	Nova série (b)	Diferença (%) (b) / (a)
Pessoa ocupada (em milhares)	67.334	79.833	18,6
Ocupações (em milhares)	nd	84.035	24,8*
Massa de rendimento (R\$ milhões)	469.639	708.233	50,8
Massa de salário**	399.882	528.173	32,1
Rendimento misto	69.757	180.060	158,1
Rendimento médio (R\$)	6.975	8.871	27,2

nd: não disponível.

* Em relação ao total de pessoas ocupadas estimado na série 1985.

** Inclui salários das ocupações com e sem vínculo.

Fonte: elaboração própria a partir do SCN/IBGE.

3. Avaliando os resultados da série 2000

Qualquer iniciativa de análise dos resultados de trabalho e rendimento da nova série do SCN pressupõe a sua comparação com outras fontes estatísticas. A escolha das bases de comparação levou em conta a possibilidade de compatibilização dos conceitos e a cobertura territorial. Por estes critérios, foram selecionadas duas das principais pesquisas domiciliares do país: a Pnad e a POF.

A ampla utilização destas pesquisas nos estudos sobre mercado de trabalho, no caso da Pnad, e sobre renda e consumo, no caso da POF, referendam as suas indicações para a análise proposta. A Pnad é a principal referência do SCN para o total de ocupações e fornece os dados relativos às remunerações dos empregados sem carteira assinada e dos trabalhadores por conta-própria.

A exemplo do que foi realizado na seção 2, destinada à comparação entre as séries antiga e nova do SCN, é necessário que as diferenças conceituais sejam minimizadas para a análise dos dados do SCN *vis à vis* aqueles estimados pelas demais fontes indicadas. Desta forma, para cada variável selecionada apresentamos, a seguir, uma discussão a respeito destas diferenças, fundamentando os ajustes realizados para aperfeiçoar a comparação entre as bases escolhidas.

3.1. Comparação: SCN e Pnad

A análise desta subseção está amparada nos dados de ocupação e rendimento da Pnad de 2003 que diferem dos agregados contemplados no SCN em uma série de aspectos. O primeiro deles corresponde ao período de referência da pesquisa. Na Pnad, este período é o mês de setembro. Assim, para que as suas informações sejam comparáveis às do SCN é necessário harmonizar os valores monetários das bases, convertendo o rendimento apurado pela pesquisa em seu equivalente anual¹³.

Um outro ponto é que na Pnad de 2003 as estatísticas apresentadas para a totalidade do país não incluem a área rural da região Norte. Os dados, no entanto, não sofreram nenhum

¹³ A anualização do rendimento consiste na aplicação de um fator para transformar a estimativa de rendimento do mês de referência na de rendimento anual.

tratamento de conciliação em função deste quesito, tendo em vista a reduzida representatividade desta área no que se refere às estimativas de ocupações e rendimentos¹⁴.

Uma última observação refere-se às divergências conceituais. Na Pnad, são classificadas como ocupadas na semana de referência¹⁵ as pessoas que tinham trabalho¹⁶ durante todo ou parte desse período. Como a nova metodologia do SCN passou a empregar o conceito de postos de trabalho ou ocupações, a mudança determinou o ajuste na estimativa de população ocupada fornecido pela pesquisa, acrescentando-se ao trabalho principal, o trabalho secundário das pessoas que possuíam mais de uma ocupação na semana de referência¹⁷.

Em relação a análise da massa salarial, a Pnad admite como rendimento mensal de trabalho para empregados a remuneração bruta mensal a que normalmente teriam direito, trabalhando o mês completo ou, no caso de rendimento variável, a remuneração média mensal referente ao mês de setembro. A pesquisa considera remuneração bruta, por seu turno, o pagamento da remuneração sem excluir o salário-família e os descontos relativos aos pagamentos de instituto de previdência, imposto de renda, faltas, etc., e não inclui o décimo terceiro e a participação nos lucros, bem como a parcela recebida em benefícios (moradia, alimentação, roupas, vales-refeição, alimentação ou transporte, entre outros). No SCN a estimativa de rendimento do trabalho de empregados é entendida como o somatório dos ordenados e salários brutos dos empregados, incluindo benefícios trabalhistas e outros rendimentos eventuais. Assim, este agregado no SCN difere do dado da Pnad porque contempla em seu cálculo os benefícios trabalhistas e os rendimentos eventuais.

Existe ainda uma outra diferença conceitual, relacionada às definições de empregador e trabalhador por conta-própria, que suscita a realização de ajustes para a comparação dos resultados desagregados entre as bases. No SCN, o rendimento do empregador e do trabalhador por conta-própria equivale ao rendimento misto recebido pelos proprietários de unidades produtivas não constituídas em sociedade, com ou sem empregados (empregador e trabalhador por conta-própria, respectivamente). Caso a unidade produtiva seja formalmente constituída, o entendimento no SCN é que estes trabalhadores são empregados com vínculo das empresas.¹⁸ Já para a Pnad, o empregador e o trabalhador por conta-própria também são definidos como pessoas que trabalham explorando o seu próprio empreendimento, com ou sem empregados, porém, tal empreendimento pode ser ou não formalmente constituído. Isso significa que uma proporção dos rendimentos de empregadores e trabalhadores por conta-própria, computados pela pesquisa domiciliar não consta da estimativa de rendimento misto do SCN, sendo, entretanto, contabilizada na massa de salário.¹⁹

A análise dos dados da Tabela 2 identifica, primeiramente, o impacto das mudanças conceituais e metodológicas implementadas pelo Sistema de Contas Nacionais no total de ocupações divulgado pelo SCN de 2000. Enquanto o total de pessoas ocupadas, indicador utilizado na série de 1985, apresentou-se 15,0% inferior ao dado estimado pela Pnad, o total

¹⁴ As informações da própria Pnad a partir de 2005, quando essa área já fora contemplada pela pesquisa, atestam essa conclusão. Por exemplo, o peso das áreas rurais da região Norte na renda total das famílias é inferior a 1,0%.

¹⁵ Na Pnad de 2003, este período correspondeu à semana de 21 a 27 de setembro daquele ano.

¹⁶ No conceito de trabalho, caracterizam-se as condições de trabalho remunerado e não-remunerado bem como de trabalho na produção para próprio consumo ou na construção para o próprio uso.

¹⁷ Para mais detalhes, ver: IBGE, 2007.

¹⁸ Para mais detalhes, ver: IBGE, 2007.

¹⁹ A mesma conclusão é válida para a POF, cujos resultados são apresentados na próxima seção. Um quadro comparativo com estas diferenças conceituais entre o SCN e as pesquisas domiciliares encontra-se apresentado no Anexo.

de postos de trabalho, gerado em 2003 pela nova metodologia, mostrou-se muito próximo ao dado da Pnad²⁰.

Tabela 2: Comparação de ocupação e rendimentos: séries do SCN e Pnad – 2003

	Total			Diferença (%)	
	SCN 1985 (a)	SCN 2000 (b)	Pnad (c)	(a) / (c)	(b) / (c)
Ocupação (em milhares)	nd	84.035	82.463	nd	1,9%
Pessoal Ocupado (em milhares)	67.334	79.833	79.251	-15,0%	0,7%
Massa de rendimento (R\$ milhões)	469.639	708.233	599.771	-21,7%	18,1%
Massa de salário*	399.882	528.173	385.955	3,6%	36,8%
Rendimento misto	69.757	180.060	213.816	-67,4%	-15,8%

nd: não disponível.

*Inclui salários das ocupações com e sem vínculo.

Fonte: elaboração própria a partir do SCN/IBGE e da Pnad/IBGE.

Se, por um lado, era esperado que a estimativa do fator trabalho na nova série do SCN se apresentasse aderente a da Pnad, não somente em função da metodologia adotada, mas também pelo fato de ser uma fonte reconhecida internacionalmente por sua qualidade em relação à mensuração do universo do trabalho, por outro lado, o mesmo não se pode afirmar, *a priori*, em relação à massa de rendimento. Com efeito, no SCN a obtenção desta variável envolve a agregação de resultados obtidos por diversas fontes, dentre as quais se destacam as pesquisas econômicas do IBGE. Assim, observando os resultados relativos à massa de rendimento é possível identificar que o aumento de 50,8% assinalado neste agregado entre uma série e outra permitiu que a estimativa alcançasse o patamar de R\$ 708,2 bilhões que, se confrontada a da Pnad (R\$ 599,7 bilhões), indica uma diferença de 18,1% (tabela 2).

A despeito do expressivo crescimento dos rendimentos mistos na comparação entre as séries, observado na seção 2, é importante destacar que a variação da massa salarial²¹ responde em grande medida pelo resultado da massa de rendimento, dada a sua representatividade na composição do agregado (74,6%). O total de salários das ocupações com e sem vínculo apresentado na nova série do SCN, estimado em R\$ 528,2 bilhões, supera em 36,8% o dado da Pnad.

A magnitude do resultado superior dos salários computados pelo SCN está de acordo com o esperado. Conforme citado anteriormente, a discrepância entre os dados está associada aos benefícios e outros rendimentos eventuais, não incluídos pela Pnad e à diferença entre as duas bases no que diz respeito ao significado de empregador e trabalhador por conta-própria apontada nesta seção. Tal diferença contribui para justificar o dado de rendimento misto apurado pelo SCN de 2000 (R\$ 180,1 bilhões), inferior em 15,8% à estimativa da Pnad (R\$ 213,8 bilhões). Ademais, há que se considerar as indicações de que o rendimento captado por

²⁰ O dado reforça a impressão a cerca da subestimação da população ocupada, acompanhada pela massa de rendimento na série de 1985 do SCN. Especificamente sobre a questão dos rendimentos na série antiga, ver Barros, R. P. de; Cury, S.; Ulyssea, G. (2007).

²¹ A massa salarial divulgada no SCN 2000 acusou variação de 32,1% frente à registrada na série antiga, conforme dados da Tabela 1.

pesquisas domiciliares sofra mais efeitos de subestimação²² que o apurado no SCN devido à própria natureza do levantamento.

3.2. Comparação: SCN e POF

A POF é uma pesquisa específica sobre as estruturas de consumo, gasto e renda das famílias, conseqüentemente, a presente análise se restringirá à comparação das estimativas de rendimento.

O confronto dos dados do SCN e da POF exige o exame de duas questões importantes. Em primeiro lugar, está o fato de que os rendimentos e as informações relacionadas são coletados pela POF segundo o período de referência de 12 meses. Todavia, a pesquisa conta com uma data referencial para apresentação dos resultados²³. Na POF de 2002-2003 esta data correspondeu a 15 de janeiro de 2003. Sendo assim, os seus resultados foram anualizados e corrigidos pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) de 2003.

Outra questão diz respeito ao fato de que, dentre as pesquisas domiciliares, a POF é tradicionalmente reconhecida por sua maior capacidade de captar a renda das famílias. No que concerne ao cálculo do rendimento do empregado, por exemplo, isso é nítido, pois a pesquisa inclui outros tipos de rendimentos não contemplados pela Pnad²⁴. Assim, presume-se que a estimativa obtida para massa total de rendimento do trabalho, a partir dos dados desta pesquisa, seja bem semelhante ao agregado divulgado pelo SCN. Contudo, a análise dos resultados desagregada segundo as categorias ocupacionais selecionadas, deve levar em consideração a mesma discrepância entre os conceitos de empregador e trabalhador por conta-própria, descrita na subseção anterior, sendo justificada a existência de eventuais diferenças. Os dados da Tabela 3 sustentam essa dedução.

A massa de rendimento da nova série do SCN foi maior em relação à estimada para a POF em apenas 1,3%, enquanto as diferenças na massa salarial e no rendimento misto foram mais expressivas. O dado de remuneração de empregados na nova série superou o da pesquisa domiciliar em 10,3%. Já o rendimento misto foi inferior em 18,3% ao da POF. Esta diferença entre os componentes da massa de rendimento é explicada pela contabilização, no SCN, dos rendimentos dos empregadores formais como salários e não como rendimento misto, conforme a metodologia recomendada para as Contas Nacionais.

²² Um dos motivos seria a não resposta ou a subdeclaração dos rendimentos das classes de renda mais alta. Outra questão diz respeito à tendência do informante a responder o rendimento líquido e não o bruto (Rocha, 2002).

²³ A POF combina o período de coleta de 12 meses com períodos de referência de até 12 meses, para alguns itens bem como rendimentos. Logo, as informações estão distribuídas em um período de 24 meses, o que requer que os valores levantados pela pesquisa sejam valorados a preços de uma data referencial.

²⁴ Conforme informado, a Pnad não trata dos rendimentos monetários eventuais tais como horas extras, participação nos lucros, indenizações trabalhistas e nem considera alguns benefícios (auxílio-transporte, auxílio-refeição, entre outros).

Tabela 3: Comparação dos rendimentos: séries do SCN e POF- 2003

	Total			Diferença (%)	
	SCN 1985 (a)	SCN 2000 (b)	POF (c)	(a) / (c)	(b) / (c)
Massa de rendimento (em R\$ milhões)	469.639	708.233	699.348	-32,8%	1,3%
Massa de salário*	399.882	528.173	478.875	-16,5%	10,3%
Rendimento misto	69.757	180.060	220.472	-68,4%	-18,3%

*Inclui salários das ocupações com e sem vínculo.

Fonte: elaboração própria a partir do SCN/IBGE e da Pnad/IBGE.

4. Considerações Finais

Este estudo teve o propósito de comparar os resultados do fator trabalho e dos rendimentos a ele associados entre a séries antiga e nova do SCN para o ano de 2003. De modo a fundamentar a análise proposta foram apresentados os principais aspectos conceituais e metodológicos da construção de cada uma das séries, indicando as diferenças entre elas. Os resultados foram posteriormente comparados com os de outras bases estatísticas freqüentemente utilizadas nos estudos relativos ao mercado de trabalho.

A comparação dos valores do ano de 2003, evoluídos a partir da base de 1985, com os resultados do mesmo ano da nova série de Contas Nacionais mostrou diferenças significativas nos agregados de ocupação e rendimentos e confirmaram a noção de subestimação da população ocupada e rendimentos do trabalho na série antiga. Os resultados deste estudo indicaram que a maior contribuição para a diferença verificada na massa total de rendimento entre as séries (50,8%) procede do crescimento do rendimento médio (27,2%), muito embora, a variação do fator trabalho também tenha sido significativa (18,6%). Este resultado, contudo, decorre basicamente da incorporação de novas fontes estatísticas para os anos correntes, bem como das mudanças conceituais em relação à ocupação, que garantiram mais precisão aos dados, promovendo mais qualidade ao sistema ao longo dos anos correntes.

Uma outra etapa do presente estudo foi a comparação entre os resultados de ocupações e rendimentos da nova série do SCN com duas das principais pesquisas domiciliares do país, a Pnad e a POF. Apesar das diferenças conceituais apontadas, os dados levantados pelo SCN, com referência em 2000, revelaram-se muito mais próximos daqueles registrados pelas pesquisas domiciliares do que os resultados da série antiga.

Diferentemente do observado em relação à série antiga do SCN o número de ocupações, variável considerada para o fator trabalho na nova série do SCN, tem ao longo da série histórica uma forte aderência ao resultado mensurado pela Pnad. Na comparação com esta fonte, em 2003, a variável medida pelo SCN foi superior em apenas 1,9%.

No caso da massa de rendimento, a variável obtida pelo novo SCN superou o conceito equivalente mensurado pela Pnad em 18,1%, em 2003. Já em relação à POF, pesquisa mais completa quanto à captação desta variável, a diferença reduz-se para 1,3%, neste mesmo ano. A maior diferença em relação à Pnad era esperada uma vez que em tal pesquisa não estão contemplados os benefícios trabalhistas e os rendimentos eventuais, como a participação nos lucros e resultados, variáveis consideradas como rendimentos do trabalho tanto na POF quanto no SCN. Assim, o confronto dos resultados do SCN frente aos da Pnad e da POF corroborou com a conclusão de que estas variáveis estão melhor mensuradas na nova série do SCN, e que, de fato, se encontravam subestimadas nos anos finais da série antiga.

Referências

- BARROS, R. P. de; CURY, S.; ULYSSEA, G. (2007). *A desigualdade de renda no Brasil encontra-se subestimada? Uma análise comparativa com base na PNAD, na POF e nas Contas Nacionais*. Rio de Janeiro: IPEA. Texto para discussão, nº 1263.
- IBGE (2004). *Sistema de Contas Nacionais do Brasil*. Rio de Janeiro: IBGE. Série Relatórios Metodológicos, volume 24.
- IBGE (2006). *Sistema de Contas Nacionais – Brasil – referência 2000*. Rio de Janeiro: IBGE. Nota metodológica nº 7: Rendimento do trabalho e ocupação.
- IBGE (2007). *Sistema de Contas Nacionais – Brasil – referência 2000*. Rio de Janeiro: IBGE. Nota metodológica nº 24: Tabelas Comparativas.
- IBGE (2004). *Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003: primeiros resultados – Brasil e Grandes Regiões*. Rio de Janeiro: IBGE. 2º edição.
- IBGE (2003). *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*. Rio de Janeiro, v.24.
- ONU (2007). *System of National Accounts 1993 [SNA-93]. Rev. 4*. New York: United Nations. Disponível em: <http://unstats.un.org/unsd/sna1993/introduction.asp>
- ROCHA, S. (2002) *A Investigação do Rendimento na PNAD – Comentários e Sugestões à Pesquisa nos Anos 2000*. Rio de Janeiro: IPEA. Texto para Discussão, nº 899.

Anexo: Quadro comparativo conceitual entre o SCN e as pesquisas domiciliares (Pnad/POF)

	SCN	PNAD/POF
Data referencial	A referência do SCN para as ocupações é a média do ano. Para as variáveis de remunerações é o total recebido no ano.	A data referencial fixada para apresentação dos resultados da POF foi 15 de janeiro de 2003. Para a PNAD a referência é o mês de setembro do ano.
Empregado	Indivíduo que possui um acordo com a empresa em que trabalha em troca de uma remuneração em numerário ou em espécie. Podem ser: empregados com ou sem carteira assinada, funcionários públicos e sócios e proprietários das empresas constituídas em sociedade.	Indivíduo que trabalha para um empregador, geralmente obrigando-se ao cumprimento de uma jornada de trabalho e recebendo, em contrapartida, remuneração total ou parcial em dinheiro.
Trabalhador por conta-própria	Indivíduos que são proprietários, individuais ou em conjunto com outros, de unidades produtivas não constituídas em sociedade sem empregados.	Pessoa que, individualmente ou com auxiliares, explora uma atividade econômica ou exerce uma profissão ou ofício de forma permanente ou eventual.
Empregador (sócios e proprietários)	Proprietários, individuais ou em conjunto com outros, de empresas não constituídas em sociedade com empregados remunerados.	Pessoa que trabalha explorando o seu próprio empreendimento, independente se é ou não constituído em sociedade, tendo pelo menos um empregado remunerado.

OS CICLOS DE “CRISE” E A DINÂMICA DA PRODUÇÃO E DO EMPREGO NO BRASIL: UM EMPIRISMO À PROCURA DE UM CRESCIMENTO ACELERADO?

*Antonio Ricardo Dantas Caffé**

RESUMO

No presente trabalho, a utilização de métodos econométricos permite a identificação de ciclos econômicos latentes nas raízes unitárias complexas das séries temporais de desemprego e do índice de produção industrial brasileiras. É assim realizada uma estimação utilizando a metodologia proposta por BIERENS [2001]. Ambos os índices são empregados de modo a determinar seis raízes unitárias complexas (cíclicas). Por outro lado, os mecanismos de impulso e de propagação tendem a confirmar a presença de ciclos econômicos de várias periodicidades na economia brasileira. A propagação indica o acúmulo de forças que influenciam a recorrência dos choques, tornando permanentes os desvios do regime estacionário. O periodograma de análise da duração do ciclo revela que a existência de ciclos médios é pertinente, muito embora sejam insuficientes para determinar seu conteúdo qualitativo. Este exercício permite a discussão de fatos estilizados que procuram resgatar a problemática dos ciclos médios da economia semi-industrializada brasileira e sua pertinência na análise do crescimento econômico acelerado.

Palavras-chave: raízes unitárias complexas; ciclos médios; desemprego; economia semi-industrializada.

* Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal da Bahia, possui Mestrado em Economia pela Universidade Federal da Bahia, Diploma de Estudos Aprofundados (DEA) em Economia Internacional e Regulação e Doutorado em Ciências Econômicas pela Université de Paris XIII (Paris-Nord). Atualmente é Professor Assistente da Universidade Estadual de Feira de Santana. Tem experiência na área econômica, com ênfase em Macroeconomia e Ciclos. Atua principalmente nos seguintes temas: financeirização, ciclos de crescimento, macrodinâmica da repartição da renda e problemas da acumulação financeira em economias semi-industrializadas.
ricardo.caffe@gmail.com

Os ciclos de “crise” e a dinâmica da produção e do emprego no Brasil: um empirismo à procura de um crescimento acelerado?

Cada crise resolve-se em mudanças institucionais que sensibilizam certos grupos de atividade, suscitando, afinal, investimentos que elevam a conjuntura e permitem melhor utilização da capacidade excedente, deixada pelos ciclos anteriores.

Ignácio Rangel

1. Introdução

No presente artigo procura-se avaliar o significado do desemprego e da produção industrial cíclicas a partir de um teste econométrico desenvolvido por BIERENS [2001] originalmente para o desemprego mensal de longa duração no Reino Unido. Duas preocupações são o móvel principal desta escolha. Por um lado, considera-se o fato estilizado de que muitas séries temporais macroeconômicas apresentam componentes cíclicos apesar das dificuldades de modelização sobre a melhor maneira de identificá-las. De outro, o debate atual acerca do desemprego brasileiro tem concentrado a sua atenção sobre a qualidade desses indicadores e nas metodologias de captura de formas de manifestação do próprio desemprego. Em vista disso tem escapado, com efeito, uma preocupação com a dinâmica estrutural que esse desemprego vem assumindo ao longo de décadas. Se nos anos 70 as flutuações econômicas recuperaram um lugar de relativo prestígio após os decênios de expansão precedentes, ficando, contudo, em torno de um estado estacionário de pleno emprego, o desemprego perdurará ao longo de décadas como um nível continuamente impelido ‘para cima’, cabendo ao macroeconomistas e economistas do ‘mercado de trabalho’ reconhecer, tipificar e mensurar as suas mutações cada vez mais aberrantes.

A perspectiva aqui tomada desloca o desemprego de seu leito habitual de consideração para restituí-lo num contexto onde ele pode atingir uma condição de síntese dos movimentos da economia e não apenas o movimento de uma síntese, expresso em seu agregado. O conjunto de sua evolução representa, sobretudo, o encadeamento de múltiplas séries que se enfeixam para gerar os pontos de reversão cíclicos. A taxa de desemprego é uma variável síntese no sentido de constituir a expressão da dinâmica de outras variáveis, ou ainda na abreviada afirmação de Marx, a dialética do emprego-desemprego fica premida entre os termos matemáticos da acumulação como variável *independente* e o salário como variável *dependente*, não o contrário. A sua inversão vem contribuindo para explicações provenientes de um ciclo de interpretação monetarista para as flutuações econômicas, ou então, derivado das *misperceptions* dos preços incluídas na substituição intertemporal do trabalho.

Os ciclos de desemprego persistem assim *encapsulados* num circuito de interações entre as variáveis de emprego e de repartição sob a fórmula trinitária salários-lucros-desemprego. As sucessões de conjunturas parecem tender a se perpetuar como estruturas de continuidade na ausência de rupturas mais pronunciadas de sua evolução – as crises mais profundas. Essa limitação, contudo, é herdeira de um antigo problema que se impôs como necessidade metodológica do divórcio entre ciclo e tendência, quando as técnicas estatísticas clássicas se restringiam às séries estacionárias.

A atribuição ao ciclo e a tendência de componentes, respectivamente estacionários e não-estacionários das séries, impondo, por sua vez, o caráter determinista tendencial, é questionado pelo movimento não-estacionário das séries sem retorno determinista à trajetória pré-definida. A vitória do paradigma fundado na hipótese da tendência estocástica rompeu assim definitivamente com o determinismo das tendências desde o trabalho seminal de

NELSON e PLOSSER [1982], abrindo uma ampla frente de trabalhos econométricos baseados nos modelos de ‘raiz unitária’. Tal abordagem, ao fazer escola, todavia, encontrou na taxa de desemprego um anteparo emblemático de refutação *popperiana* às suas pretensões de generalização. À exceção desta última, todas as demais não permitiram jamais rejeitar a hipótese da raiz unitária, formando assim o que pôde ser chamado o *consenso econômico-econométrico* em torno da hipótese da raiz unitária. Neste sentido, o desemprego preside uma situação na qual os diferentes níveis do mesmo acompanham a necessária evolução da trajetória de crescimento do componente de tendência, trazendo ao lado de si flutuações de curto prazo oriundas de choques de demanda. Se as trajetórias da economia não são aquelas de pleno-emprego, o estado à que elas convergem também não o é. Em suma, é-se confrontado não com o pleno-emprego enquanto “resultado”, mas como hipótese de partida.

A orientação assumida no texto que se seguirá parte por caminho distinto. Considera-se que a manifestação recorrente de *crises cíclicas* vai exprimir o estado das relações sociais e estruturas econômicas onde as mesmas refletem sua característica contraditória. Os ciclos em causa portam contradições e desequilíbrios suscitados pela acumulação de capital. No trabalho proposto são realizados testes para verificar a existência de múltiplos pares de raízes unitárias conjugadas complexas de um processo autoregressivo com defasagem polinomial para algumas variáveis selecionadas: o índice de desemprego aberto mensal do IBGE e o índice de produção industrial da economia brasileira. O objetivo é de averiguar se estas séries têm raízes unitárias complexas na frequência de ciclos econômicos.

Um segundo objetivo do trabalho é, a partir do exercício empírico, confortar a hipótese dos ciclos de “crise” que estão ligadas ao processo de crescimento acelerado. Um crescimento dotado de semelhantes atributos exige a presença de capacidades de produção consideradas “excedentes” para satisfazer uma demanda crescente. Os sistemas que esperam atingir um grande volume de investimento de saída e dispendo de baixa propensão à consumir estão propensos a serem intensamente afetados pelo efeito de aceleração. Diferentemente da posição de Keynes, parcialmente justificável em contextos de economias desenvolvidas, este não pode ser negligenciado à longo prazo. As condições médias onde se desenvolve a sua operação não são independentes da repercussão dos investimentos sobre a economia. A concatenação de investimentos públicos e privados e a construção de bases jurídico-institucionais dinamiza, invariavelmente, certas atividades em detrimento de outras. Dessa forma, os ciclos médios “rangelianos”, os quais são identificados com auxílio de instrumental empírico, permite analisar as severas flutuações nos níveis de atividade econômica da produção de bens de capital e os ajustamentos industriais requeridos por um regime de crescimento puxado por um crescimento “desproporcional” que pode acompanhar a economia no curso de uma retomada do desenvolvimento.

Finalmente, o crescimento acelerado confronta-se aos comportamentos especulativos que acompanham a conversão dos ciclos de crédito em ciclos econômicos. As condições crescentes de financeirização da economia brasileira impõem o seu desenvolvimento nos termos de uma formação de capital dominada pelas finanças e apartada da dinâmica do investimento em capital fixo. Os ciclos de “crise” distanciam-se assim dos ciclos predominantemente definidos em fenômenos monetários, bancários e financeiros para persistirem em oscilações constantes entre os acoplamentos setoriais instáveis e as crises de desproporção, cuja expressão social aparece mais abertamente sob a forma de desemprego estrutural.

2. Crises cíclicas e “ciclos críticos”: um problema de endoginização da dinâmica da acumulação interna do capital dos ciclos econômicos brasileiros “médios”

As crises cíclicas ou crises endógenas correspondem à apuração das tensões e desequilíbrios acumulados quando da expansão econômica sob um mesmo quadro estável de mecanismos econômicos e de regularidades sociais dos ciclos de negócios. Esse caráter endógeno se efetua, portanto, sem pôr em questão as condições estruturais em seu conjunto, o que ressalta a forma flutuante das trajetórias de crescimento irregulares. As formas institucionais em vigor dão lugar às flutuações econômicas, mas as primeiras são somente parcialmente ou muito lentamente afetadas pelas crises cíclicas. Os ciclos do tipo NBER (*National Bureau of Economic Research*) podem também, em certa medida, serem incluídos nessa tipologia. Na definição clássica de BURNS e MITCHELL [1946], os ciclos econômicos seriam um tipo de flutuação que afeta a atividade econômica geral, constituída por expansões que se produzem no mesmo momento em diversos ramos de atividade econômica, seguidas de recessões, contrações e de recuperações que afetam, elas mesmas, o conjunto das atividades econômicas. Nestes termos, tem-se indistintamente uma terminologia que traduz os ciclos econômicos como ‘movimentos dos negócios’ ou ciclos da atividade econômica’. Os ciclos com tal feição não são observáveis à partir de uma única série, mas dos movimentos simultâneos, ou quase-simultâneos de um certo número de séries temporais.

Representam assim a recorrência de fases favoráveis sucedidas por fases desfavoráveis à acumulação de capital implícitas na continuidade estrutural e na ausência de rupturas profundas, definidas na própria evolução da economia. O ciclo manifestado como crise endógena corresponderia à depressão segundo o ciclo juglariano, o qual teria a função de purificar ou depurar o sistema pela crise. No sentido que lhe é atribuído pela abordagem regulacionista, as crises permitem a reabsorção dos diferentes desequilíbrios que são acumulados durante a fase de expansão, sem que haja uma alteração significativa das formas institucionais, como em BOYER [1990]¹. Com efeito, assim que uma crise endógena se instala, sua gravidade é por vezes superestimada, quando a mesma não passa de fenômeno assimilado pelos mecanismos econômicos e regularidades sociais existentes. Todavia, a endogeneidade do ciclo, ou seja, suas causas latentes não são aqui explicadas satisfatoriamente, pois os fatores subjacentes à crise cíclica são as flutuações de preços. Essas oscilações não teriam causas além daquelas associadas ao aumento da ‘poupança forçada’ induzida pela alta dos preços, o que constituiria um resultado da variação na oferta de crédito em detrimento do consumo dos assalariados², transferindo recursos para o financiamento do investimento de determinados setores produtivos. As crises endógenas não depuram necessariamente as estruturas, mas introduzem novas contradições em sua evolução.

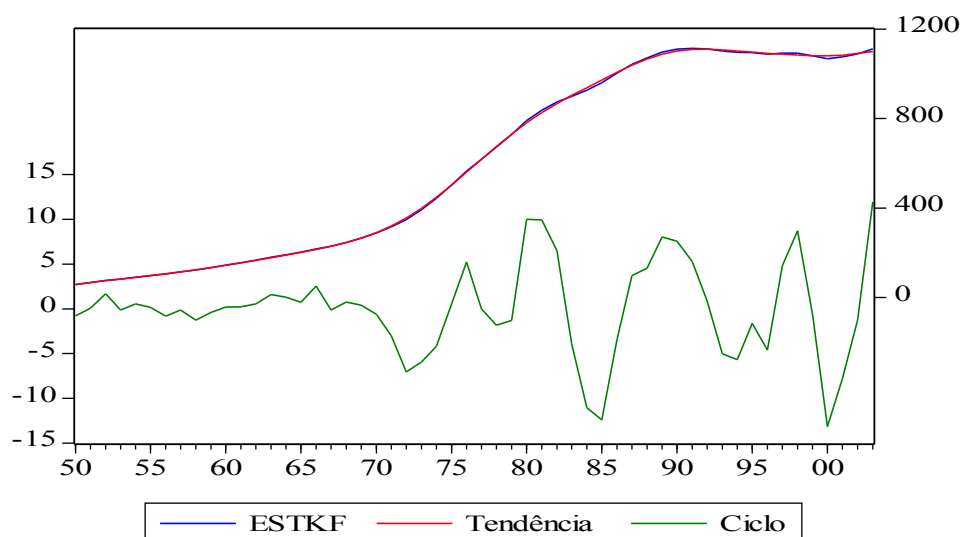
A endoginização completa do ciclo supõe, de outro modo, que o investimento acompanhe uma sincronização entre seu financiamento e as crises recorrentes oriundas das desproporções da estrutura setorialmente desequilibrada da expansão industrial das economias semi-industrializadas. Ao invés da crise cíclica mencionada, encontra-se diante de um “ciclo crítico”, no qual a endogeneidade é uma exteriorização de um movimento de acumulação

¹ A abordagem regulacionista reserva a qualificação de ‘pequenas crises’ a esses ciclos. Ver BOYER, R. [1990].

² Na análise da economia brasileira os “juglars irregulares” que não se contém em si mesmos, são considerados por duas teses distintas, mas complementares nesse sentido. TAVARES [1972] e RANGEL [1981] observam que as estruturas da acumulação industrial e do financiamento apresentam dinâmicas disjuntivas, quando a rápida expansão da acumulação industrial não encontra configuração institucionais adaptadas para acomodar ciclos industriais crescentemente modificados em sua estrutura interior pela substituição de importações ou pela criação de capacidade ociosa industrial.

desde o interior da estrutura econômica. Atingido um limiar crítico, onde o setor de bens de capital é preponderante, o acelerador põe em relação conflitiva a variação da produção com a variação da capacidade instalada, assinalada por TAVARES[1998]³. Os preços não são aqui variáveis intervenientes, mas sim os coeficientes de capital, ou a relação entre o valor dos meios de produção e a própria produção. A industrialização pesada sob condições retardatárias quando premida pelo acicate da aceleração, manifesta flutuações acentuadas que se espraiam no interior da cadeia intersetorial. Contudo, essa impulsão apresenta um elevado grau de volatilidade macroeconômica, pois uma vez exauridos os efeitos intra e intersetoriais, torna-se manifesta a atonia estrutural de sua demanda intermediária, incapaz de sustentar a demanda final. A reversão do ciclo produz então uma crise acentuada, mais profunda que aquela proveniente dos ciclos juglarianos⁴.

Gráfico 1 – Brasil - Estoque bruto de capital fixo - máquinas e equipamentos
(Em R\$ de 1999)



Fonte: Morandi, L. & E. J. Reis. Estoque de capital fixo no Brasil - 1950-2002.
XXXII Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 07-10 de dezembro, João Pessoa, 2004.

No **Gráfico 1** acima, o comportamento do estoque do capital fixo ilustra essa flutuação acentuada que a industrialização produz desde o ciclo de expansão pós-milagre (1970 – 1973). A série filtrada pelo filtro de Hodrick-Prescott decompõe a série original em tendência e ciclo, uma vez removido o componente tendencial de longo prazo. Através dela uma série temporal y_t pode ser decomposta em componentes de tendência y_t^T e de ciclo y_t^C , satisfazendo à igualdade da série original decomposta $y_t = y_t^T + y_t^C$ ⁵. As oscilações da formação de capital se tornam mais salientes, com amplitudes mais elevadas à medida que a

³ Quando o investimento se acelera, a demanda agregada segue a função de investimento de elasticidade quase unitária, ou seja, o ciclo de crescimento é ditado por uma violenta taxa de investimento industrial, seguida de uma forte elevação simultânea de produção de bens de capital e de importações desses bens, como de insumos industriais em geral, seguida de rápidos retardos. TAVARES, M. C. T. [1998].

⁴ TAVARES [1980] argumenta que a industrialização em condição “atrasada”, por mais moderna e internacionalizada que seja, face ao baixo peso relativo de setor de bens de capital e não o fato de ser tecnologicamente “dependente”, é que impede um crescimento auto-sustentado à la Tugan-Baranowsky.

⁵ A metodologia do filtro HP é descrita por Kydland e Prescott (1982). No procedimento para computar o filtro HP, dadas N observações de uma variável, a sua tendência y_1^T é escolhida de forma a minimizar a função F seguinte:

formação de capital avança no tempo. Como a demanda do setor de bens de capital é predominantemente interindustrial, mas o seu peso relativo é acanhado no contexto mais dilatado do investimento sistêmico, o estreitamento dos mercados é uma consequência inevitável. A aceleração ou concatenação de ciclos é uma possibilidade mediada pela própria suposta intervenção anticíclica do Estado. Apesar da introdução de mecanismos indutores de dinamismo nos mercados e deflagradores do crescimento econômico, um ciclo furtadiano poderia ter lugar nesse caso. Deste modo, o crescimento se realiza através do agravamento das condições de distribuição de renda, já que não depende somente do consumo individual.

No **Quadro 1** indicado a seguir, apresenta-se uma tipologia dos ciclos econômicos curtos, médios e longos. Essa tipologia já foi, em certa medida, consagrada por SCHUMPETER [1939] em sua *magnum opus* dedicada ao estudo dos ciclos. No caso examinado, os ciclos curtos e médios são aqueles com os quais existe um maior interesse analítico. Não obstante, a construção “tricíclica” proposta pelo economista austríaco, à despeito das críticas que lhes poderiam ser endereçadas, podem somente ser atribuídas aos países industrializados da economia capitalista ocidental que possuíram processos históricos similares. Essa construção leva em conta as inovações industriais baseadas eletricidade e na expansão automobilística do terceiro Kondratieff, mas não fazem referência ao movimento massivo de capitais que ocorreu durante tal período, nem às mudanças das políticas de comércio exterior de abertura comercial de países protecionistas do centro que abriram suas fronteiras. Esta coincide com um longo período de “industrialização restringida” até a implantação do Plano de Metas no Brasil, quando se expandiram as condições internas da acumulação de uma grande indústria de base ao crescimento acelerado, ou seja, quando a capacidade produtiva é acompanhada uma demanda de produção suplementar capaz de satisfazer uma demanda em crescimento.

Quadro 1 - Tipologia dos ciclos econômicos

Tipo	Duração (anos)	Denominação
Kitchin	3-5	Ciclos de estoques
Juglar	7-11	Ciclo do investimento fixo
Kuznets	15-25	Ciclo do investimento infra-estrutural
Rangel	21 - 28	Ciclo “médio” semi-industrializado
Kondratieff	45-60	Onda longa do capitalismo

Assim sendo, os ciclos de Juglar brasileiros ou ciclos médios semi-industrializados originam-se da economia substitutiva de importações que vai se irradiando setorialmente de maneira também cíclica. Os ciclos mais breves modulam os ciclos mais longos, ora atenuando ora acentuando seus efeitos como também permitindo a emergência de outros ciclos “médios”, como indicado por TOLMASQUIM [1991]. Estes são os ciclos semi-industrializados que assemelham aos ciclos médios de investimento infra-estrutural de Kuznets, mas que se distinguem desses pelo fato que estes últimos mostram mudanças regulares na taxa de

$$F(y_1^T, y_2^T, \dots, y_N^T) = \sum_{t=1}^N (y_t - y_t^T)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{N-1} [(y_{t+1}^T - y_t^T) - (y_t^T - y_{t-1}^T)]^2$$

No procedimento para computar o filtro HP, dadas N observações de uma variável, a sua tendência é escolhida de forma a minimizar a função F . Vê-se que F é um somatório de quadrados, necessariamente não negativa, composta de dois componentes; o primeiro é dado pelo desvio do estoque de capital observado da tendência e o segundo à variação no crescimento da tendência. Duas anulações se fazem necessárias para o equilíbrio: (1) a tendência deve ser igual ao estoque efetivo de capital e (2) a primeira diferença da tendência deve ser constante. Se esta flutua significativamente, não sendo constante ao longo do tempo, os ciclos ficam manifestos.

crescimento econômico, conseqüentes às oscilações da renovação e substituição das estruturas residenciais e industriais. Os ciclos do tipo Rangel, aqui referidos, dão conta das irregularidades deste processo em economias como a brasileira⁶. Seu acentuado desajustamento prolonga as discrepâncias estruturais do Juglar brasileiro que polarizam duas outras dinâmicas – uma de ociosidade e outra de estrangulamento setorial. As condições estabelecidas pelas formas institucionais estimulam a expansão de um grupo de atividades até o ponto em que estas extrapolam as forças da demanda efetiva específica de cada setor.

De uma maneira geral, a partir de um certo momento, o processo se dirige em conjunto para um ou outro pólo, mas seguindo taxas diferenciadas. Quando o sistema é estimulado pelo investimento aceleracional, destinado a criar excesso de capacidade, o mesmo tende a bifurcar de uma zona estável para outra instável, à medida que os setores são excitados pelo investimento endógeno. O *boom* econômico expressivo que se segue tende, por seu turno, a alcançar taxas insustentáveis de crescimento, à proporção que a sinergia que preside a “auto-organização” do crescimento atinge seu limiar absoluto. Com a capacidade ociosa “excessiva”, seguida do declínio do desemprego estrutural, caem as oportunidades de investimento animadores da demanda efetiva. O movimento de desaceleração que destrói as condições necessárias para a sustentação do investimento endógeno e a economia reverte para um regime de estagnação, coincidente com a fase *b* (face recessiva) do ciclo.

Os ciclos e as crises apresentam conceitualmente diferenças essenciais. Enquanto os primeiros são geralmente associados às flutuações recorrentes sem periodicidade regular, as crises marcam a ‘quebra’ de um padrão estrutural anterior. Nesse sentido, as crises cíclicas são uma manifestação de um fenômeno que congrega a repetição de fases expansivas e de retração, mas que parcial e lentamente introduzem transformações estruturais. Se considerados sob uma estrutura desagregada, essas transformações nos componentes desempenham um importante papel na dinâmica agregada das flutuações. GOODWIN e LANDESMANN [1996] sustentam a possibilidade da interação de dois tipos de ciclos: um ciclo de estoques mais curto e violento e um ciclo um pouco mais longo, associado à formação de capital fixo do acelerador. O ajustamento de estoques é reconhecidamente um processo introdutor de instabilidades em economias de mercado. Os empresários procuram ajustar o valor de seus estoques à produção futura, através da antecipação da demanda, o que confere uma pró-ciclicidade considerável às variações de estoques. Essas flutuações de estoques, como foi dito, desestabilizam o produto durante as recessões, impedindo que possa sobrevir uma acomodação do tipo teto-e-piso (*ceilings and floors*). Elas generalizam o nível de capacidade que fica retido nos umbrais do sistema, submetidas às estruturas institucionais que permanecem abertas ao conjunto de intervenções que podem eventualmente estabilizá-las.

O ciclo do acelerador do equipamento fixo endogeneiza a demanda por capital fixo, medida em termos de capacidade produtiva dos investimentos realizados. Seu limite superior é o nível de emprego ofertado sob condições de demanda efetiva. Nesse sentido, BIELSCHOWSKY [1999] propõe que um ciclo de investimento fixo em modernização pode aumentar a produtividade média do investimento durante um curto período que paulatinamente se esgota através da possibilidade de extração de rendimentos adicionais da mesma planta industrial⁷.

⁶ Neste caso, o ciclo a irregularidade do ciclo põe sérias dificuldades à uma teoria puramente quantitativa deste. Somente uma pobre aproximação pode tomar de séries temporais, com tendências e sazonalidades à parte, e conformá-las em somas de senóides perfeitas. Dessa forma, o ciclo de quatro anos (Kitchin), se duplicado forma um Juglar, dois Juglars fazem um ciclo de Kuznets e novamente quatro Kuznets formam um ciclo de Kondratieff.

⁷ BIELSCHOWSKY [1999] levanta a possibilidade de um eventual ciclo de investimentos de longo prazo no imediato pós Real (1995-1997), mas cujo delineamento não estaria claro. A confirmação de novos ciclos

Esse ciclo keynesiano é caracterizado por um súbito e rápido declínio que dá lugar a uma lenta recuperação econômica. Por conseguinte, existiria uma complementaridade entre o ciclo de estoques, comentado no parágrafo precedente, e o ciclo de investimento em capital fixo. O primeiro oferece as razões para a existência dos limites inferiores de reversão, à medida que a redução drástica dos estoques alcança a intensidade mínima abaixo da qual a aceleração deixa de produzir seus efeitos. O segundo, por seu turno, proporciona os limites superiores de um potencialmente sistema oscilatório explosivo que acompanha a expansão do emprego. Ambos os ciclos, a despeito de apresentarem flutuações geradas por condições distintas, mantêm vínculos profundos pelos efeitos que produzem sobre a demanda agregada. A conectividade entre os diversos setores da economia reflete assim o grau de flexibilidade ou de rigidez do controle endógeno das variáveis e processos, tais como sua sensibilidade ou não aos impactos externos. As condições para um crescimento acelerado repousam sobre bases que podem ser gradativamente erodidas. Se os setores são indiretamente conectados, as oscilações não se compensam entre si. Se os setores são, sobretudo, grupos de atividades econômicas dinamizadas por um elenco de inovações institucionais, postas em funcionamento pelas transformações da indústria, as instabilidades persistem e são reforçadas através do próprio mecanismo instável de resposta às transformações.

3. Metodologia

Partindo-se de considerações da econometria das séries temporais, o poder dos “testes da raiz unitária” tem sido um pressuposto tácito na teoria dos ciclos econômicos reais. Esse procedimento estabelece os nexos causais para a confirmação da presença de uma marcha aleatória no PIB, à medida que séries de tempo macroeconômicas são caracterizadas como flutuações estacionárias ao redor de uma tendência determinística ou, alternativamente como um processo não estacionário sem tendência para reverter à trajetória determinística. Os choques aleatórios produzem na mesma um efeito permanente e as flutuações delas derivadas não são transitórias. A “revolução das raízes unitárias” dos anos 1970 foram, contudo, submetidas à uma série de críticas concernentes ao poder estatístico dos testes convencionais dessa natureza. A presença da não-estacionariedade nas rupturas estruturais definidas *a priori* seriam uma alternativa à presença da raiz unitária pela introdução de choques exógenos. Todavia, as proposições em disputa deixam espaço para uma abordagem alternativa, baseados em modelos de séries temporais que são autoregressivos instáveis.

Um fato estilizado geralmente aceito na literatura empírica reconhece o fato que muitas séries macroeconômicas contêm componentes cíclicos em sua estrutura. Entretanto, a melhor forma de modelização desse comportamento continua sendo pouco consensual. Uma das formas disponíveis é a abordagem estocástica baseada em processos autoregressivos (AR), cujos modelos assumem séries estacionárias previamente transformadas por primeiras ou segundas diferenças. Todavia, sabe-se que a maioria das séries macroeconômicas são não-estacionárias, implicando na impropriedade das transformações aludidas. No presente artigo, o teste para os múltiplos pares de raízes unitárias conjugadas complexas⁸ desenvolvido por Bierens (2001) é

expansivos foi gradativamente substituída por “mini-ciclo de modernizações”, caracterizados por um alto rendimento, sendo, todavia, o bastante para contrabalançar o desestímulo proveniente das condições macroeconômicas provenientes no período - juros elevados, taxas de câmbio apreciadas e as incertezas reinantes no ambiente econômico.

⁸ As raízes unitárias cíclicas foram estudadas pioneiramente por AHTOLA e TIAO (1987). Neste artigo os testes para estas raízes estão embutidas num processo do tipo AR(2) na forma seguinte: $x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + u_t$, as quais sob a hipótese nula $H_0 : |\phi_1| < 2$ e $\phi_2 = -1$, torna-se um modelo de raiz unitária cíclica.

aplicado através de polinômios com defasagens autoregressivas em séries do índice de produção industrial e da série de desemprego aberto do IBGE.

O objetivo é verificar se estas séries têm raízes complexas na frequência dos ciclos econômicos apresentados na tipologia da seção precedente. A presença eventual de raízes unitárias cíclicas sugere que produção industrial e desemprego são variáveis onde as flutuações são persistentes e os choques que as afetam também possuem efeitos permanentes. Os ciclos são assim irregulares e se difundem uniformemente sobre uma escala de frequências, mas os mesmos são propriamente fixados num valor de pico específico. Apesar das frequências fixadas *a priori* que são empregadas em sua especificação, a flexibilidade de sua extensão pode ser completamente obtida através da primeira diferenciação polinomial, os componentes ARMA e os termos de erro. Os resultados obtidos conduzem geralmente a conclusões satisfatórias referentes à periodicidade e duração cíclicas.

Parte-se de um periodograma contínuo padronizado de uma série temporal y_t , $t = 1, \dots, n$ constituindo a seguinte função aleatória em $(0, \pi)$

$$\hat{\rho}(\xi) = \frac{2}{n\sigma^2} \left(\left(\sum_{t=1}^n y_t \cos(\xi_t) y_t \right)^2 + \left(\sum_{t=1}^n y_t \sin(\xi_t) y_t \right)^2 \right) / \sigma^2 y_t \quad (1)$$

onde $\sigma^2 y_t$ é a variância amostral e ξ_t a função aleatória aludida no intervalo $(0, \pi)$ que é mostrada por $2\pi/k$, $k = 2, \dots, n$, de modo que k corresponda a um possível período cíclico como é feito na análise espectral (Fourier). Se y_t é um processo com raiz unitária complexa, ou seja, $\prod_{j=1}^k (1 - 2\cos(\phi_j)L + L^2)y_t = \mu + \eta(L)\varepsilon_t$, onde $(\phi_j) \in (0, \pi)$, ε_t é um processo i.i.d $(0,1)$, L é o operador defasado e ηL é a lag polinomial com raízes fora do círculo complexo de 1, então a distribuição do teste estatístico é

$$\max \left\{ \frac{\rho(\phi_j)}{n}, j = 1, \dots, k \right\}, \quad (2)$$

a qual deve convergir para a variável aleatória que é limitada inferiormente por

$$B(k) = \left(\sum_{m=1}^k \frac{\int_0^1 W_{1,m}(x)^2 dx + \int_0^1 W_{2,m}(x)^2 dx}{\left(\int_0^1 W_{1,m}(x)^2 dx \right)^2 + \left(\int_0^1 W_{2,m}(x)^2 dx \right)^2} \right) \quad (3)$$

onde $W_{i,j}$ são processos de wiener padrão. Os valores críticos $c_k(\alpha)$ do teste são baseados neste limite inferior

$$P(B(k) \leq) = c_k(\alpha) = \alpha \quad (4)$$

que é consistente contra o teste de hipótese da estacionaridade.

Seguindo uma especificação mais apropriada, a hipótese $AR(p)$ pode ser testada contra a hipótese de raiz unitária complexa usando o seguinte teste estatístico

$$\hat{A}_{k,p} = \hat{\sigma}^{-2} \sum_{j=1}^k \left| \hat{\theta}_p(\exp(i\phi_j)) \right|^2 \rho(\phi_j) \quad (5)$$

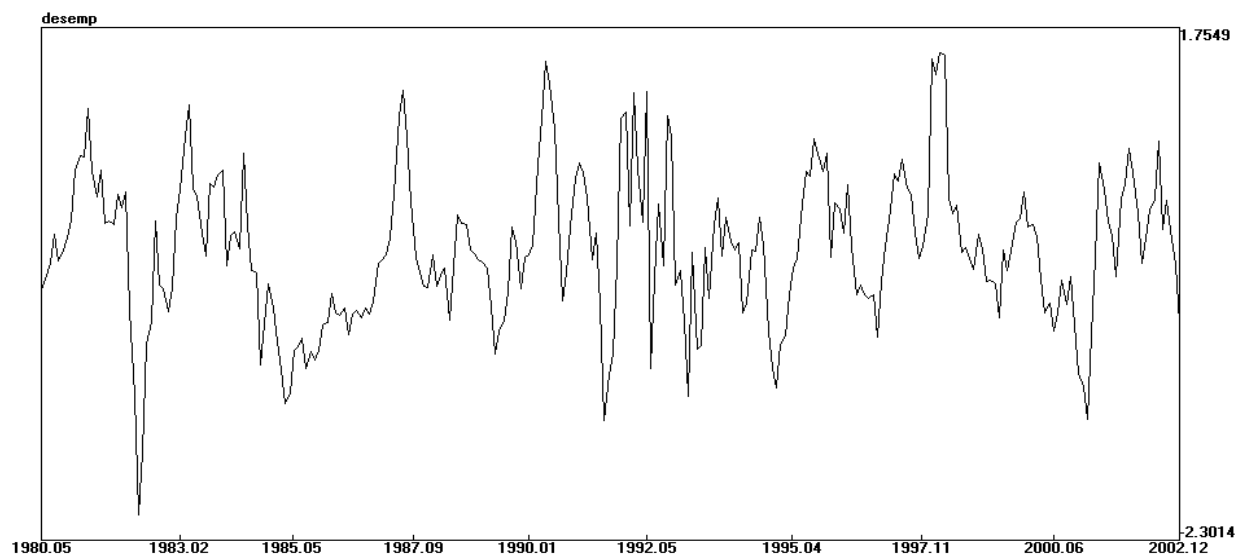
a qual é uma coleção de variáveis aleatórias χ^2_2 sob a hipótese de estacionaridade. Contudo, se um ou mais valores de ϕ correspondem às raízes unitárias complexas-conjugadas, então o teste estatístico em (5) converge para um número infinito.

DÍAZ-EMPARANZA [2004] destaca em uma nota sobre o trabalho de Bierens (2001), a solução do problema de *aliasing* ali proposto. Sua proposição é que ciclos mais curtos geralmente não ocorrem em séries macroeconômicas, mas se estes são verificados, torna-se impossível ser distinguidos de seus *alias* ou rupturas sequenciais. Em geral, para as séries temporais lineares os problemas dessa natureza acabam afetando a interpretação dos picos espectrais das séries, podendo também distorcer a identificação de um modelo ARMA para séries de tempo⁹. Isso sugere que se trabalhe com dois ciclos, um deles com $2\pi/\xi$ períodos causados pela raiz $\cos(\xi) + i\sin(\xi)$ e outro causado pelo *alias* de $2\pi/(2\pi - \xi)$ períodos. Essa questão põe em evidência a hipótese implícita de continuidade estrutural na ausência de rupturas mais pronunciadas na evolução da economia. Na seção seguinte, passa-se aos dados utilizados no trabalho e aos resultados empíricos obtidos.

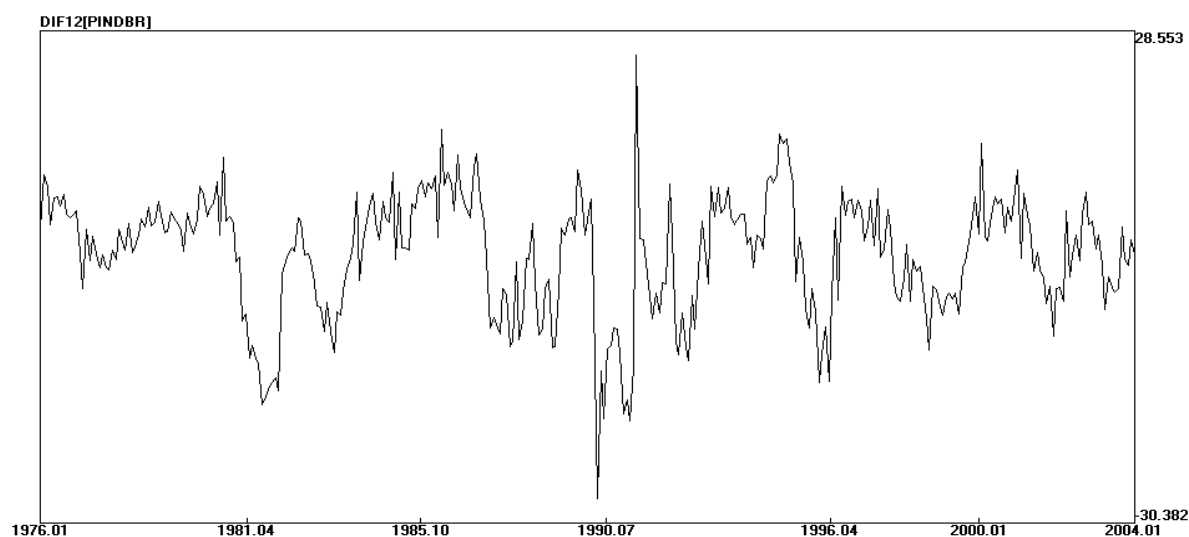
4. Os dados e os resultados empíricos

Os testes das raízes unitárias complexas foram efetuados considerando-se a hipótese nula de sua ocorrência, pela observação de seu periodograma e a determinação das frequências de raízes unitárias complexas apropriadas. A seleção de frequências $\phi_{0,1} \dots \phi_{0,k}$ corresponde aos k picos de maior amplitude, sendo que nenhuma frequência correspondente a ciclos econômicos ‘datados’ ou durações estáveis tenham sido fixadas *a priori*. As **Figuras 1** e **2** são, respectivamente, as séries transformadas da taxa de desemprego aberto mensal do IBGE e do índice de produção industrial sob a forma de diferenças anualizadas. Esse procedimento elimina a raiz unitária real possivelmente associada às raízes unitárias sazonais.

⁹ Por exemplo, um pico espectral de um período semanal pode aparecer como um pico semestral em dados mensais, como mostram GRANGER e NEWBOLD [1977].

Figura 1 – Brasil : Taxa de desemprego aberto do IBGE (diferenças anualizadas)

Fonte: IPEADATA

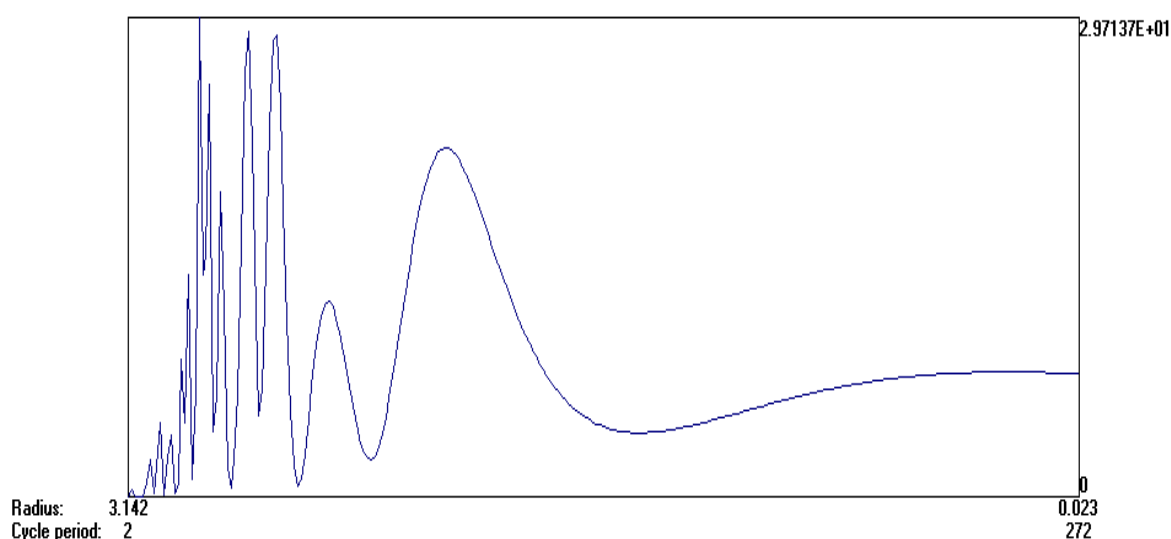
Figura 2 – Brasil : Índice de produção industrial (diferenças anualizadas)

Fonte: IPEADATA

As **Figuras 3 e 4** exibem, respectivamente, o *plot* gráfico do periodograma padronizado das séries transformadas do desemprego e do índice de produção industrial da economia brasileira. No contexto da variável desemprego, os três primeiros picos mais pronunciados da série de desemprego indicam a existência de ciclos Kitchin de duração entre 36 e 58 meses. O ciclo total tem em média de 3 – 4,8 anos de duração. As recessões tem geralmente a duração de 5 à 26 meses e as expansões de 5 à 51 meses.

Figura 3 – Periodograma contínuo padronizado da taxa de desemprego aberto do IBGE

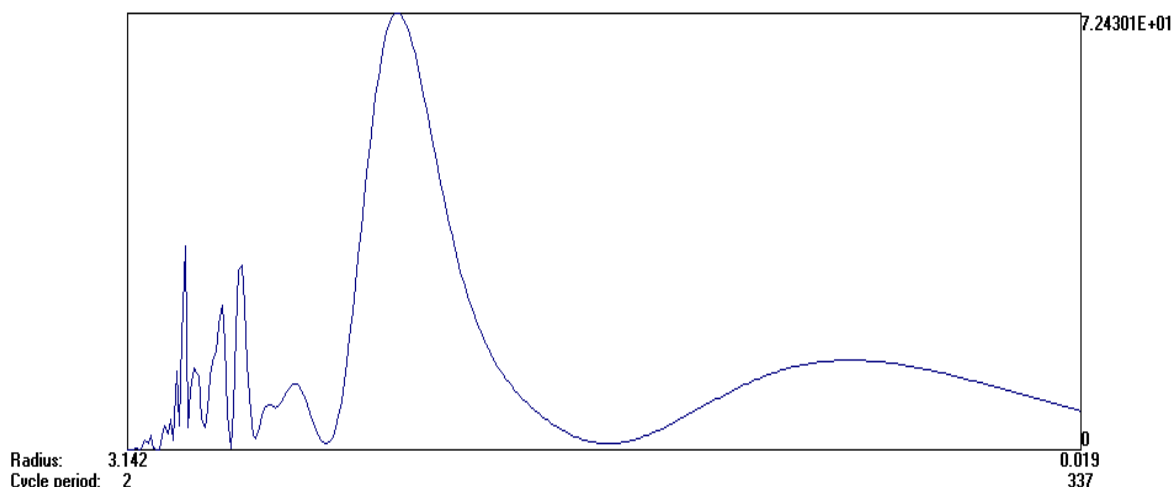
Standardized continuous periodogram 'rho hat' of Y(t)=desemp



Esses acompanham a evolução do chamado ciclo dos ativos financeiros, oscilando entre a tendência primária altista (*Bull market*) e a baixista (*Bear market*). O quarto pico e de maior amplitude corresponde ao ciclo de aproximadamente 8 anos (92 meses) que identifica a presença do Juglar como um ciclo onde as mudanças no investimento de capital são efetuadas. Este geralmente ocorre sob bases técnicas idênticas, ocasião em que - ascensão, explosão e liquidação - permitem que a adaptação da prosperidade à depressão se dê via ajustamento cíclico nos termos estabelecidos pelas formas institucionais prevalentes.

A variável índice de produção industrial apresenta ciclos com as mesmas características anteriores, apresentando Kitchins com duração média de 2,8 à 3,5 anos, e Juglars com 8 anos em média. É digna de nota a duração um pouco mais curta destes últimos. Sabe-se que os ciclos médios deste tipo possuem um vínculo estreito com as disfunções do sistema de crédito marcadas pela especulação seguidas dos cracks das bolsas de valores. Na medida em que esta estrutura financeira bursátil é ainda de menor importância para o financiamento na economia brasileira, as fases secundárias e menores que prolongam esses ciclos em economias desenvolvidas são assim diluídas no curto-circuito dos *capitais portadores de juros*. As desordens financeiras são sintomas da procura do lucro máximo para o conjunto dos investidores capitalistas, produzindo capacidades excedentes durante o boom expansivo. A superacumulação tende a concentrar renda financeira em ritmo mais acelerado e a crise resultante, antes que novas oportunidades de investimento rentáveis dêem lugar a uma nova fase de retomada, abreviam o ciclo que corresponde à duração média de vida dos equipamentos pela deterioração da relação produto-capital¹⁰, determinada pela financeirização das condições de crédito na economia.

¹⁰ Essa circunstância é derivada da obsolescência acelerada no âmbito das condições de financiamento da industrialização retardatária, como argumenta OLIVEIRA [2003].

Figura 4 - Periodograma contínuo padronizado do índice de produção industrialStandardized continuous periodogram 'rho hat' of $Y(t)=DIF12[PINDBR]$ 

Os resultados apresentados na **Tabela 1** dizem respeito ao teste de BIERENS [2001] para as taxas de desemprego. A estatística de $B(k)$ (ver definição 3) é significativa, mas o p -value não é muito próximo da unidade. O ciclo de 241 meses é aceito sob a hipótese de 5% de nível de significância, mas rejeitado à 10%. Os ciclos de 92, 58, 43,36 e 22 meses são rejeitados ao nível de 5%, mas aceitos ao nível 10% de significância. Por conseguinte, o ciclo de 20 anos mantém forte evidência de que possui uma raiz unitária complexa. Entretanto, sua tipologia é bastante discutível ao nível dos testes empregados.

Destarte, os ciclos de Kuznets e os ciclos médios do tipo Rangel, encontram-se numa situação delicada no que tange à sua precisa periodização com base simplesmente na comparação tipológica com aqueles observados nas **Tabelas 1 e 2**. Nas duas séries têm-se ciclos com média de 20-21 anos de duração. Ambos são atribuíveis aos médios superiores ao ciclo de Juglar. Os ciclos kuznetianos, por assim dizer, são ciclos quantitativos, cujas principais características são a duração, amplitude e fases, dentre outros atributos com este conteúdo formal. A intransigente regularidade desses ciclos supõe uma construção extremamente pesada, desde sempre incorporada na sua arquitetura modular¹¹. Os ciclos de Rangel são ciclos de inspiração, mormente schumpeteriana¹², admitindo uma coexistência simultânea de múltiplos ciclos que guardam entre si um sentido histórico.

¹¹ É curioso citar a resenha que Goodwin faz do livro “Economic Change: Selected Essays in Business Cycles, National Income and Economic Growth de Kuznets, na ocasião de sua edição. “O Professor Kuznets afunda seus pilares profundamente no manguê esponjoso dos fatos econômicos; ele ergue sobre estes grandes plataformas para fazer flutuar os massivos contrafortes, os quais ele meticulosamente constrói, etapa por etapa. Mas, subitamente, assim que é possível se ver a grande construção que acaba de ser levantada, ele a abandona e parte para construir uma outra. Seria porque não teria confiança em suas fundações, ou estaria possivelmente desajeitado com qualquer estrutura teórica?”. Ver GOODWIN [1956].

¹² BRESSER-PEREIRA [1994] afirma que Rangel teria sido fortemente influenciado de maneira teórica pelos ciclos longos de Kondratieff pela leitura dos “Business Cycles” de Schumpeter e o próprio texto de Kondratieff publicado em espanhol pela Revista de Occidente.

Nos ciclos brasileiros, como nos demais ciclos capitalistas, a contração súbita do produto aproxima-se ao longo do tempo dos movimentos de formação de capital. A variação da taxa de acumulação faz com que a demanda varie como um múltiplo do investimento incremental ΔI_k e, diante da existência de capacidade produtiva ociosa, o movimento de ajuste de renda real é engendrado de forma temporária para neutralizar a insuficiência de demanda. Mas no caso brasileiro, o mecanismo regulador de ausência de capacidade ociosa está ausente, pois as elevações da taxa inflacionária relacionam-se na maioria dos casos, com o descaimento da taxa de crescimento do produto. O inverso, ou seja, o declínio das taxas de inflação sempre ocorrem quando a economia retoma seu crescimento, a partir da elevação das taxas de investimento, da ampliação da demanda e do crescimento do emprego. As condições brasileiras para a existência de um ciclo industrial sincronizado com um ciclo de crédito são bastante complicadas. O aumento do fluxo de capitais não tem correspondência imediata com a acumulação real, nem com extensão do processo de crescimento econômico. Mas ao contrário da fase do ciclo industrial da economia desenvolvida, que logo após a crise reencontra condições de retomada financeira, a inatividade ou ociosidade do capital instalado, mesmo que encontrando o “espírito de empresa” paralisado, não se depara com condições institucionais de taxas de juros referenciais baixas, o que faria que a inatividade do capital produtivo tivesse como recíproca imediata a abundância do capital para financiamento da acumulação. Uma dualidade básica se impõe, pois se todos os setores possuem excesso de capacidade, o sistema seria estável. De outro lado, se todos os setores tem um produto maior que o excesso de capacidade, o sistema é dinamicamente instável. Na realidade semi-industrializada, fica-se entre as duas situações, à medida que o próprio ciclo recria um amálgama combinando as duas situações em contínuo movimento.

É dessa forma que opera a “dialética de capacidade ociosa do ciclo”, recriando polaridades contraditórias entre situações de excesso capacidade e de estrangulamento setoriais que seguem a transformação da estrutura de demanda do sistema. Esta instabilidade estrutural, que consistiu um problema histórico que atormentou os modelos de *business cycles* lineares desde Kalecki, reaparece aqui nos termos da macro-econometria das raízes unitárias, a qual aparentemente padece do mesmo problema¹³. Aqui, ao contrário, a possibilidade de tal complexidade de suas propriedades cíclicas torna-se sua principal virtude, uma vez que pequenas alterações nos parâmetros alteram drasticamente o comportamento do sistema. Nos termos do próprio Rangel [1985], os ciclos se desenvolvem ao modo de espiras, como roscas de parafuso, mas repetindo-se em novos planos, mobilizando novas atividades econômicas, determinando que, o que é uma zona em contração (estrangulamento) atualmente, possa vir a ser um pólo de ociosidade num ciclo seguinte.

¹³ CHEN [2000] observa que a literatura pertinente faz modestas críticas, mas reconhece a questão da instabilidade estrutural reintroduzida pela “revolução” das raízes unitárias em econometria, citando os artigos de CHRISTIANO L.J e EICHENBAUM, M.E. “Unit root in real GNP: Do we know, and do we care?” in Meltzer, A.H. Ed. “Unit Roots, Investment Measures and Other Essays, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, North-Holland, Amsterdam (1990) e BIERENS, H.J “Testing the Unit Root with Drift Hypothesis against Nonlinear Trend Stationarity, with an Application to the U.S. Price Level and Interest Rate,” *Journal of Econometrics*, 81(1), 29-64 [1997].

Tabela 1: Hipótese Nula e resultado do Teste de Bierens (2001)
para a presença de raízes unitárias complexas
Brasil - Taxa de desemprego aberto (IBGE) 1980-2002

RUC	$\phi_{0,1}$	Ciclo	$\hat{\rho}(\phi_{0,1})/n$
1	0.02607	241.00	[0.02574]
2	0.06830	92.00	[0.07232]
3	0.10833	58.00	[0.04008]
4	0.14612	43.00	[0.09451]
5	0.17453	36.00	[0.09652]
6	0.28560	22.00	[0.09931]

Teste estatístico = max. $\hat{\rho}(\phi_{0,1})/n = 0.09931$

Região crítica de 10%: <0.03314

Região crítica de 5%: <0.01988

p-value: 0.77300

Dessa forma, o ciclo médio semi-industrializado ao qual fazemos referência possui um argumento mais forte favorável à sua manifestação, ainda que conte somente com argumentos de natureza teórico-analítica de sua virtual existência na economia brasileira. Os regimes cíclicos das economias periféricas do pós-guerra diferem do movimento típico dos ciclos infra-estruturais sistematizado por Kuznets, no interior dos quais a dinâmica do investimento segue dois estágios. Num primeiro momento, o investimento em novas tecnologias produtivas, seguido por inversões em infra-estrutura induz a formação de novas áreas urbanas e de novas classes de consumo. Em seguida, agora num segundo estágio, o próprio investimento em infra-estrutura urbana reforça e sustenta o crescimento da demanda agregada, insuficientemente suprida na primeira fase cíclica do investimento em tecnologia, contrabalançando as tendências recessivas, que terminam sendo mais breves. Durante este último, verifica-se um deslocamento territorial de capacidade produtiva, sendo um duplo ciclo de “transformação” e racionalização”, dando regularidade ao crescimento”.

Diferente destes, os ciclos expansivos do “milagre” e do “pós-milagre” brasileiros, compreendidas aí as conjunturas de retomadas de crescimento após os planos de estabilização de preços da década de 1980-1990 e as expansões desde o plano Real até o presente momento, portanto, mais de uma década (1994 – 2007), não lograram realizar este tipo de ciclo regular. Habitualmente, não se verifica em economias semi-industrializadas um crescimento acelerado seguido de uma regulação homeostática, produzindo um retardamento compensatório do crescimento industrial segundo uma curva logística bem comportada que atinge um nível de saturação no ponto ótimo. A expansão em “marcha forçada” da economia brasileira depois do auge dos anos setenta foi bem ilustrativa desse processo. O acelerador flexível supõe que a reversão cíclica superior (crise) começa por excesso de capacidade produtiva adicional, restrições creditícias ou de força de trabalho explorável. Todavia, o ajuste da aceleração (ou desaceleração) para os retornos de conjuntura vindo das minguentes cíclicas (recuperação) são mais problemáticos, pois os pólos de ociosidade são confrontados por investimentos em inovações que deflagram a retomada do crescimento.

Tabela 2 - Hipótese Nula e resultado do Teste de Bierens (2001)
para a presença de raízes unitárias complexas
Brasil - Índice de produção industrial (IBGE) 1980-2002

RUC	$\phi_{0,1}$	Ciclo	$\hat{\rho}(\phi_{0,1})/n$
1	0.02454	256.00	[0.04010]
2	0.06545	96.00	[0.19513]
3	0.10134	62.00	[0.02845]
4	0.14960	42.00	[0.08296]
5	0.18480	34.00	[0.05583]
6	0.29920	21.00	[0.05053]

Teste estatístico = max. $\hat{\rho}(\phi_{0,1})/n$ = 0.09931

Região crítica de 10%: <0.03314

Região crítica de 5%: <0.01988

p-value: 1.00000

Na **Tabela 2**, logo acima, as estatísticas referentes à hipótese de seis raízes unitárias complexas é fortemente não rejeitável, pois o p - value de $B(K)$ para o índice de produção industrial é igual a unidade. Não obstante, se é testada a possibilidade de que o índice tenha um único par de raízes unitárias complexas, o resultado candidato à aceitação é o ciclo de 5 anos (62 meses) ao nível de significância de 5%. Esse argumento reforça a importância subjacente aos ciclos financeiros de endividamento (não bursáteis) na estrutura cíclica da série. Com efeito, os ciclos 256, 42, 34 e 21 meses são aceitos ao nível de 10%, mas em contrapartida o ciclo de 96 meses (julgariano) é rejeitado.

Os ciclos de maior probabilidade de ocorrência, configuram-se, portanto, como aqueles cuja origem em economias industrializadas “subdesenvolvidas” dão origem a processos endógenos mais profundos durante a sua fase recessiva (fase b), a despeito da ausência de uma definição estritamente empírica de sua feição tipológica “exata”. Nestas condições, as recuperações têm o papel de pôr em marcha as diversas classes sociais e introduzir as transformações de natureza institucional necessárias, inclusive as que incidem sobre a regulação financeira e das condições gerais de crédito de capital para o funcionamento econômico¹⁴. O seu papel é o de realizar a transição do regime financeiro e de propriedade na passagem entre o ciclo que se encerra e aquele que se inicia, aproximando-se bastante da situação definida segundo o conceito de regime fisco-financeiro regulacionista. Através dele, o ciclo de metamorfoses funcionais que constituem o circuito orgânico do Estado permite que uma situação histórica dada confirme um certo crescimento financeiro e o desenvolvimento das condições político-institucionais para a expansão¹⁵. Dessa forma, são definidas as condições entre Economia e Estado que orientam os investimentos essenciais para ruptura dos pontos de estrangulamento (mais do que pontos têm-se na verdade zonas ou regiões setoriais da própria estrutura econômica) surgidos desde a fase *a* ou ascendente do ciclo.

¹⁴ Ver RANGEL [1979], op.cit.

¹⁵ As formas do Estado, de acordo com esta abordagem, compreendem um encadeamento cíclico das formas políticas da soberania, as formas jurídicas da legitimidade e as formas fiscais. Estas já estariam incluídas no modelo marxista do ciclo do capital, exprimindo um regime fisco-financeiro que assegura a correspondência entre as formas jurídicas e de dispêndio legitimadoras do Estado por meio da tributação fiscal.

A **Tabela 3** apresenta os resultados do teste de hipótese do $AR(p)$ estacionário (ver definição 5) contra a alternativa da raiz unitária complexa $\hat{A}_{k,p}$ especificado na definição (5). Considerando-se a distribuição χ^2_2 com valores críticos para 10% e 5 % iguais a 18.55 e 21.33, respectivamente, conclui-se que a hipótese nula é fortemente rejeitada em favor da existência de raízes unitárias complexas para as séries de desemprego e de índice de produção industrial brasileiras. Esse último argumento dá remate à afirmativa de que os ciclos econômicos (business cycles) da economia brasileira encontrados nas séries são capturados pela presença de raízes complexas-conjugadas. Esses pares de raízes oscilam com diferentes períodos, de amplitudes diversas. BIERENS (2001) observa que processos autoregressivos (AR) com raízes no círculo unitário complexo são não-estacionárias, constituindo processos mais analiticamente interessantes que aqueles associados a raízes unitárias com valores reais, uma vez que mostram um comportamento cíclico persistente. A combinação de vários movimentos oscilatórios favorece a manifestação de mais do que simples periodicidades, ainda que na ausência de distúrbios provocados por fatores externos. Dessa forma, encontram-se os limites que são derivados do próprio experimento empírico¹⁶. A partir deles não é possível fazer nenhuma predileção sobre qual princípio cíclico deve imperar como sendo subjacente às flutuações observadas, nem quais são as hipóteses e modelos plausíveis que confortam esses resultados. A proposição de existência ciclos médios semi-industrializados constitui, igualmente, uma tentativa de encontrar no seio dos esforços de teorização de autores brasileiros, uma explicação para as irregularidades dos ciclos e das tendências de crescimento, mesmo que esses últimos possam ficar provisoriamente desprovidos de uma medida precisa.

Tabela 3 - Teste de hipótese da estacionaridade de $AR(p)$ com base nas ordenadas do periodograma para os períodos cíclicos

Desemprego				Índice de produção industrial			
p	$\hat{A}_{k,p}$	p	$\hat{A}_{k,p}$	p	$\hat{A}_{k,p}$	p	$\hat{A}_{k,p}$
1	24.10	9	51.47	1	32.15	9	29.43
2	23.83	10	61.97	2	24.16	10	35.22
3	27.89	11	80.78	3	22.26	11	39.80
4	48.68	12	91.56	4	25.88	12	55.09
5	28.59	18	77.48	5	27.62	18	26.47
6	30.88	24	219.22	6	28.41	24	42.45
7	46.16	36	313.18	7	31.15	36	60.92
8	51.47	48	295.50	8	30.48	48	110.52

10% região crítica = 18.55

5% região crítica = 21.03

¹⁶ Ver a crítica histórica de KOOPMANS[1947] aos procedimentos de BURNS e MITCHELL[1946].

5. Conclusões

No presente artigo partiu-se da investigação sobre a eventual existência de “ciclos médios” e de sua natureza na economia brasileira, considerando-se o caráter semi-industrializado de sua estrutura. Os ciclos dessas economias refletem, por assim dizer, a heterogeneidade estrutural presente nas assimetrias tecnológicas e de produtividade dentro da estrutura produtiva característicos do capitalismo periférico. A irregularidade macrodinâmica das flutuações é bastante intensa para ser encerrada no circuito hermético do “ciclo limite”. Pode-se argumentar que a expansão capitalista nas últimas décadas propiciou o desenvolvimento de uma significativa capacidade de poupança em função da intensa financeirização da economia bem como da repartição pouco igualitária da renda nacional. Duas situações complementares são assim interligadas na constituição de um regime cíclico semi-industrializado. Em primeiro lugar, as oportunidades de investimento tornam-se evanescentes, com a persistente tendência ao declínio das oportunidades de investimento lucrativo, agravados pelo crescimento da poupança potencial, que oscila sua forma constitutiva entre um fluxo de bens de capital e um estoque financeiro. Conseqüentemente, a resistência corporativa na formação de capital real e o malogro das tentativas de crescimento sustentado, acabam por produzir uma contenção das possibilidades de expansão durável do produto agregado, seguidos de desemprego massivo da força de trabalho nos trilhos da bem conhecida estagnação.

Em segundo lugar, as condições objetivas de aumento da capacidade de investimento se tornam crescentemente dificultadas. Os esforços de planejamento desde os anos 1970 tais como, respectivamente, o I PND (1972-1974), o II PND (1975-1979) e o III PND (1980-1985), assinalam o progressivo arrefecimento da capacidade de políticas contra-cíclicas em promover as condições propícias da recuperação econômica. O último destes coincide com o auge do descrédito do planejamento no Brasil, tanto no que tange à efetividade da ação governamental, quanto na capacidade de indução da ação privada no investimento em espectros mais amplos das decisões. O longo interlúdio que percorre os meados dos anos 1980 até os meados da década posterior dará proeminência aos planos de estabilização de curto e curtíssimo que priorizaram a estabilização de preços. Nesse ambiente, os ciclos de crédito subjacentes aos movimentos dos ciclos econômicos de duração média adquirem uma aparência particular sob a qual, as crises combinariam o súbito aumento, seguido da interrupção da elevação do nível geral dos preços. Mas somente em aparência. A volatilidade da inflação, ao pressionar as taxas de juros referenciais da economia para um patamar mais elevado, aumenta as pressões cíclicas, limitando, por sua vez, o rápido crescimento da produtividade. Assim ela restringe o investimento capaz de induzir um fluxo de investimentos inovador, acentuando a fase de declínio do ciclo.

Com efeito, os “ciclos juglarianos internos”, tomando-se aqui de empréstimo a terminologia de Ignácio Rangel, resultam de um conjunto de causas distintas dos ciclos longos. Na medida em que estes são responsáveis pela geração e propagação das inovações tecnológicas, os ciclos médios brasileiros são obrigados a possuir uma conformação particular, determinada pelas pressões cíclicas provenientes de um nível tecnológico que é dado exogenamente. Mas as inovações institucionais daí resultantes, como consequência direta das crises, não possibilita uma depuração dos *juglars* que sincronizam ciclos de crédito e ciclos industriais. Cada crise é resolvida por mudanças institucionais que integram setorialmente as atividades, permitindo a utilização de capacidades excedentes. A interação dos ciclos médios com os ciclos longos de transformação tecnológica produz diferentes ciclos para alcançar diferentes níveis de atividade entre os picos e depressões mais largas.

Finalmente, cabe concluir afirmando-se que as flutuações macroeconômicas não são oscilações reais, mas consistem, sobretudo, em complexos ajustamentos das inovações tecnológicas setoriais que se somam aos problemas de distribuição de renda e de financiamento. No plano da agregação dos ciclos não constituem simples periodicidades que se repetem, mesmo na ausência de perturbações exteriores ou por amortecimento natural de sua amplitude. Exceto por *acidente* ou *desígnio* eles irão encaixar perfeitamente uns aos outros. Os ciclos médios denominados de rangelianos seriam a expressão dessa característica. Cada ciclo prévio se articula com o ciclo sucessor de uma nova maneira, resultando assim numa evolução contínua de sua forma ondular. O crescimento acelerado aparece, então, como um dilema superior para o desenvolvimento, não mais cabível em políticas *stop and go* tradicionais do “ciclo político”, supondo que o Estado permaneça exógeno à dinâmica da acumulação.

6. Bibliografia

- AHTOLA, J. and TIAO, G.C. “Distributions of least squares estimators of autoregressive parameters for a process with complex roots on the unit circle” *Journal of Time Series Analysis* 8, 1987, p. 1–14.
- BIELSCHOWSKY, R. Investimentos na indústria brasileira depois da abertura e do real: o mini-ciclo de modernizações, 1995-97. Santiago do Chile: Cepal, 1999. (Série Reformas Econômicas, n. 44).
- BIERENS, H. “Complex unit roots and business cycles: Are they real?” *Econometric Theory* 17, 2001, p. 962-983.
- DÍAZ-EMPARANZA, I. “A note on the paper by H.J. Bierens “Complex Unit Roots and Business Cycles: Are They real?” (*Econometric Theory*, Vol. 17, 2001, 962-983), in *Econometric Theory*, Vol. 20, 2004, 636-637.
- BOYER, Robert. Teoria da regulação: uma análise crítica. São Paulo, Nobel, 1990.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. Rangel e os ciclos longos, Trabalho apresentado ao Congresso da ANPEC, Salvador, Bahia, dezembro de 1994.
- BURNS, A. F., MITCHELL, W. C. Measuring Business Cycles. Nova York: National Bureau of Economic Research, 1946.
- CHAN, Y. e Wei, C.Z. “Limiting distributions of least squares estimates of unstable autoregressive processes” *Annals of Statistics* 16, 1988, p. 367-401.
- CHEN, P. The Frisch Model of Business Cycles - A Spurious Doctrine, but a Mysterious Success, CCER Working Paper, Third draft, January 21, 2000.
- GOODWIN, R. M. *The Economic Journal*, Vol.66, Nº 263, Sep., 1956, p. 507 – 510.
- GOODWIN, R. M. e LANDESMANN, M. Structural change and macroeconomic stability, in Landesmann, M. e Roberto Scazzieri Ed. *Production and Economic Dynamics*, Cambridge University Press: Cambridge, U.K, 1996.
- KOOPMANS, T.C. Measurement without Theory, *The Review of Economic Statistics*, Vol. 29, nº 3, august, 1947.
- GRANGER, C.W.J. e NEWBOLD, P.. *Forecasting Economic Time Series*. Academic Press, New York, 1977.
- NELSON, C. R. e PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, 1982.
- OLIVEIRA, F. Crítica à razão dualista - O Ornitorrinco. São Paulo, Editora Boitempo, 2003.
- RANGEL, I. Recursos Ociosos e Política Econômica, São Paulo, Ed. Hucitec, 1979.
- SCHUMPETER, J. *Business Cycles: A theoretical, historical and statistical analysis of the capitalist process*, New York, McGraw-Hill, 1939.
- TAVARES, Maria da Conceição. Ciclo e crise: o movimento recente da industrialização brasileira. Campinas, Instituto de Economia, 1998.
- TAVARES, M. C. La dinámica cíclica de la industrialización reciente del Brasil, *El Trimestre Económico*, México, Vol. XLVII (1), enero-marzo, núm. 185, 1980.
- TOLMASQUIM, M. T. O Brasil e o Ciclo de Kondratieff e Juglar segundo a obra de Ignácio Rangel. In *Revista de Economia Política*, no. 4, 1991, 11:27-38.

MOBILIDADE DE RENDIMENTOS NO SETOR INFORMAL NO BRASIL: 1992-2004

*Ana Flávia Machado**

*Rafael Osório***

*Guilherme Issamu Hirata****

RESUMO

Este artigo analisa a mobilidade de rendimentos dentro do setor informal, aqui entendido, como trabalhadores autônomos e pequenos empregadores. São construídos grupos homogêneos a partir da data de nascimento, do sexo e da escolaridade, seguidos ao longo do período de 1992 a 2004, por meio dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Por meio de curvas de concentração, observa-se que a situação dos trabalhadores informais melhorou, uma vez que houve equalização de seus rendimentos frente aos demais trabalhadores. Para analisar a mobilidade de rendimentos, além de indicadores tradicionais de mobilidade (mobilidade ascendente, mobilidade descendente e coeficiente de abertura), são utilizados três indicadores desenvolvidos por Fields (2001): dependência temporal, mobilidade direcional e não direcional de rendimentos. Os resultados mostram que a mobilidade de rendimentos no setor informal é elevada e, particularmente, a ascendente é a maior da série no último sub-período (2001/04). De qualquer forma, os melhores resultados dos indicadores de mobilidade baseados em Fields (2001) referem-se ao quinquênio 1992-1996, quando estes trabalhadores apresentam ganhos relativamente maiores do que no setor formal da economia.

Palavras-chaves: rendimentos, mobilidade, distribuição de renda, setor informal

* Professora Cedeplar /UFMG; Pós-doutoranda no IPC/PNUD. ana.machado@undp-povertycentre.org

** Mestre em Sociologia pela UnB; Pesquisador do IPC/PNUD. e-mail: rafael.osorio@undp-povertycentre.org

*** Mestre em Economia pelo Cedeplar /UFMG; Pesquisador do IPC/PNUD. guilherme.hirata@undp-povertycentre.org

1 - Introdução

A avaliação do bem-estar da sociedade é frequentemente vinculada a aspectos de mobilidade e desigualdade. Sen (1999), por exemplo, argumenta que as oportunidades para transformar capacidades em bem-estar dependem não apenas das características do indivíduo, mas também do ambiente socioeconômico em que o mesmo está inserido. Pode-se argumentar que a mobilidade é mais adequada que a desigualdade para analisar a desigualdade de oportunidades. De acordo com Shorrocks (1978), enquanto os indicadores de desigualdade referem-se a diferenças (de renda, em geral) em um ponto específico no tempo, a mobilidade informa sobre mudanças em um dado período. Esse aspecto dinâmico permite identificar o movimento dos rendimentos de indivíduos ou de grupos e suas relações com mudanças estruturais na distribuição de renda que acarretem menos (mais) desigualdade, o que representaria uma melhora (ou piora) do bem-estar no longo prazo. O grau de mobilidade, dessa forma, relaciona-se com a desigualdade de oportunidades e de resultados, determinantes essenciais do bem-estar.

Devido à alta desigualdade e à baixa mobilidade no mercado de trabalho dos países em desenvolvimento, principalmente os da América Latina, tais temas estão sempre presentes nas agendas de pesquisa de economistas e sociólogos. No campo da economia, o modelo de Becker e Tomes (MORGAN, 2006) inspirou estudos que tratam a mobilidade sob uma perspectiva intergeracional, combinando a teoria do capital humano com modelos de comportamento familiar. A questão consistia em avaliar como os pais poderiam ampliar as oportunidades de seus filhos por meio de investimentos em saúde e educação. Com a introdução do *background* familiar, a análise da mobilidade volta o interesse para as posições no mercado de trabalho, ou, em outras palavras, para a mobilidade ocupacional e de rendimentos.

Uma vez que o principal ativo dos indivíduos, especialmente os mais pobres, é sua própria capacidade laboral, o mercado de trabalho constitui-se como o principal meio de obtenção de mobilidade de rendimentos. A habilidade individual no uso dessa capacidade em empregos assalariados, por conta-própria ou em pequenos empreendimentos é particularmente importante para aumentar a renda potencial de longo prazo, o que pode resultar em um movimento ascendente na distribuição de rendimentos (PERRY ET AL., 2006). Nesse contexto, o papel desempenhado pelo setor informal é crucial, especialmente quando este é definido em termos de “produtividade”.

Não há um consenso sobre a definição de “informalidade”. Alguns autores utilizam o conceito de “legalidade” (RAMOS, 2002; CURI e MENEZES FILHO, 2004); outros a avaliam sob a perspectiva da produtividade ou uma combinação de ambos (OIT, 2003). O aspecto “legal” preocupa-se com a proteção ao trabalhador, independente de sua posição no mercado. De acordo com essa vertente, os assalariados sem carteira assinada constituiriam também o setor informal, além de autônomos e pequenos empregadores. Já a visão “produtiva” trata dos indivíduos inseridos em atividades de baixa produtividade (tais como as empresas familiares), que muitas vezes são denominadas de atividades “pré-capitalistas”.

Face ao interesse em analisar a mobilidade de rendimentos internamente ao setor informal, adota-se neste artigo a definição relativa à produtividade, uma vez que a mesma associa trabalhadores que possuem pouco capital humano e, a princípio, são mais estáveis na posição na ocupação¹, a atividades de baixa produtividade. Com o intuito de contornar a

¹ Hirata (2007), utilizando dados da PME 2002-2007, mostra que, entre os empregados sem carteira, cerca de 47% tem 11 ou mais anos de estudo e, essa mesma proporção é 35% entre autônomos e pequenos empregadores. A maior escolaridade pode ser explicada pelo fato de serem mais jovens. Provavelmente, por essa razão, estão mais sujeitos

dificuldade de aplicar esse conceito de informalidade empiricamente, a posição na ocupação foi utilizada para delimitar a informalidade. Assim, esse setor é definido como os trabalhadores por conta-própria e empregadores com até cinco empregados.

O objetivo deste artigo é, portanto, examinar a mobilidade dos trabalhadores informais brasileiros em sua distribuição de renda, no período de 1992 a 2004. Duas questões direcionam o trabalho: qual o padrão da mobilidade ao longo do período?; e, se houve alguma, qual o perfil dos indivíduos que experimentaram mobilidade ascendente, descendente e dos que permaneceram na mesma situação. A mobilidade é analisada neste estudo por meio de indicadores tradicionais de mobilidade, em que são utilizadas matrizes de transição, e por indicadores apresentados em Fields (2001), tais como “*dependência temporal*” ou “*mobilidade temporal*”, “*mudança não direcional de rendimentos*” e “*mudança direcional de rendimentos*”.

A despeito da contribuição deste artigo à literatura sobre setor informal e mobilidade de rendimentos nos países em desenvolvimento, a relevância deste estudo consiste em observar a dinâmica dos rendimentos em um setor responsável pela criação de empregos para aproximadamente 20% da população urbana, em um período caracterizado pela queda da desigualdade de renda no Brasil (1992 – 2004).

Um dos motivos da escassa literatura mencionada nos países em desenvolvimento é, provavelmente, a falta de dados em painel. Assim como em outros trabalhos (por exemplo, PERO e SZERMAN, 2005; RIBAS e MACHADO, 2007), este artigo desenvolve-se utilizando coortes obtidas por meio da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Os grupos homogêneos são construídos a partir da data de nascimento, do sexo e da escolaridade, e seguidos ao longo do período. Conforme Deaton (1997), o método de pseudo-coortes apresenta a vantagem de minimizar os erros de medida, pois a informação da coorte consiste em uma média e não se verifica viés devido à atrição. A contra-partida desse método é a perda da informação intragrupos. Para avaliar a magnitude desse possível problema, são construídas as distribuições de renda para cada grupo homogêneo, com a finalidade de compará-las ao longo do período.

Os resultados mostram que, relativamente a todos os ocupados, a situação dos informais piorou no período de 1992 a 2004, uma vez que há um aumento da concentração desses trabalhadores entre os segmentos mais pobres da distribuição dos rendimentos do trabalho. A despeito desse resultado, a mobilidade de rendimentos no setor informal é elevada e, particularmente, a ascendente é a maior da série no último sub-período (2001/04). De qualquer forma, os melhores resultados dos indicadores de mobilidade baseados em Fields (2001) referem-se ao quinquênio 1992-1996, quando estes trabalhadores apresentam ganhos relativamente maiores do que no setor formal da economia.

O texto está dividido em sete seções. A segunda seção traz uma breve revisão da literatura sobre mobilidade de rendimentos no Brasil. A terceira apresenta a fonte de dados e as variáveis construídas. Na quarta, descreve-se o comportamento da desigualdade de rendimentos no setor informal no período em questão. A quinta seção apresenta a metodologia de indicadores de mobilidade e os resultados obtidos. Na sexta, o perfil individual segundo direções de mobilidade (ascendente, imobilidade, descendente) é traçado e, por fim, na sétima, tecem-se algumas considerações.

a transitar para o setor formal.

2 - Mobilidade de Renda no Brasil: uma breve revisão da literatura e metodologia

No contexto econômico, as pesquisas sobre mobilidade podem ser divididas em três áreas, a saber, intergeracional, ocupacional e de rendimentos (MORGAN, 2006). Conforme observado anteriormente, há poucos estudos sobre os países em desenvolvimento. Para o Brasil, particularmente, a influência do *background* familiar sobre a trajetória do indivíduo – mobilidade intergeracional – é analisada por Pastore (1979), Scalón (1999), Pastore e Do Valle e Silva (2000), Ferreira e Veloso (2000), Ribeiro e Scalón (2001), Osório (2003, 2007), Pero e Szerman (2005). No que diz respeito à mobilidade ocupacional, há um grande “intercâmbio” entre economistas e sociólogos. Os estudos direcionam-se, entre outros campos, às transições no ciclo de vida profissional dos indivíduos, especialmente, dos grupos discriminados, tais como mulheres e negros. Pinto e Néri (2000), Oliveira e Machado (2000), Curi e Menezes-Filho (2004), Guimarães (2004) e Melo (2006) são exemplos.

No que tange à mobilidade de rendimentos intergeracional, Nascimento e Souza (2005) calculam quatro dos seis indicadores desenvolvidos por Fields (2001): *dependência temporal*, *mudança não direcional dos rendimentos*, *mudança direcional dos rendimentos* e *mobilidade de participação dos rendimentos reais*. Utilizam dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), de 1984 a 2001. Além do cálculo dos indicadores, estimam os determinantes da evolução dos mesmos por meio de um modelo de efeito fixo. Concluem que houve expressiva mobilidade de rendimentos no Brasil durante o período, acima das observadas em países desenvolvidos (por exemplo, EUA, Itália e outros da OECD). As variáveis macro (renda média real, salário mínimo e taxa de juros real) aumentam a mobilidade. O efeito da taxa de desemprego depende do indicador avaliado, enquanto a inflação altera somente a distribuição de rendimentos, *ceteris paribus*. Apesar desses resultados, essas variáveis foram menos importantes para explicar a mobilidade do que os atributos pessoais. Os homens, em relação às mulheres, experimentam maior mobilidade em todos os índices, exceto para a *mudança direcional de rendimentos*. Os menos escolarizados apresentam índices maiores para *dependência temporal* e *não direcional*, enquanto os mais instruídos comportam-se de modo mais estável, de acordo com os indicadores. Já os jovens mostram maior *mobilidade direcional* assim como *maior dependência temporal* relativamente aos mais velhos. Este último resultado, de acordo com os autores, pode ser resultado de variações na renda de indivíduos em início de carreira.

Neste trabalho, utilizam-se indicadores tradicionais obtidos por matrizes de transição. Tais indicadores de mobilidade estão associados à medidas tradicionais (razão de mobilidade, razão de mobilidade ascendente e descendente e coeficiente de abertura), pois são analisadas as mudanças na distribuição de renda por quintil. Ademais, são construídos três indicadores sugeridos por Fields (2001). Para verificar a *dependência temporal*, isto é, a correlação intertemporal da renda, emprega-se a estatística qui-quadrado (Pearson) padrão. Essa consiste na comparação da matriz de transição observada com outra teórica. A matriz teórica expressa a mobilidade “perfeita”, aquela que seria obtida sob a hipótese de ausência de correlação intertemporal entre rendas. Quanto maior o valor da estatística calculada, menor o grau de mobilidade. Por fim, têm-se aplicações da variação média no log da renda: *mudança não direcional de rendimentos* e *mudança direcional dos rendimentos*. Por estarem na forma logarítmica, retratam a diferença no valor relativo e não absoluto das médias de rendimento, conforme Fields e Ok (1999). O primeiro considera a variação no tempo em módulo, portanto, sem a preocupação de identificar perdas ou ganhos nos rendimentos; o segundo, por não ser calculado em módulo, informa a direção da evolução da mobilidade de rendimentos. Esses dois

indicadores combinados possibilitam decompor a mobilidade do rendimento em efeito econômico (parcela decorrente de variações na demanda agregada) e em efeito distributivo (componente decorrente das trocas de posição dentro do setor informal), de acordo com Fields e Ok (1999).

3 - Dados e variáveis

Este estudo cobre o período de 1992 a 2004, por meio dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, para os anos de 1992, 1996, 2001 e 2004. Este intervalo de tempo é propício à análise de mobilidade, pois foi marcado por grandes mudanças na economia brasileira (privatizações, liberalização comercial, estabilização econômica e choques financeiros e cambiais, implementação de programas de transferência de renda).

Foram selecionados indivíduos nascidos entre 1943 e 1967, residentes em áreas urbanas, ocupados como trabalhador por conta-própria ou empregador com até cinco empregados, de acordo com a noção de produtividade do setor informal. Além disso, foram excluídos pensionistas, empregados domésticos e parentes do empregado doméstico residentes no domicílio.

A partir dessa amostra, as características individuais (data de nascimento, sexo e escolaridade) foram utilizadas para a construção de grupos homogêneos, assumindo que tais atributos não se alteram ao longo do tempo. No caso da escolaridade, pode haver um retorno à escola por parte de alguns indivíduos, o que alteraria o nível educacional. Entretanto, Golguer (2004) mostra que apenas 2% dos indivíduos com mais de 25 anos freqüentam escola no Brasil. Os grupos homogêneos foram obtidos da seguinte forma, totalizando 60 grupos.

- Data de nascimento (5): nascidos entre 1943 - 1947; 1948 - 1952; 1953 - 1957; 1958 - 1962; 1963 - 1967;
- Sexo (2): Homem ou mulher;
- Escolaridade (6): Menos de três anos de estudo; Fundamental Incompleto (entre 4 e 7 anos de estudo); Fundamental Completo (8 anos de estudo); Médio Incompleto (9 e 10); Médio Completo (11 anos de estudo); Superior Incompleto/Completo (12 anos ou mais).

A proporção de trabalhadores informais em cada um dos grupos na população é apresentada na TAB. A1 do apêndice. Dos 60 grupos, 34 apresentam alterações nessa proporção acima da média (16%) do período (1992-2004). Na maioria dos casos, a proporção aumentou. Considerando transições de curto prazo no período 2002-2004, em seis regiões metropolitanas, Hirata (2007) mostra que em torno de 35% dos indivíduos que transitaram para o setor informal estavam fora da força de trabalho. Assumindo que esse padrão se mantém no longo prazo, esta poderia ser uma explicação para o crescimento daquela proporção.

Por fim, a variável chave para avaliar mobilidade, o rendimento-hora², refere-se ao trabalho principal. As observações *missing* para essa variável foram imputadas, utilizando a média do grupo ao qual pertence o indivíduo. A renda do grupo homogêneo consiste em uma média ponderada pelos pesos individuais.

² Rendimento deflacionado por meio do deflator específico para PNAD, baseado no INPC, obtido em www.ipeadata.gov.br.

4 - Análise das Curvas de Concentração

Antes da análise da mobilidade no setor informal, avalia-se a evolução da desigualdade dos trabalhadores do setor em relação a todos os trabalhadores por meio de índices e curvas de concentração. O índice mede, no intervalo entre -1 e 1, o grau de concentração da população de informais na distribuição da população total de trabalhadores (ordenada pelo rendimento horário do trabalho). Tal índice é calculado a partir da curva de concentração. O eixo y (FIG. 1) representa a porcentagem acumulada dos informais, enquanto, no eixo x, tem-se o acumulado de todos os trabalhadores, para cada ano. A linha de 45° representaria a situação de ausência de correlação entre a condição de informal e a posição na distribuição da renda do trabalho (de todos os trabalhadores). Essa linha é comumente designada “linha de perfeita igualdade”. Se houvesse perfeita igualdade, o índice de concentração seria igual a zero. Um índice negativo indicaria haver uma concentração desproporcional de informais entre os pobres, sendo representado por uma curva acima da linha de perfeita igualdade na maior parte da distribuição. Um índice positivo representaria o caso contrário. Na TAB. 1, os valores positivos indicam que os informais estão relativamente bem posicionados na distribuição de renda. Nota-se um equalização deles em relação aos demais trabalhadores a partir de 1996, com o índice caindo praticamente a zero.

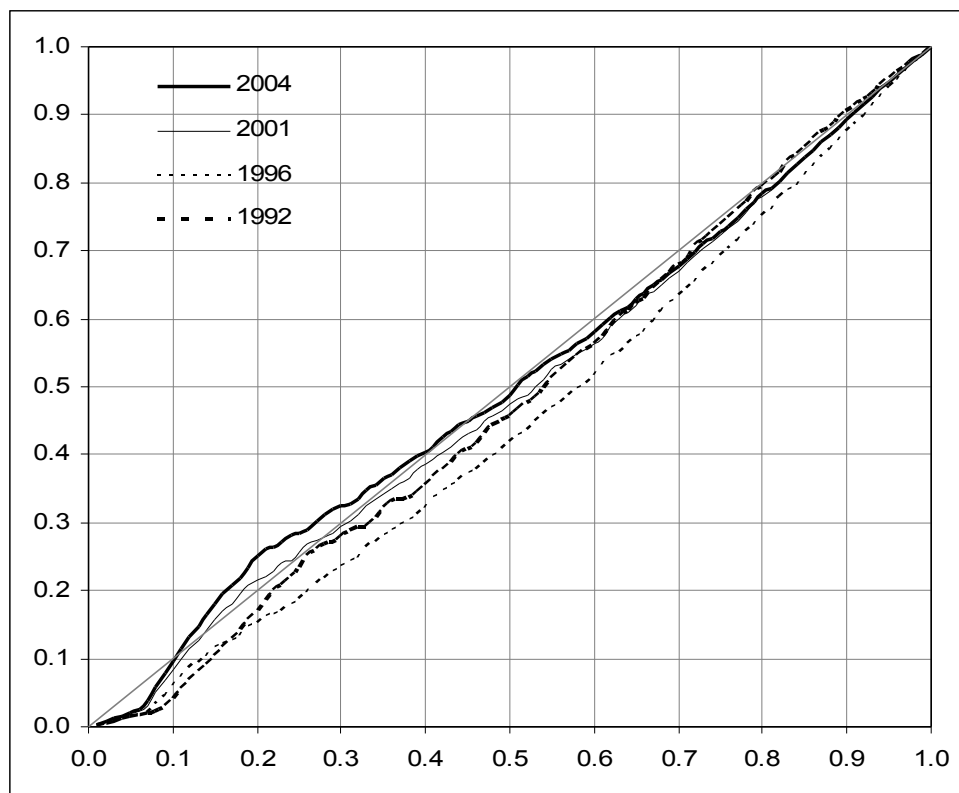
TABELA 1 – Índice de Concentração, Brasil, 1992-2004

	Índice
1992	0.049
1996	0.108
2001	0.028
2004	0.002

Fonte: PNAD 1992, 1996, 2001 e 2004.

Observando-se as curvas de concentração na FIG. 1, percebe-se que, em 1992, entre os 20% de remuneração mais baixa, 17% eram trabalhadores informais. Já em 2004, esse último percentual subiu para 25%, ou seja, aumentou a representação dos informais entre os trabalhadores menos remunerados no período. Entretanto, a frequência dos informais entre os 10% menos remunerados, é baixa em todos os anos analisados. A queda do índice de concentração em 2004 se deve principalmente a um aumento da representação de informais entre os trabalhadores que estão no intervalo de 10-40% da distribuição da renda horária do trabalho.

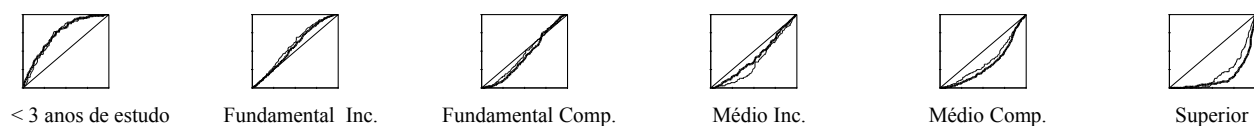
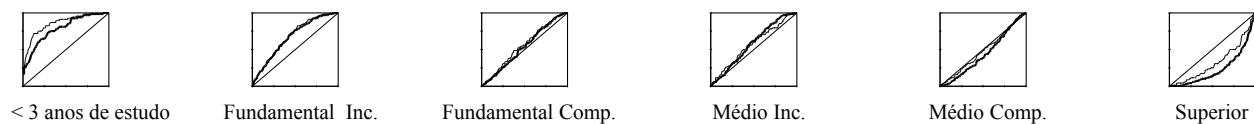
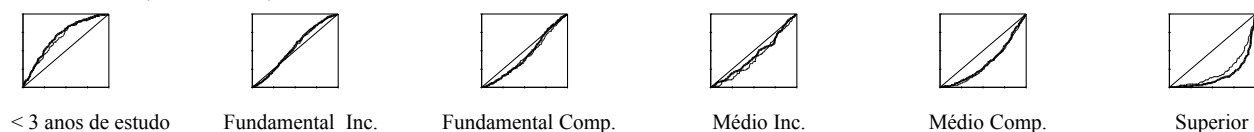
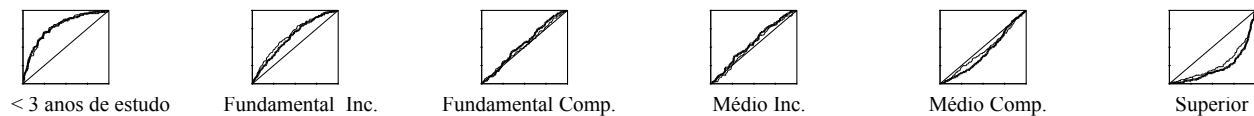
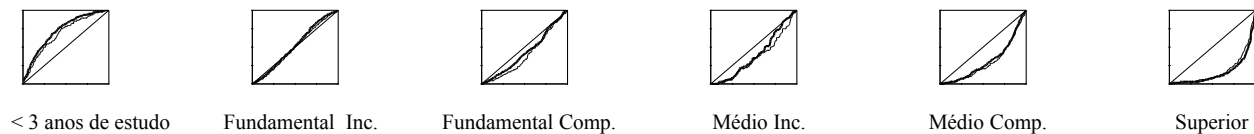
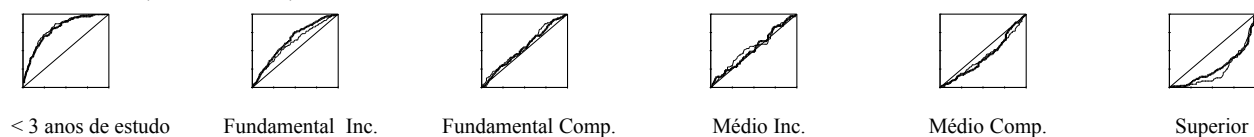
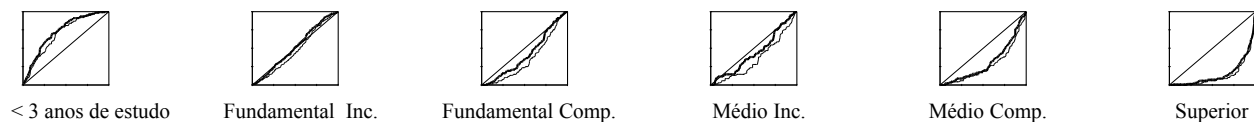
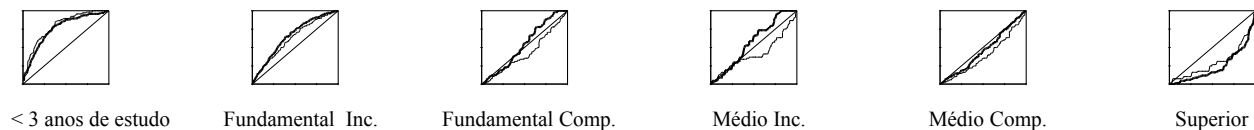
**FIGURA 1 – Curvas de Concentração: setor informal
Brasil, 1992 - 2004**

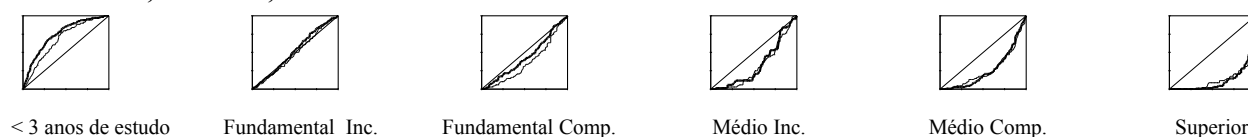
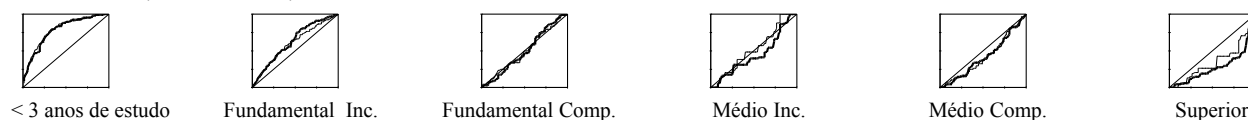


Fonte: PNAD, 1992, 1996, 2001 e 2004.

Com a finalidade de demonstrar a estabilidade das pseudo-coorte que serão seguidas na análise, foram construídas curvas de concentração para observar a dinâmica intragrupos no período 1992-2004. Conforme se pode ver na sequência de gráficos abaixo, não houve grandes alterações entre esses dois anos. Para a maior parte dos grupos definidos, eventuais mudanças no nível da renda ocorreram sem grandes mudança na forma da distribuição. Em outras palavras, a análise das curvas de concentração por grupo homogêneo mostra que a dispersão intra-grupos varia pouco, minimizando os problemas de seguir uma pseudo-coorte no tempo. Como se vê na FIG 2, apenas seis grupos homogêneos apresentaram padrões inconsistentes: 1) mulheres nascidas entre 1958-62 com Fundamental incompleto; 2) Médio incompleto e; 3) com Superior incompleto/completo; 4) homens nascidos entre 1963-67 com Médio incompleto; 5) mulheres nascidas entre 1963 e 1967 com Médio Incompleto; e, 6) Superior incompleto/completo. Esses seis grupos foram excluídos da análise de mobilidade.

Para os demais 54 grupos, percebe-se que sexo e escolaridade são as variáveis que distinguem os perfis. Os menos escolarizados estão sobre-representados entre os menos remunerados, principalmente as mulheres. Os homens informais com secundário incompleto atingem a mesma posição relativamente a todos os trabalhadores. O mesmo ocorre com as mulheres informais com secundário completo. Destaca-se também que, conforme o esperado, os trabalhadores informais com terciário completo ou incompleto estão bem situados na distribuição.

FIGURA 2 – Curvas de Concentração: grupos homogêneos, 1992-2004**Informais, homens, nascidos entre 1943 e 1947****Informais, mulheres, nascidas entre 1943 e 1947****Informais, homens, nascidos entre 1948 e 1952****Informais, mulheres, nascidas entre 1948 e 1952****Informais, homens, nascidos entre 1953 e 1957****Informais, mulheres, nascidas entre 1953 e 1957****Informais, homens, nascidos entre 1958 e 1962****Informais, mulheres, nascidas entre 1958 e 1962**

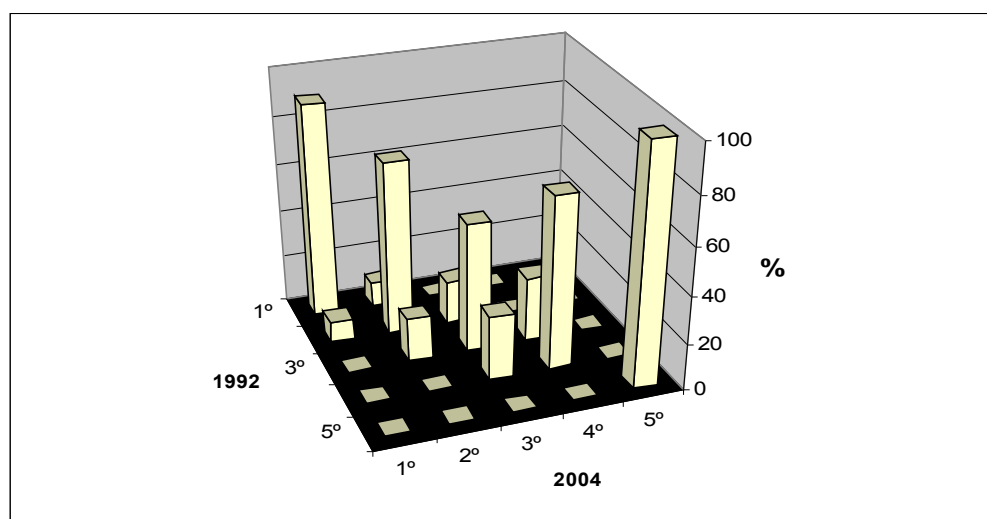
Informais, homens, nascidos entre 1963 e 1967**Informais, mulheres, nascidas entre 1963 e 1967**

Fonte: PNAD, 1992, 1996, 2001 e 2004.

5 - Mobilidade de rendimentos: matriz de transição

Nesta seção, uma matriz de transição é utilizada para descrever a mobilidade relativa de rendimentos dos trabalhadores informais no período 1992 – 2004. Observa-se, FIG. 3, que mais de 50% dos grupos permanecem no mesmo quintil ao longo do período³. Entre os 20% mais pobres e 20% mais ricos, a imobilidade chega a 90%. Os tradicionais indicadores de mobilidade, calculados para subperíodos, reforçam a idéia de baixa mobilidade (TAB. 2).

FIGURA 3 – Distribuição das freqüências da matriz de transição, 1992-2004



Fonte: PNAD, 1992 e 2004.

Ao longo do tempo, a imobilidade reduz-se de 81,5% (1992-96) para 74% (2001-04), embora, entre 1996 e 2001, o indicador tenha atingido seu menor valor, 68,5%. A mobilidade ascendente ocorre para 11,1% dos grupos, o mesmo percentual para a mobilidade descendente, ambas no período 1992-2004. No entanto, no período mais recente analisado, em que houve

³ As freqüências de transição constam na TAB. A2, no apêndice.

uma redução da desigualdade de renda no Brasil, a mobilidade ascendente supera a descendente, fato que, certamente, contribuiu para a queda mencionada. O coeficiente de abertura⁴, que evidencia o quanto a mobilidade observada se distancia da que seria esperada sob a hipótese de ausência de associação entre a renda do início e a do final do período revela uma redução dessa associação de aproximadamente 10 pontos percentuais entre 1992-96 (23,2%) e 2001-04 (32,4%), embora o maior valor tenha ocorrido no período 1996-2001. A redução da associação é um indício de aumento na igualdade de oportunidades para o progresso de diferentes grupos de informais.

TABELA 2 – Índices de Mobilidade

Período	Imobilidade (%)	Mobilidade Ascendente (%)	Mobilidade Descendente (%)	Coeficiente de abertura
1992-2004	77.78	11.11	11.11	27.52
1992-1996	81.48	9.26	9.26	23.16
1996-2001	68.52	12.96	18.52	39.37
2001-2004	74.07	14.81	11.12	32.43

Fonte: PNAD 1992, 1996, 2001 e 2004.

Conforme já ressaltado, outras três medidas de mobilidade foram calculadas. O indicador de *independência temporal* compara as frequências esperadas sob perfeita mobilidade, EXP_{ij} , com as frequências observadas, OBS_{ij} , por meio da estatística qui-quadrado (Pearson):

$$\chi^2 = \sum_i \sum_j \frac{(EXP_{ij} - OBS_{ij})^2}{EXP_{ij}}. \quad (1)$$

Segundo Fields (2001), quanto mais distante da *independência temporal*, maior o valor da estatística, ou seja, maior a imobilidade. Dessa forma, para obter um indicador que seja maior quanto mais alta for a mobilidade, multiplica-se por (-1) o valor da estatística. Para os EUA, os resultados do autor indicam redução neste indicador de mobilidade, isto é, entre os anos 80 e os anos 90, a renda presente tornou-se mais dependente da renda passada.

No caso do setor informal brasileiro, como pode ser visto na TAB. 3, há uma maior mobilidade intertemporal na medida em que há crescimento do indicador de dependência temporal entre 1992-96 e 1996-01. Entretanto, esse aumento é revertido no último subperíodo. O comportamento entre 1992-96 e 1996-2001 é esperado, uma vez que, com o Plano Real e a conseqüente estabilização dos preços, o poder de compra desses trabalhadores foi restituído, tornando a renda atual menos dependente da renda passada. Os resultados para os ocupados no

⁴ O índice de Yassuda, trabalhado por Boudon (1973), é a razão entre as mobilidades de circulação observada e perfeita. Esta última é baseada em $f_{ij}^{m(0)} = \left(f_i * f_j \right) / 100$, onde f_i e f_j são as frequências marginais. No contexto da mobilidade de renda entre quantis com proporções fixas de população, a distinção entre as noções de mobilidade estrutural e de circulação não faz sentido, pois não há mobilidade estrutural, toda a mobilidade é de circulação.

Brasil metropolitano apresentados em Nascimento e Souza (2005) mostram, também, que a mobilidade temporal no Brasil é elevada e mais intensa entre 1988 e 1995.

TABELA 3 – Indicadores de *dependência temporal* no setor informal no Brasil

Período	Dependência temporal
1992-2004	- 202.36
1992-1996	-196.81
1996-2001	-169.03
2001-2004	- 230.14

Fonte: PNAD 1992, 1996, 2001 e 2004.

A segunda medida, a *mudança não direcional de rendimentos* (MNDR), apresenta a magnitude da variação da renda, desconsiderando sua direção. Fields e Ok (1996) aplicam a seguinte equação:

$$m(x, y) = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N |\ln x_i - \ln y_i|, \quad (2)$$

onde x_i e y_i são as rendas no ano-base e no ano-final, respectivamente, e N é o total da amostra (54 grupos no presente estudo). Já a *mudança direcional dos rendimentos* (MDR) obtém-se a partir da média das diferenças no log da renda entre os anos final e inicial, sem o módulo. Essa medida combina ganhos e perdas na renda, considerando o nível da mesma.

A mobilidade não direcional do rendimento diminui ao longo do período, passando de 0,45 para 0,19. Entretanto, seu patamar nos primeiro período é elevado, comparado aos resultados apresentados por Fields (2000) sobre a mobilidade de rendimentos dos ocupados nos EUA, em intervalos quinquenais, no período de 1970 a 1995 (entre 0,25 e 0,30).

O indicador MDR mostra, também, que houve maior mobilidade direcional de rendimentos entre 1992 e 1996. Assim, da mesma forma que a medida de *dependência temporal*, esse resultado pode ser explicado pela redistribuição de renda em favor dos informais causada pelo Plano Real. Considerando o indicador de *mudança direcional dos rendimentos* (MDR), nota-se que este é o único subperíodo em que os ganhos foram maiores que as perdas, em média. Provavelmente, a combinação do crescimento da demanda agregada pós-Plano com a liberdade dos informais frente aos trabalhadores formais para fixar preços de bens e serviços por eles produzidos ocasionou tal resultado. Nos outros dois sub-períodos, 1996/2001 e 2001/2004, passado o período mais intenso de mudanças nos preços relativos, há uma reacomodação dos rendimentos destes trabalhadores.

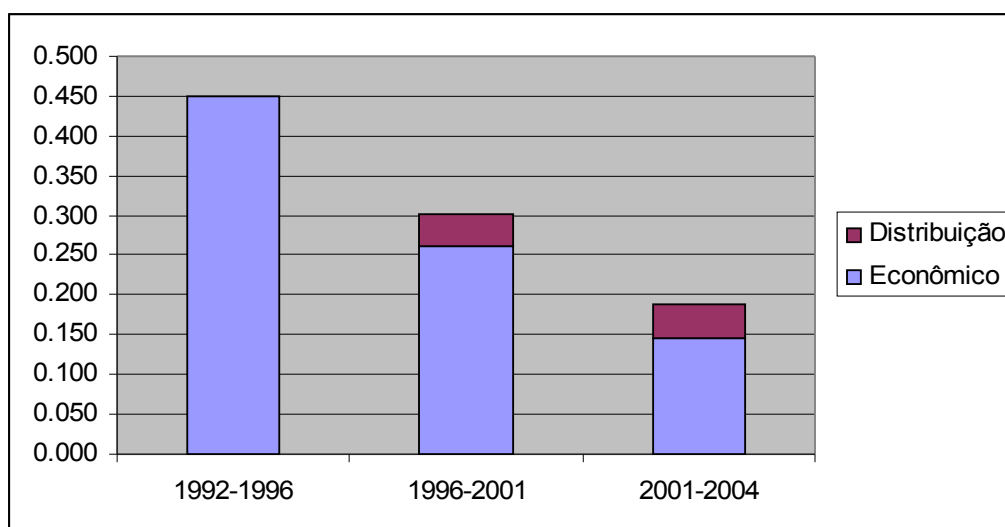
TABELA 4 – Mudança não direcional de rendimentos (MNDR) e mudança direcional nos rendimentos (MDR) no setor informal

Período	MNDR	MDR
1992-2004	0.1455	0.0437
1992-1996	0.4509	0.4509
1996-2001	0.3007	-0.2616
2001-2004	0.1880	-0.1456

Fonte: PNAD 1992, 1996, 2001 e 2004.

A mobilidade não direcional do rendimento é decomposta em duas parcelas: efeito desempenho econômico e efeito de distribuição, seguindo Fields e Ok (1996). O primeiro componente é o módulo do indicador de mobilidade direcional de rendimentos (MDR) e, por isso, aponta a parcela da mobilidade que pode ser explicada por crescimento ou recessão econômica. O outro componente, obtido pela diferença entre o indicador de mobilidade não direcional (MNDR) e o módulo do indicador de mobilidade direcional (MDR), retrata as mudanças de posição na distribuição dos rendimentos dentro do setor informal.

A FIG. 4, além de apresentar a redução na mobilidade não direcional de renda nos sub-períodos da série 1992 a 2004, constitui-se em mais uma evidência do efeito positivo do aumento da demanda de bens e serviços produzidos pelo informal no período de 1992 a 1996, pois o componente desempenho econômico explica, integralmente, o movimento não direcional de rendimentos no informal. Nos sub-períodos posteriores, o efeito distribuição, ou seja, a mobilidade decorrente de perdas e ganhos dentro do próprio setor passa a contribuir com cerca de 4%.⁵

FIGURA 4 – Decomposição da mobilidade não direcional de rendimentos no setor informal

Fonte: PNAD, 1992, 1996, 2001 e 2004.

⁵ As informações que geram a FIG. 4 são reportadas na TAB. A5 no apêndice.

6 - Atributos pessoais dos trabalhadores informais, por tipo de mobilidade

Buscando retratar a composição intra-grupos homogêneos por direção de mobilidade de rendimentos (ascendente, ausência de mobilidade e descendente), volta-se ao nível dos indivíduos, em 1992 e em 2004, para descrever suas características predominantes (TAB. 5). Observa-se que os homens são maioria entre os que permaneceram no mesmo quintil de rendimentos e entre os que pioraram na distribuição. Contrariamente, entre os que ascenderam na distribuição, há somente mulheres. Tais resultados, por subperíodo, são um tanto distintos (TAB's. A4 e A5 no apêndice), já que 27 e 90% dos que ascenderam são homens, respectivamente em 1996-01 e 2001-04. O resultado para todo o período reflete efeitos de longo prazo. Dessa forma, esse intervalo capta, por exemplo, o crescimento da participação das mulheres na força de trabalho e, conseqüentemente, no mercado de trabalho informal. Isto posto, essa alteração estrutural, provavelmente, influenciou o resultado para todo o período. Em intervalos mais curtos, aquele movimento de entrada pode não ser detectado ou não apresentar uma importância de tão grande magnitude.

No que diz respeito à idade, não há um padrão definido que diferencie os indivíduos que realizam mobilidade descendente daqueles que permanecem no mesmo quintil. No entanto, a mobilidade ascendente está associada a trabalhadores mais jovens (31 anos, em média, em 1992 e 42 anos em 2004). Em relação ao primeiro ano da série, espera-se este resultado, uma vez que os informais nessa faixa etária contam com maior potencial de crescimento de seus rendimentos, uma vez que se encontram mais próximos do início do ciclo de vida ativa.

O tamanho médio do domicílio diminui entre 1992 e 2004. Nota-se que os que experimentaram uma piora na posição da distribuição de renda pertencem a domicílios mais populosos. No que tange à educação, os indivíduos com Superior incompleto ou completo não apresentam mobilidade. Isso é esperado, dado a grande probabilidade desses indivíduos pertencerem ao quintil mais alto da distribuição. Entre os que pioraram, os indivíduos com menos de três anos de escolaridade e com Médio incompleto apresentam a mesma proporção, 22% no início do período. Os que completaram o Ensino Médio são, aproximadamente, 50% dos trabalhadores que ascenderam. Outros 30% dentro desta categoria de mobilidade têm apenas o Fundamental incompleto. Tais resultados evidenciam que, no setor informal, a educação formal não se constitui em um atributo de grande importância, isto é, não representa uma barreira à entrada e tampouco um obstáculo ao movimento na distribuição de renda. O mesmo não pode ser dito a respeito do setor formal, onde a educação é uma credencial tanto para alcançar uma ocupação de maior qualidade quanto para realizar mobilidade ascendente de rendimentos. Assim, pode-se dizer que o setor informal constitui um espaço de oportunidade para os indivíduos menos escolarizados.

A imobilidade e a mobilidade descendente ocorrem em grande proporção para os chefes de família. No caso da ascensão, os cônjuges são maioria. Tal resultado está de acordo com o resultado para as mulheres discutido acima, já que a maior parte dos cônjuges são mulheres. Em 1992, cerca de 14% dos que se moveram positivamente ao longo da distribuição de renda estavam na condição de filhos. Certamente, esta participação está associada com o perfil de idade para tal tipo de mobilidade.

Com estes resultados, pode-se dizer que, no setor informal no Brasil, entre 1992 e 2004, os grupos sujeitos a mobilidade ascendente são as mulheres, os cônjuges e os jovens, havendo pouca distinção entre os níveis educacionais.

**TABELA 5 – Características individuais por mobilidade, setor informal
Brasil, 1992 - 2004**

1992 - 2004	Brasil					
	Descendente		Imobilidade		Ascendente	
	1992	2004	1992	2004	1992	2004
Homem	0,55	0,53	0,74	0,76	0,00	0,00
Idade	36,68	47,94	36,60	47,46	31,44	42,41
Tamanho do domicílio	4,61	4,11	4,55	3,95	4,38	3,98
Escolaridade						
< 3 anos de estudo	22,20	31,06	10,60	10,89	0,00	0,00
Fundamental Incompleto	0,00	0,00	57,21	51,63	36,91	35,06
Fundamental Completo	42,32	35,08	8,53	8,54	15,64	12,09
Médio Incompleto	21,37	15,21	4,20	4,30	0,00	0,00
Médio Completo	14,10	18,66	12,04	14,68	47,45	52,85
Superior Incompleto/Completo	0,00	0,00	7,41	9,96	0,00	0,00
Total	100,00	100,01	100,00	100,00	100,00	100,00
Posição no domicílio						
Chefe	57,06	62,40	68,95	75,46	13,45	27,70
Cônjuge	30,39	31,88	18,34	17,58	68,67	63,55
Filho	9,44	3,24	9,53	4,61	14,61	6,03
Outro parente	2,99	2,47	2,89	2,11	2,91	2,66
Agregado	0,11	0,00	0,29	0,24	0,36	0,06
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: PNAD 1992 e 2004.

7 - Considerações Finais

Retomando as duas questões formuladas na introdução, podemos concluir, por meio da análise da distribuição de rendimentos, que houve redução do bem-estar dos trabalhadores informais, uma vez que se identifica pior posicionamento desses na distribuição de rendimentos frente aos demais trabalhadores no período completo, algo retratado pelas curvas de concentração. Entretanto, o mesmo não pode ser concluído quando se analisam os indicadores de mobilidade.

Embora mais de 70% dos informais mantenham sua posição na distribuição de rendimentos nos sub-períodos analisados, a mobilidade ascendente, entre 2001 e 2004, é a maior. Além disso, o coeficiente de abertura indica que, no setor informal brasileiro, há aumento na igualdade de oportunidades para o progresso de diferentes grupos de informais.

Para todos os três indicadores de Fields (2001), a mobilidade de rendimentos é bastante elevada se comparada com as evidências internacionais, no período de 1992 a 1996, algo já apontado por Nascimento e Souza (2005). No caso do setor informal brasileiro, merece atenção especial o quinquênio 1992-1996, quando a mobilidade intertemporal foi maior, assim como a não direcional e direcional de rendimentos. Durante esse intervalo de tempo, em média, os ganhos foram maiores que as perdas e, completamente, atribuídos ao desempenho da economia. Esse comportamento, como já notado, pode ser justificado pela conjugação do crescimento da demanda agregada pós-Plano Real com a relativa autonomia dos informais para fixarem os

preços de bens e serviços por eles produzidos no contexto de crescimento econômico e estabilidade da massa de salários no setor formal.

Na análise da composição dos grupos homogêneos por atributos pessoais e de domicílios destaca-se o papel que mulheres e jovens assumiram na mobilidade positiva do rendimento. Por fim, como essa ascensão não depende tanto da educação, a questão da oportunidade atrelada à escolaridade torna-se menos importante, ou seja, ainda não existe propriamente uma barreira educacional que impossibilite melhorar a posição na distribuição de rendimentos dentro do setor informal aqui definido como trabalhadores por conta-própria e pequenos empregadores.

Referências

- BOUDON, R. **Mathematical Structures of Social Mobility**. San Francisco: Jossey-Bass. 1973.
- CURI, A; MENEZES-FILHO, N. Os Determinantes Das Transições Ocupacionais No Mercado De Trabalho Brasileiro. **Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia**, 2004
- DEATON, A. **The analysis of household surveys – a microeconomic approach to development policy**. Maryland: The Johns Hopkins University Press, 1997. 479p.
- FERREIRA, S. G.; VELOSO, F. A. **Intergenerational Mobility of wages in Brazil**. Meeting of the Network in inequality and poverty (NIP). November 2004.
- FIELDS, G. **Distribution and Development Economic: a new look at the developing world**. Cambridge: The MIT press, 2001, 206 p.
- FIELDS, G. **Economic and social mobility really are multifaceted**. Paper presented on Frontiers on Social and Economic Mobility Conference. New York: Cornell University, March, 2003.
- FIELDS, G.; OK, E. The meaning and measurement of income mobility. **Journal of Economic Theory**. n. 71, p. 349-377, 1996.
- GUIMARAES, N. A. **Caminhos Cruzados –Estratégias de empresas e trajetórias de trabalhadores**. São Paulo: Ed. 34, 2004. 408p.
- HIRATA, G. Economia Informal no Brasil: Aspectos da Inserção, Permanência e Transição no mercado de trabalho metropolitano. **Dissertação de mestrado** (mestrado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais. Minas Gerais. 2007.
- IBGE. **Série histórica da pesquisa nacional por amostra de domicílios**. Disponível em <www.ibge.gov.br>
- MELO, F. L. B. Trajetórias no mercado de trabalho: perfis socioocupacionais de indivíduos e casais da Grande São Paulo. **Tese** (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais. Minas Gerais. 2006.
- MORGAN, S. L. Past Themes and Future Prospects for Research on Social and Economic Mobility In: MORGAN, S. L; GRUSKY, D. B.; FIELDS, G. S. **Mobility and Inequality**. Stanford: Stanford Press, 2006.p3-20.

NASCIMENTO, M. A.; SOUZA, A. P. Medidas e determinantes dos rendimentos do trabalho no Brasil. **Anais**. Encontro Nacional de Economia: Natal. 2005

OIT. Directrices sobre una definición estadística de empleo informal, adoptadas por la Decimoséptima Conferencia Internacional de Estadísticos del Trabajo. **17ª Conferência Internacional de Estatísticos do Trabalho – OIT**, noviembre – diciembre, 2003.(<http://www.ilo.org>)

OLIVEIRA, A. M. H. C.; MACHADO, A. F. Mobilidade ocupacional e rendimentos no Brasil metropolitano: 1991-96, **Pesquisa e Planejamento Econômico**, IPEA, 30(1), 2000.

OSORIO, R. G. Mobilidade social sob a perspectiva da Distribuição de renda. **Dissertação de Mestrado** (mestrado em Sociologia). Brasília: UnB, Departamento de Sociologia, 2003.

PASTORE, J. **Desigualdade e mobilidade social no Brasil**. São Paulo: T.A.Queiroz: Ed. da Universidade de São Paulo, 1979. 217p.

PASTORE, J.; VALLE SILVA, N. **Mobilidade social no Brasil**. São Paulo: Makron, 2000.

PERO, V; SZERMAN, D. Mobilidade intergeracional de renda no Brasil. **Anais**. Encontro Nacional de Economia: Natal. 2005

PERRY, G. E.; ARIAS, O. S.; LÓPEZ, J. H.; MALONEY, W. F.; SERVÉN, L.. Poverty Reduction and Growth: Virtuous And Vicious Circles. **Washington: The International Bank For Reconstruction And Development / The World Bank**, 2006.

PINTO, A.; NERI, M. Mobilidade ocupacional e raça: origens, destinos e riscos dos afro-brasileiros. EPGE/FGV: **Série Ensaios Econômicos**, n. 392, 2000.

RAMOS, L. A Evolução da Informalidade no Brasil Metropolitano. **Texto para Discussão**. Rio de Janeiro:IPEA. nº 914. 2002

RIBAS, R. P.; MACHADO, A. F. “Distinguishing Chronic Poverty from Transient Poverty in Brazil: developing a model for pseudo-panel data,” **Working Paper 36**, International Poverty Centre, UNDP, 2007.

RIBEIRO, C.A.C.; SCALON, M.C. “Mobilidade de classe no Brasil em perspectiva comparada”. **Dados**, v.44, n.1, 2001.

SCALON, M.C. “**Mobilidade social no Brasil: padrões e tendências**”. Rio de Janeiro: Revan, 1999

SEN, A. **Development as Freedom** Oxford University Press, 1999, pp 382.

SHORROCS, A. The measurement of mobility, **Econometrica**, 46, September. 1978. pp 1013-24.

Apêndice

TABELA A1 – Proporção de trabalhadores informais na população, por grupos homogêneos ⁶(%)

GH	1992	1996	2001	2004	GH	1992	1996	2001	2004
1	23,2	24,3	26,1	29,1	31	10,8	8,7	11,6	11,3
2	21,5	25,6	29,3	31,6	32	12,8	13,1	14,0	12,7
3	21,1	26,5	29,7	29,6	33	12,9	17,3	13,7	18,4
4	21,7	24,5	25,2	31,2	34	16,9	19,2	21,9	16,8
5	18,3	22,8	24,4	23,6	35	14,2	14,4	16,8	14,3
6	11,7	13,6	19,9	17,3	36	7,0	8,8	10,2	9,4
7	8,3	6,2	8,7	8,3	37	31,2	30,9	35,0	31,7
8	8,0	9,7	11,2	12,8	38	31,4	35,1	35,5	35,6
9	8,0	13,4	14,8	15,7	39	27,6	30,2	29,8	29,9
10	9,7	12,9	14,6	17,0	40	33,4	35,7	33,3	28,3
11	8,5	11,9	14,7	15,1	41	23,8	26,5	32,4	26,7
12	5,6	9,7	10,4	8,3	42	17,4	21,0	19,6	18,6
13	26,5	24,3	28,7	31,2	43	10,0	10,5	9,0	10,4
14	25,2	29,3	33,9	32,4	44	15,0	13,9	13,2	14,1
15	26,4	30,4	29,6	32,1	45	16,7	15,8	13,5	13,1
16	23,1	29,0	33,0	30,5	46	21,0	17,7	18,3	19,6
17	24,3	27,4	25,8	27,3	47	12,3	13,2	13,7	15,7
18	14,8	18,8	19,1	20,3	48	6,2	8,6	9,5	9,1
19	7,9	8,6	9,7	10,5	49	30,7	32,0	34,5	32,0
20	11,3	12,4	12,2	13,9	50	30,7	35,6	34,5	31,3
21	13,4	14,9	15,5	16,5	51	26,9	29,3	33,2	25,8
22	15,5	16,4	16,8	17,8	52	32,8	32,0	23,6	28,4
23	11,4	13,3	16,8	14,7	53	24,7	29,6	26,5	25,2
24	8,8	11,3	11,7	10,4	54	14,0	19,2	15,9	20,4
25	27,1	28,2	33,4	36,3	55	13,5	9,4	9,0	9,3
26	29,7	32,3	34,2	35,3	56	14,1	13,8	13,0	11,4
27	28,2	30,6	31,8	31,3	57	12,2	15,7	15,9	12,8
28	30,1	30,7	31,4	27,9	58	16,8	14,4	20,1	20,3
29	27,8	30,4	28,9	28,6	59	9,4	13,7	10,7	11,8
30	15,1	19,4	20,6	19,5	60	5,7	8,2	11,0	7,9
					Total	17,8	19,7	20,8	20,6

Fonte: PNAD - 1992, 1996, 2001, 2004.

TABELA A2 - Distribuição das frequências da matriz de transição (%), Brasil 1992-2004

	1º	2º	3º	4º	5º	Total
1º	16.7	1.9	0.0	0.0	0.0	18.5
2º	1.9	14.8	3.7	0.0	0.0	20.4
3º	0.0	3.7	11.1	5.6	0.0	20.4
4º	0.0	0.0	5.6	14.8	0.0	20.4
5º	0.0	0.0	0.0	0.0	20.4	20.4
Total	18.5	20.4	20.4	20.4	20.4	100.0

Fonte: PNAD - 1992 e 2004.

⁶ Os indivíduos são separados em 5 coortes, com 12 grupos cada. Os grupos 1, 2, ..., 12 são compostos por indivíduos nascidos entre 1963 e 1967; os grupos 13, 14, ..., 25, por nascidos entre 1958 e 1962; e assim por diante. Os seis primeiros grupos de cada coorte são homens e os seis restantes são mulheres. Os grupos dos homens, assim como os das mulheres, são divididos por escolaridade, em ordem crescente.

**TABELA A3 – Características individuais por mobilidade, setor informal
Brasil, 1996 - 2001**

1996 - 2001	Brasil					
	Ascendente		Imobilidade		Descendente	
	1996	2001	1996	2001	1996	2001
Homem	0.97	0.97	0.60	0.62	0.28	0.26
Idade	45.32	49.98	37.94	42.48	36.95	41.12
Tamanho do domicílio	4.59	4.15	4.29	4.12	4.35	4.17
Escolaridade						
< 3 anos de estudo	4.22	6.14	11.87	13.00	0.00	0.00
Primário Incompleto	77.40	74.64	42.25	40.20	36.96	42.16
Primário Completo	6.37	6.61	9.37	8.39	42.85	39.48
Secundário Incompleto	5.48	6.20	3.27	3.20	13.08	12.96
Secundário Completo	6.53	6.41	20.89	22.50	7.11	5.40
Terciário Incompleto/Completo	0.00	0.00	12.35	12.72	0.00	0.00
Total	100.00	100.00	100.00	100.01	100.00	100.00
Posição no domicílio						
Chefe	90.51	90.85	60.20	65.25	39.87	39.54
Cônjuge	3.93	4.41	27.68	25.29	51.55	53.05
Filho	3.72	2.46	8.49	6.74	5.44	5.12
Outro parente	1.77	2.20	3.42	2.54	2.59	2.14
Agregado	0.06	0.07	0.22	0.18	0.56	0.14
Total	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Fonte: PNAD - 1996, 2001.

**TABELA A4 – Características individuais por mobilidade, setor informal
Brasil, 2001 - 2004**

2001 - 2004	Brasil					
	Ascendente		Imobilidade		Descendente	
	2001	2004	2001	2004	2001	2004
Homem	0.11	0.09	0.63	0.63	0.91	0.90
Idade	42.58	45.05	42.65	45.56	49.12	51.63
Tamanho do domicílio	4.02	3.82	4.14	3.98	4.10	3.91
Escolaridade						
< 3 anos de estudo	0.00	0.00	14.44	15.22	0.00	0.00
Primário Incompleto	0.00	0.00	42.19	40.32	75.08	74.61
Primário Completo	40.72	42.73	11.31	11.54	2.83	2.09
Secundário Incompleto	47.73	44.76	2.90	2.94	3.91	3.39
Secundário Completo	11.55	12.51	17.15	18.24	18.18	19.91
Terciário Incompleto/Completo	0.00	0.00	12.01	11.76	0.00	0.00
Total	100.00	100.00	100.00	100.02	100.00	100.00
Posição no domicílio						
Chefe	32.11	32.24	65.84	67.63	86.39	83.72
Cônjuge	59.74	59.42	24.99	24.85	8.48	10.79
Filho	5.10	4.82	6.54	5.05	2.78	3.51
Outro parente	3.06	3.22	2.48	2.28	2.21	1.76
Agregado	0.00	0.31	0.16	0.21	0.15	0.23
Total	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Fonte: PNAD - 2001, 2004.

TABELA A5 - Decomposição da mobilidade não direcional de rendimentos: setor informal

Efeitos	1992/04	1992/96	1996/01	2001/04
Total	0.1455	0.4508	0.3007	0.1880
Econômico	0.0437	0.4508	0.2616	0.1456
Distribuição	0.1018	0,0000	0.0391	0.0424

Fonte: PNAD - 1992, 1996, 2001, 2004.