

**MARIANGELA FURLAN ANTIGO**

**MOBILIDADE DE RENDIMENTOS NO BRASIL: UMA  
ANÁLISE A PARTIR DE DADOS *CROSS SECTION* E  
LONGITUDINAIS**

Belo Horizonte, MG

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional

Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG

2010

**MARIANGELA FURLAN ANTIGO**

**MOBILIDADE DE RENDIMENTOS NO BRASIL: UMA  
ANÁLISE A PARTIR DE DADOS *CROSS SECTION* E  
LONGITUDINAIS**

Tese apresentada ao curso de doutorado do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de doutora em Economia.

Orientadora: Prof.<sup>a</sup> Dr.<sup>a</sup> Ana Flávia Machado

Belo Horizonte, MG  
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional  
Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG

2010

## FOLHA DE APROVAÇÃO

*Ao meu pai (in memoriam), à minha mãe e  
a todos aqueles que acreditam que um  
Brasil menos desigual é possível.*

## AGRADECIMENTOS

O agradecimento é algo muito difícil de se externar. Talvez em algumas linhas não consiga dar a dimensão necessária para o meu sentimento desde quatro longos anos. De um lado, tem-se a inspiração e a responsabilidade de todo um trabalho desenvolvido e movido por questionamentos, críticas, debates em busca de respostas e explicações sobre questões diversas da ciência econômica que me inspiraram durante todo este período. De igual forma, os sentimentos originados pelos familiares, amigos e pessoas que se fizeram presentes neste período cujo valor é inestimável. Sob diferentes formas de olhar, fica o meu reconhecimento a todos aqueles que direta ou indiretamente contribuíram para que este trabalho fosse realizado.

Primeiramente, agradeço ao CEDEPLAR. Nesta instituição aprendi que professores e alunos estão lado a lado, sempre em busca de algo maior e mais enriquecedor. O apoio e a disponibilidade dos professores, o ambiente alegre e propício aos estudos, os esforços do centro sempre em busca de melhorar o aprendizado e o convívio dos alunos foram indispensáveis para a minha motivação. Em particular, sou grata ao professor Mauro Borges pelo apoio e presteza no meu processo de doutorado sanduíche. Professor, o meu muito obrigado, por ter me ajudado a vivenciar esta experiência tão rica em minha vida. Agradeço, ainda, ao professor Werner Baer, que me recebeu de forma tão abraçadora em um lugar até então tão diferente para mim. A sua receptividade e a sua atenção me fizeram ter a certeza de que não poderia ter escolhido melhor lugar para realizar o doutorado sanduíche. Todo o período na University of Illinois em Champaign-Urbana em muito contribuíram para o desenvolvimento do meu trabalho.

Aos funcionários do CEDEPLAR, em suas diferentes esferas, obrigada pela disponibilidade em prestar auxílios sempre que necessários. Agradeço, também, à Capes e ao Cnpq, pelo apoio concedido por meio da bolsa de doutorado e pela bolsa de doutorado sanduíche. Sem ela não haveria como dar continuidade aos meus estudos e como vivenciar um período em outra universidade durante o doutorado.

Aos professores da minha banca de qualificação, Bernardo Lanza, Flávia Chein, Sérgio Firpo e Ana Maria Hermeto de Oliveira, obrigada pelo aceite do convite e pelas valiosas contribuições que em muito enriqueceram a versão final da tese.

Agradeço, também, ao pesquisador Rafael Osório, por ter aceitado fazer parte da banca de defesa desta tese e por suas sugestões, comentários e críticas que em muito contribuíram para a minha visão sobre o tema sob diferentes aspectos. Apesar do auxílio de todas essas pessoas, é claro que os erros e omissões que persistiram ao longo deste trabalho são de minha inteira responsabilidade.

Em especial, sou grata à professora Ana Maria Hermeto, que, ainda durante o mestrado, me ensinou sobre bases de dados e despertou em mim a paixão pelos microdados. Professora, muito obrigada pelas aulas e por sua disponibilidade em todos os momentos. Falando em microdados, sou muito grata aos meus grandes amigos Sandro Monsueto e Rafael Perez Ribas, pela ajuda com os microdados da PME. Grande parte dos meus problemas com este banco de dados simplesmente deixaram de existir com a ajuda de vocês. Ainda dentro da universidade, não poderia deixar de agradecer aos meus alunos. Pessoas essenciais e responsáveis por grande parte das minhas melhores experiências. Obrigada por me ensinarem sobre a arte da didática e por sempre me fazerem refletir sobre o verdadeiro papel do professor.

Assim como tudo que aprendi e aprendo até hoje, credito ao meu background familiar, os valores e sabedoria transmitidos. À minha mãe, eterna fonte de inspiração, pelo seu amor, pela sua luta em todas as dificuldades e pelo seu esforço incansável em me fazer acreditar que mesmo nos piores momentos nunca devemos desistir dos nossos ideais. Você representa a base de todo este trabalho e minha gratidão à você não caberia nestas linhas. Ao meu pai, embora ausente, sempre uma presença constante em minha vida, pelas lembranças remotas de sua satisfação com a minha dedicação aos estudos. Ao Gilberto, com quem aprendi que a palavra padrasto vai muito além do que podemos imaginar. Giba, embora você não esteja mais aqui entre nós, sei o quanto você torceu por mim durante todo este período. Com você pude aprender muito dos valores que tenho hoje em minha vida. Aos meus irmãos, André e Mariana, que sempre foram e continuarão sendo sempre a minha força de luta, agradeço pelo amor, carinho e incentivo de sempre. Ter vocês ao meu lado durante todo este período foi fundamental.

Sou grata, também, à todo o restante da família Furlan. Aos meus tios, tias, primos e primas, obrigada por fazerem parte de todas as fases de minha vida e pela torcida constante. Mesmo por vezes desacreditados em meu futuro profissional, nunca deixaram de me incentivar a lutar por meus objetivos. Em especial, agradeço aos

meus padrinhos, Tio Zé e Tia Zulma e, Tio Hildebrando e Tia Teresa. Vocês são, sem dúvida, parte fundamental de todo o meu suporte familiar. Muito obrigada a vocês pelo carinho, pelo apoio e por estarem sempre acompanhando de perto esta sobrinha que mora em terras distantes. Sou grata, ainda, à minha prima Mirelle, pela nossa sintonia quase perfeita, embora com tantas diferenças.

Devo creditar, também, grande parte deste trabalho aos meus eternos amigos. Araras, Viçosa, Belo Horizonte, Champaign-Urbana....não conseguiria descrever aqui a importância de cada um, mas cada um à sua maneira sabe exatamente a imensidão da minha gratidão. Àqueles que dividi o meu dia a dia e pude conviver diariamente, fica a certeza de que foram muitos os momentos que serão eternizados em nossas vidas. Àqueles que eu tive a oportunidade de conhecer durante este período, fica a certeza de que novas amizades se formaram e serão levadas pela vida afora. E, àqueles que mesmo distantes sempre se fizeram presentes em minha vida, de uma forma ou de outra, fica a certeza que a distância nunca vai ser um obstáculo para a nossa amizade. Ter vocês em minha vida é uma das minhas maiores vitórias. Agradeço a Deus por isso e pela oportunidade de realizar este trabalho.

Acima de tudo, sou e serei sempre eternamente grata à minha orientadora Ana Flávia Machado. Sua prontidão, paciência, dedicação e empenho sempre foram os meus maiores motivos de orgulho por ser sua orientanda. Ana, obrigada por tentar incansavelmente me mostrar que a realidade dos dados nem sempre mostra o que a gente acredita. Mas, ao mesmo tempo, me fazer continuar a ter esperança de que um dia isso pode ser possível. E, por sempre acreditar em mim, mesmo quando eu já não acreditava. Seus conselhos, palavras e amizade em horas precisas foram as razões de minha persistência ao longo desta jornada. Prometo tentar sempre colocar em prática a diferença entre a humildade e a simplicidade. Obrigada pelo aprendizado constante durante nossa convivência e pelo fortalecimento de nossa amizade. Sua amizade é coisa rara, que espero levar pelo resto de minha vida. Minha gratidão e minha admiração por você são inestimáveis. Obrigada por tudo de coração.

Finalmente, agradeço à todos os bebês e florzinhas que transformaram Belo Horizonte em um ambiente muito mais florido e feliz ao longo de toda esta trajetória. Sem a presença de vocês, talvez hoje, ainda, eu não amasse esta cidade radicalmente.

## RESUMO

As análises existentes sobre a recente queda da desigualdade de rendimentos no Brasil mostram que essa caiu contínua e substancialmente entre 2001 e 2009, mas ainda permanece muito alta. Diante destes resultados favoráveis, colocam-se questões pertinentes à mobilidade de rendimentos. Esta tese tem, assim, por principal objetivo, analisar a mobilidade de rendimentos no Brasil, considerando o período anterior e posterior à queda da desigualdade de renda do país.

Uma distribuição de renda mais desconcentrada é possível com ganhos para aqueles situados na base da pirâmide. Dado a heterogeneidade nos subgrupos de renda brasileira, avaliam-se como fatores individuais, do posto de trabalho e de cunho institucional, além das condições macroeconômicas, explicam a mobilidade nos diferentes estratos. Uma mobilidade ascendente na base da distribuição ou descendente para os mais ricos pode sustentar uma maior equalização dos rendimentos ao longo do tempo.

Um estudo da mobilidade de longo prazo é realizado com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), entre 1993 e 2007. O exercício empírico é realizado por meio de um pseudo-painel dinâmico e pelo modelo de idade-período-coorte. Para mensurar a mobilidade ao longo dos quantis da distribuição de renda, recorre-se ao método das regressões quantílicas, por meio dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), entre 1992 e 2009.

A principal contribuição deste trabalho é, portanto, detectar uma possível relação entre a mobilidade e a desigualdade de rendimentos no Brasil e os fatores que levam a uma distribuição mais desconcentrada ao longo do tempo. Os resultados mostram que a queda da desigualdade foi acompanhada por uma maior mobilidade ascendente de rendimentos na base da distribuição, sobretudo do trabalho principal, a partir de 2001. As variáveis de educação e de salário mínimo têm um papel chave para explicar a mobilidade dos mais pobres. Este resultado é muito importante quando se considera o impacto sobre a incerteza e sobre a restrição orçamentária destes indivíduos, pois tendem a agir no sentido de uma ruptura com o círculo vicioso da pobreza a que estão sujeitos. Nesse sentido, a distribuição de renda Brasil ao longo do tempo pode se tornar mais equalizada.

## ABSTRACT

The analysis concerning the recent drop in Brazilian income inequality show that it has fallen steadily and substantially between 2001 and 2009, but still remains very high. Given these favorable results, it raises relevant questions about the earnings mobility. Thus, this thesis has the main aim of analyzing the Brazilian earnings mobility, considering the period before and after the fall of income inequality.

A more decentralized income distribution is possible with relative gain for those at the base of the pyramid. Given the heterogeneity in Brazilian income groups, there is evaluated how individual and institutional factors, and also job and macroeconomic conditions, can explain the mobility in different quantiles. An upward mobility in the base of distribution or downward mobility in the top can support a greater equalization of income over time if the individual factors outweigh the macroeconomic.

A study of long-term mobility is made based on data from the National Household Sample Survey (PNAD) from 1993 to 2007. The empirical exercise is carried out by means of a pseudo-dynamic panel model and the age-period-cohort model. To measure mobility over the quantiles of the income distribution, we employ a quantile regression, using data from the Monthly Employment Survey (PME) between 1992-2001 and 2002-2009.

Therefore, the main contribution of this paper is to detect a relationship between mobility and income inequality in Brazil and the factors that lead to a more decentralized distribution over time. The results show that the fall in inequality was accompanied by increased upward mobility income in the base of distribution, especially the main job. The variables of education and minimum wage have a key role in explaining the mobility of the poor. This result is very important when considering the impact on uncertainty and the budget constraint of these individuals because they tend to act toward a break with the vicious cycle of poverty. Accordingly, the income distribution in Brazil over time can to become more equalized.

## SUMÁRIO

Introdução .....	1
Capítulo 1 - Mobilidade: revisão teórica e empírica.....	4
1.1. Aspectos conceituais da mobilidade .....	6
1.2. Mobilidade e desigualdade de renda.....	11
1.3. Fundamentação teórica .....	14
1.4. Evidências internacionais e para o caso brasileiro.....	22
Capítulo 02 – Fatos Estilizados Sobre Mobilidade.....	28
2.1. Indicadores de mobilidade .....	30
2.2. Mobilidade de rendimentos a partir de grupos homogêneos .....	32
2.2.1. Rendimento do trabalho principal.....	35
2.2.2. Rendimento de todas as fontes.....	41
2.3. Mobilidade de rendimentos a partir de dados individuais .....	43
2.3.1. Período de 1992-2001 .....	44
2.3.2. Período de 2002-2009 .....	49
2.4. Considerações parciais.....	53
Capítulo 03: Estimação da Mobilidade de Rendimentos por Meio de Dados <i>Cross Section</i> .....	55
3.1. Pseudo-painel dinâmico: mobilidade incondicional e condicional.....	56
3.2. Modelo idade período coorte .....	66
3.3. Considerações parciais.....	74
Capítulo 04: Estimação da Mobilidade de Rendimentos por Meio de Dados Longitudinais .....	76
4.1. Regressões quantílicas .....	78
4.2. Resultados .....	82
4.3. Considerações parciais.....	88
Considerações Finais .....	90
Referências Bibliográficas .....	95
ANEXO A.....	104
ANEXO B.....	116
ANEXO C.....	128
ANEXO D.....	129

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Mobilidade Direcional e Não Direcional do Rendimento-Hora do Trabalho Principal, Brasil, 1993-2007 .....	36
Tabela 2 – Efeito desempenho econômico e efeito distributivo do Rendimento-Hora do Trabalho Principal, Brasil, 1993-2007 .....	37
Tabela 3 – Imobilidade, Mobilidade Ascendente e Descendente do Rendimento-Hora do Trabalho Principal, Brasil, 1993-2007 .....	38
Tabela 4 – Distribuição das frequências da matriz de transição: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 1993-2007 .....	39
Tabela 5 – Indicador de Equalização do Rendimento-Hora do Trabalho Principal no Longo Prazo, Brasil, 1993-2007 .....	39
Tabela 6 – Mobilidade Direcional e Não Direcional do Rendimento de Todas as Fontes, Brasil, 1993-2007 .....	41
Tabela 7 – Efeito desempenho econômico e efeito distributivo do Rendimento de Todas as Fontes, Brasil, 1993-2007 .....	42
Tabela 8 – Imobilidade, Mobilidade Ascendente e Descendente do Rendimento de Todas as Fontes, Brasil, 1993-2006 .....	42
Tabela 9 – Distribuição das frequências da matriz de transição: rendimento de todas as fontes, Brasil, 1993-2007 .....	43
Tabela 10 – Indicador de Equalização do Rendimento de Todas as Fontes, no Longo Prazo, Brasil, 1993-2007 .....	43
Tabela 11 – Indicadores de mobilidade: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 1992-2001 .....	45
Tabela 12 – Mobilidade Ascendente, Imobilidade e Mobilidade Descendente: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 1992-2001 .....	47
Tabela 13 - Distribuição das frequências da matriz de transição: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 1992-2001 .....	47
Tabela 14 – Indicadores de mobilidade: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 2002-2009 .....	50
Tabela 15– Mobilidade Ascendente, Imobilidade e Mobilidade Descendente: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 2002-2009 .....	51
Tabela 16 - Distribuição das frequências da matriz de transição: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 2002-2009 .....	52

Tabela 17 – Mobilidade absoluta, rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 1993 a 2007.....	63
Tabela 18 – Mobilidade condicionada, rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 1993 a 2007.....	65
Tabela 19 – Efeitos de idade, período e coorte, Brasil, 1993 a 2007.....	71
Tabela 20 – Especificação alternativa para efeitos de idade, período e coorte, Brasil, 1993 a 2007.....	74
Tabela 21 - Resultados da regressão quantílica e MQO, Homens, 1992-2001 e 2002-2009, Brasil Metropolitano .....	83

### **LISTA DE QUADROS**

Quadro 01 – Formação dos grupos homogêneos - ano de nascimento.....	32
---	----

### **LISTA DE GRÁFICOS**

Gráfico 01 – Dependência intertemporal condicionada para os homens, segundo quantis, no período considerado .....	84
Gráfico 02 - Coeficientes da variável educação para os homens, segundo quantis, no período considerado.....	84
Gráfico 03 - Coeficientes da variável cor para os homens, segundo quantis, 2002-2009 .....	86
Gráfico 04 - Coeficientes da variável taxa de variação do salário mínimo real, para os homens, segundo quantis, no período considerado.....	87
Gráfico 05 - Coeficientes da variável setor formal, para os homens, segundo quantis, no período considerado.....	88

## INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, a economia brasileira passou por várias modificações que afetaram a distribuição do rendimento. Plano de estabilização bem sucedido, valorização do salário mínimo, criação de políticas de transferência de renda são alguns exemplos de políticas que melhoraram a distribuição. Um dos melhores resultados nessa primeira década do século XXI é a redução sistemática dos índices de desigualdade, evidenciando redistribuição da renda em um país que, até então, tem se apresentado como um dos mais desiguais do planeta.

Nesse contexto, surgem questões referentes à mobilidade de rendimentos. Entender a mobilidade de rendimentos, tanto em um contexto geral, como associado a diferentes faixas de rendimento, pode possibilitar um melhor desenho acerca da realidade brasileira em termos de bem estar. Com a mobilidade podemos quantificar como a posição dos indivíduos no presente é (ou não) dependente de sua posição no período anterior e, assim, estabelecer uma relação com a desigualdade de renda. Diante dos resultados favoráveis sobre a recente queda da desigualdade de rendimentos no Brasil a partir de 2001, torna-se pertinente aprofundar no tema.

A motivação desse trabalho é, portanto, analisar a mobilidade de rendimentos no Brasil e verificar esta contribui ou não para a queda da desigualdade. O estudo é desenvolvido com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), entre 1993 e 2007, e da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), entre 1992 e 2009. O período é, assim, considerado por captar o período anterior e posterior à queda da desigualdade observada no país e devido à limitação dos dados disponíveis.

Especificamente, os objetivos deste trabalho são: observar o padrão da mobilidade ao longo do tempo; identificar quais são os grupos, ao longo da distribuição, que contribuíram para esta mudança; e, por fim, mensurar o papel de características demográficas, do mercado de trabalho e econômicas para uma possível mobilidade ascendente dos mais pobres ou descendente dos mais ricos no Brasil. Assim, com fim de alcançar os objetivos propostos, esta tese está organizada em seis capítulos, incluindo esta introdução e a conclusão.

O primeiro capítulo parte de uma discussão dos conceitos de mobilidade segundo a visão Sociológica e Econômica. Na segunda seção é feita uma explanação da relação entre a mobilidade e a desigualdade de renda seguida, na próxima seção, da fundamentação teórica do tema. Como a mobilidade de rendimentos não decorre de um problema de escolha individual, a literatura é voltada para aspectos metodológicos de sua mensuração e à aplicação empírica. A mobilidade de rendimentos é um reflexo de decisões tomadas *ex-ant* pelos indivíduos em investimento educacional, além de fatores independentes como condições macroeconômicas, fatores do mercado de trabalho e de cunho institucional que podem contribuir para o fenômeno. Portanto, busca-se fundamentar a relação entre a mobilidade e a desigualdade pensando no movimento ascendente de rendimentos que afetem os segmentos da população localizados na cauda inferior da distribuição.

Para que a distribuição de renda seja mais desconcentrada é preciso que haja um ganho para aqueles situados na base da pirâmide ou que ocorra um movimento descendente dos rendimentos para os indivíduos mais ricos. Com base no conceito de equilíbrios múltiplos dos autores Galor e Zeira (1993), Galor e Tsiddon (1997) e Birchenall (2001) e no fenômeno da *barganha faustiana*, assim denominado por Wood (2003), evidenciamos o efeito de variáveis macroeconômicas e individuais. As conclusões mostram que para que a distribuição de renda seja mais desconcentrada é necessário que mudanças macroeconômicas (efeitos globais) sejam acompanhadas por políticas ou variáveis individuais, no caso a educação, que reduzam a insegurança dos mais pobres quanto ao futuro. Só assim, uma mobilidade ascendente na base da distribuição poderá sustentar ao longo do tempo uma distribuição de renda mais desconcentrada.

Fatos estilizados sobre a mobilidade de rendimentos são apresentados no segundo capítulo. São gerados pelo cálculo de seis indicadores. São eles: indicador de mobilidade direcional que quantifica a variação observada nos rendimentos médios individuais; indicador de mobilidade não direcional que mensura a mobilidade em dois aspectos: efeito distributivo e desempenho econômico; movimento de participação que torna possível medir a participação dos rendimentos individuais com relação à média; dependência temporal que indica o quão correlacionado os rendimentos são aos seus níveis passados. Esta análise é feita pelo cálculo da

imobilidade, mobilidade ascendente e descendente conjugado com as matrizes de transição; e, por fim, utiliza-se o indicador que mede a equalização de rendimentos de longo prazo.

Além disso, discorre-se sobre as fontes de dados utilizadas: a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As diferentes vantagens e limitações de cada uma são apresentadas para o estudo da mobilidade. Enquanto a PNAD permite mensurar a mobilidade em um período extenso, sem quebra estrutural, e considerar o rendimento do trabalho principal e de todas as fontes, para o Brasil como um todo, apresenta a desvantagem de não assegurar análise intra-geracional, em que o mesmo indivíduo é observado em dois pontos do tempo. Esta investigação, por sua vez, é possível com a utilização da PME. Além disso, a PME possibilita medir a mobilidade em diferentes pontos da distribuição.

Os métodos de estimação utilizados em decorrência das limitações dos bancos de dados e os resultados obtidos são apresentados nos capítulos 3 e 4. O terceiro capítulo concentra-se na análise da mobilidade como equalizadora de renda de longo prazo, estabelecendo, assim, uma relação com a desigualdade, no período de 1993 a 2007, com o uso da PNAD. O exercício empírico é realizado por meio de um pseudo-painel dinâmico, que torna possível considerar o período anterior e posterior à queda da desigualdade e pelo modelo de idade-período-coorte, que capta os efeitos de idade, período e coorte sobre a mobilidade.

Como os grupos por renda agem diferentemente, recorre-se, no quarto capítulo, ao método das regressões quantílicas, com o uso de modelos autoregressivos de primeira ordem para mensurar a mobilidade ao longo dos quantis da distribuição. Esta análise é realizada no período de 1992 a 2001 e 2002 a 2009 por meio dos microdados da PME. Além disso, mensura-se o papel das características individuais e do mercado de trabalho sobre a mobilidade nos quantis. Esta análise complementa a realizada no capítulo anterior e garante, assim, um desenho mais completo da mobilidade no Brasil.

## CAPÍTULO 1 - MOBILIDADE: REVISÃO TEÓRICA E EMPÍRICA

As análises existentes sobre a recente queda da desigualdade de rendimentos no Brasil mostram que essa caiu contínua e substancialmente entre 2001 e 2009, mas ainda permanece muito alta. As evidências mostram que as causas imediatas desta redução são: características demográficas, transferência de renda, remuneração de ativos e acesso ao mercado de trabalho. Entre os componentes de renda, a do trabalho é o mais importante (PAES de BARROS *et al*, 2006).

Soares *et al* (2007) retratam que as mudanças nos níveis de renda do trabalho possibilitaram a menor concentração na distribuição do rendimento do trabalho. A queda na desigualdade é justificada também pela importante contribuição dos programas de transferência de renda. Em contraste, a seguridade social, por meio de pagamentos de aposentadorias e pensões, principalmente no setor público, torna a distribuição de renda mais concentrada.

Diante destes resultados favoráveis, colocam-se questões pertinentes à mobilidade de rendimentos. O padrão de mobilidade de rendimentos também mudou? Caso tenha mudado, quais são os grupos que contribuíram para esta mudança ao longo do tempo? Os indivíduos localizados na base da distribuição foram aqueles que migraram para outros percentis? Em que medida características demográficas, do mercado de trabalho e econômicas contribuíram para a possível mobilidade?

Especificamente, a proposta deste trabalho é calcular medidas de mobilidade de rendimentos, buscando observar as trajetórias de mobilidade e uma tendência (ou não) de equalização dos rendimentos ao longo do tempo; e, identificar possíveis características demográficas e econômicas para a mobilidade. Seguindo-se a isso, mensura-se a mobilidade condicionada aos quantis da distribuição de rendimentos e seus possíveis determinantes nas diferentes faixas de remuneração.

Essas são questões que esta tese se propõe a responder. Quando tratamos de mobilidade de rendimentos, buscamos quantificar como a posição dos indivíduos na

distribuição de rendimentos se altera ao longo do tempo, reconhecendo que a sua posição no presente é dependente da mesma em um período anterior.

Os caminhos para medir e interpretar a mobilidade são diversos e duas grandes áreas – a Sociologia e a Economia – abordam este tema sob diferentes aspectos, mas com uma preocupação comum, referenciada na forma como a mobilidade pode alterar a distribuição de riqueza e de poder. Dentro da Sociologia, é comum a análise por meio do movimento entre classes sociais e por meio do status socioeconômico dos indivíduos. A mobilidade seguindo a visão econômica é medida pela mobilidade de renda, mobilidade socioeconômica, expressa principalmente pela mobilidade ocupacional, e, ainda, pela mobilidade de rendimentos.

Essa última ganha relevância em termos de mensuração de bem estar, pois seu comportamento se reflete na desigualdade de rendimentos. Esta pode ser definida como uma mudança nos rendimentos, ou de forma alternativa, na posição relativa dos indivíduos na distribuição. Assim, para um dado nível de desigualdade *cross section* observado em determinado período, uma maior mobilidade ascendente para os mais pobres e/ou descendente para os indivíduos no topo da distribuição pode levar a uma menor desigualdade no longo prazo.

Embora muita atenção tenha sido dada na literatura para a análise das possíveis causas da desigualdade de renda, menor interesse tem sido destinado à análise da mobilidade de rendimentos no Brasil. Muitos estudos analisam a evolução da desigualdade de renda ao longo do tempo, considerando diferentes medidas de desigualdade para diversos períodos. Entretanto, as medidas usuais de desigualdade, ao considerarem apenas a distribuição *cross section* dos rendimentos, tornam-se insuficientes, dado que expressam apenas uma análise estática e não um retrato da dinâmica dos padrões de mobilidade.

A mobilidade, portanto, tende a expressar as mudanças nas oportunidades do mercado de trabalho quando comparadas com medidas de desigualdade tradicionais. Um maior nível de desigualdade, como observado no Brasil, não será considerado um grande problema se uma possível mobilidade levar a uma menor desigualdade de longo prazo. Dada a heterogeneidade de seus subgrupos populacionais em relação aos rendimentos torna-se necessário medir a mobilidade ao longo dos quantis da

distribuição de rendimentos. Tal análise permite avaliar se os indivíduos no topo ou na base da distribuição tendem a apresentar a mesma mobilidade nas partições da distribuição ao longo dos anos.

Em que pesem as diferenças de rendimentos dos trabalhadores ao longo dos quantis, deve-se considerar, ainda, o fato de que trabalhadores igualmente produtivos podem apresentar diferencial de rendimentos do trabalho e, por consequência, em seu padrão de mobilidade, em decorrência, por exemplo, do posto de trabalho ou do setor de atividade onde estes estão inseridos.

Neste sentido, para melhor entendimento da mobilidade de rendimentos e de sua possível relação com a desigualdade, parte-se de uma discussão dos conceitos de mobilidade segundo a visão Sociológica e Econômica, ressaltando suas possíveis semelhanças. Além disso, a segunda seção deste capítulo busca retratar a relação existente entre a mobilidade e a desigualdade de rendimentos seguido, na próxima seção, da fundamentação teórica desta relação e, por fim, a última seção aborda a literatura empírica, tanto nacional quanto internacional, sobre o tema.

### **1.1. Aspectos conceituais da mobilidade**

A mobilidade econômica busca quantificar o movimento de indivíduos em termos de seu bem estar econômico ao longo do tempo, mensurando o quanto sua posição no presente é determinada pela sua posição no passado. Historicamente, os indivíduos podem transitar como resultado de diferentes eventos que refletem melhoria ou não de bem estar. Em se tratando deste tema, as visões da Sociologia e da Economia devem ser consideradas. As duas visões abordam a mobilidade em distintos caminhos, posto que consideram diferentes concepções quanto à definição do conceito de mobilidade.

Autores de formação sociológica buscam responder à questão da mobilidade considerando duas abordagens básicas: pelo movimento entre classes sociais e por correlações de status socioeconômico. O movimento entre classes sociais pode ser entendido como concernente às mudanças, ascendentes ou descendentes, de status social dos indivíduos. O status social se refere à posição que o indivíduo ocupa na hierarquia de um dado sistema de estratificação social e o posicionamento mais alto

ou mais baixo na pirâmide é associado às normas desse sistema que podem variar de acordo com a sociedade considerada.

O movimento entre classes sociais é representado pelos movimentos entre grupos ocupacionais agregados em que o status ocupacional é considerado uma *proxy* para o status social. As mudanças de status social proporcionadas pela passagem do indivíduo de um status ocupacional para outro permite analisar as repercussões da mobilidade social para o indivíduo e para a sociedade em que ele está inserido.

A passagem de uma ocupação de baixo status para uma de status mais alto, mobilidade ascendente, tende a ser acompanhada por ganhos diversos como novas oportunidades econômicas e sociais e mudanças de valores que se traduzem em promoção social. Como definido em Boudon e Bourricaud (2001), a mobilidade social designaria, assim, o movimento dos indivíduos ou famílias no interior do sistema de categorias sócio-ocupacionais e, por extensão, do sistema de classes da sociedade.

Seguindo esta abordagem, a mobilidade intergeracional é analisada por meio de classificações *cross section* de ocupações de pais e filhos. Na literatura, essa análise é desenvolvida por meio do cálculo de índices alternativos que permitem comparações de classificações para diferentes sociedades ou, ainda, dentro de subgrupos de indivíduos pertencentes a uma mesma sociedade. As diferenças entre os grupos ocupacionais são determinadas a partir da relação com os meios de produção ou de acordo com a posição no mercado de trabalho, sem necessariamente expressar uma hierarquia social.

Os trabalhos empíricos mais expressivos nesta linha de estratificação social seguem o esquema de classes proposto por Goldthorpe e Erickson (1993). Os autores propõem um esquema de classes – CASMIN – definido a partir de sociedades industriais. Este esquema foi especialmente desenhado para permitir comparações internacionais e segue um procedimento unificado para transformar títulos ocupacionais em grupos de classe. Foi definido considerando efeitos de hierarquia - que representam barreiras que impedem a mobilidade ascendente ou descendente entre áreas na estrutura de classes; efeitos de herança - que permitem captar a probabilidade de imobilidade em cada área; efeitos de setor – que captam as dificuldades de mobilidade entre os setores

da estrutura de classes e, por fim, efeitos de afinidade e descontinuidade – os quais caracterizam a mobilidade intergeracional entre grupos específicos de classes.

Por outro lado, a mobilidade abordada pela perspectiva que considera o status socioeconômico concentra-se nas causas e conseqüências das diferenças de status dos indivíduos e ganha importância com o trabalho pioneiro de Blau e Duncan (1967). Nesta linha, os autores enfatizam a questão da hierarquização social das ocupações segundo um indicador de status socioeconômico. O aspecto hierárquico entre as classes é considerado fundamental no processo de mobilidade intergeracional, posto que a distância entre as classes sociais, em termos de status socioeconômico, seria a principal característica responsável por uma possível mobilidade social ascendente dos indivíduos. Assim, seguindo esta perspectiva, a mobilidade intergeracional é considerada de acordo com o status socioeconômico dos indivíduos, dado que podem ser derivados de seus genitores.

Nesta tradição, os níveis de mobilidade social são medidos por correlações intergeracionais de status socioeconômico (Ver, por exemplo, Jencks, 1990) e variáveis como educação e renda são utilizadas como *proxy* para o background familiar. No Brasil, estas duas perspectivas teóricas ficam claras nos trabalhos de autores como Pastore e Valle e Silva (2000) e Scalon (1999). Scalon (1999) considera a mobilidade social como uma mobilidade de classes, seguindo a linha de Goldthorpe e Erickson (1993). A autora desenvolve um esquema de nove classes sociais que indicam posições distintas em uma estrutura de classes definida por diferentes condições de mercado e trabalho, expressando, assim, a estrutura social por classes sociais e não por status hierarquizados como Pastore e Valle e Silva (2000).

A análise de mobilidade intergeracional de status econômico e social tem uma longa tradição na Sociologia e por meio dela torna-se possível mensurar se esta reflete uma possível igualdade de oportunidades em uma sociedade. A igualdade de oportunidades pode ser ilustrada pela ascensão social das pessoas que não contam com background familiar favorável a isso.

A extensão na qual a igualdade pode (ou não) ocorrer é observada ao se considerar as correlações entre o status socioeconômico de pais e filhos. Uma maior correlação poderia significar que indivíduos originados de famílias com desvantagens

socioeconômicas, em detrimento de outras, apresentam menores chances de ocupar melhores posições comparado a indivíduos de famílias com maior padrão socioeconômico. Baixas correlações, por sua vez, poderiam sugerir maior grau de mobilidade intergeracional e abertura de oportunidade. Assim, ao se considerar igualdade de oportunidades, a mobilidade estaria mais associada a esforços individuais e a políticas de inclusão do que ao status ou riqueza herdados.

Na tradição econômica, os estudos de mobilidade têm início com a abordagem de Becker e Tomes (1979). Estes autores foram os primeiros a discutir a relação da transmissão de renda intergeracional e a considerar o papel da educação sugerindo, assim, um modelo teórico de transmissão intergeracional de status familiar. Em uma versão simplificada do modelo, eles consideram a família composta por um único indivíduo em cada geração. Os autores assumem que o capital humano do filho é escolhido pelo pai e esta escolha é resultado da alocação ótima de sua renda permanente. Desta forma, maior investimento em capital humano do filho ocorre quando os rendimentos do pai aumentam e maior capital humano levará a maiores rendimentos. Assim, a renda permanente do pai tem uma influência positiva nos rendimentos do filho.

Além disso, os autores ressaltam uma segunda fonte de correlação entre os rendimentos, resultante das habilidades entre pai e filho, em que fenômenos genéticos e sociais como transmissão de QI, rede social e preferências, são considerados. Neste contexto, a transmissão intergeracional de pai para filho é independente das decisões de investimento dos pais e de sua restrição orçamentária.

Em suma, os autores distinguem duas forças de transmissão de rendimentos intergeracionais: investimento em capital humano derivado de decisões racionais e correlação de habilidades. Nesta linha de análise, a transmissão intergeracional de status econômico é identificada como indicador de oportunidades do mercado de trabalho.

A educação é considerada um indicador de acesso de oportunidades, posto que indivíduos com maior nível educacional tendem a ter uma maior capacidade para encontrar posto de trabalho, obter maiores salários dentro de uma dada ocupação e,

ainda, obter maiores chances de ascensão em se tratando do status ocupacional observado.

Neste contexto, além da transmissão intergeracional de status econômico entre as gerações ser identificada como indicador de oportunidades no mercado de trabalho, ela tende a ser diretamente relacionada à desigualdade de renda ao longo do tempo. Bherman *et al* (2001) ressaltam que a educação dos pais e o status econômico familiar são os mais utilizados como indicadores de acesso às oportunidades do mercado de trabalho.

Nesta linha, como na literatura sociológica com ênfase na hierarquia social, os trabalhos a respeito da mobilidade se baseiam em correlações intergeracionais de rendimentos e padrão educacional entre pais e filhos e são motivados pela abordagem teórica de Becker e Tomes (1979, 1986). Esta questão começou a se desenvolver dentro da literatura econômica nos anos de 1990, estimulada pela disponibilidade de dados em painéis internacionais. Autores como Björklund e Jäntti (2000), Corak (2004), Aydemir *et al* (2005) e Erikson e Goldthorpe (2002) são alguns exemplos que abordam esta questão.

Trabalhos como de Fields e Ok (1996), Solon (1999), Behrman *et al* (2001) e Ermisch e Nicoletti (2005) mostram o papel das elasticidades intergeracionais dos rendimentos entre as gerações. Devido à limitação de dados organizados em painel, alguns autores como, por exemplo, Ermisch e Francesconi (2004) estimam a elasticidade intergeracional por meio de um escore de prestígio ocupacional - Hope-Goldthorpe score – de pais e filhos, partindo da constatação de que estes são fortemente relacionados aos rendimentos dos indivíduos.

Além disso, sociólogos e economistas têm uma preocupação comum referente ao impacto da mobilidade em termos de bem estar e de igualdade de oportunidades. Neste contexto, a mobilidade pode ser considerada como estrutural e circular.

A mobilidade estrutural na visão sociológica reflete mudanças de status geradas a partir de uma alteração na estrutura ocupacional (Pastore e Haller, 1993). Podem ser originadas pelo crescimento econômico, inovações tecnológicas e organizacionais, entre outras, que levam à abertura de novos postos de trabalho. Neste caso, esses

tendem a ser preenchidos por indivíduos provenientes de outras classes ou que se encontrem em outros grupos ocupacionais.

No contexto econômico, destacam-se as transformações dos vários setores da economia, o volume de emprego e o surgimento de novas ocupações para que uma possível ascensão social possa ocorrer. Sendo o trabalho a principal fonte de renda da população, o modo pelo qual os trabalhadores são contratados nas ocupações detêm impactos importantes sobre o comportamento dos rendimentos ao longo do tempo e, por conseqüência, sobre o bem estar individual. Por sua vez, a mobilidade circular resulta de mudanças de status social que sejam capazes de promover uma alteração na posição do indivíduo dentro da mesma estrutura social.

## **1.2. Mobilidade e desigualdade de renda**

A diferença entre análise *cross section* de desigualdade e mobilidade pode ser ilustrada pelo exemplo de duas sociedades A e B, sendo A uma estrutura mais rígida que B. Suponha que elas apresentem padrões diferenciados de mobilidade, mas mantenham os mesmo indicadores de desigualdade de renda ao longo do tempo. Na sociedade A, os indivíduos mais pobres continuarão pobres e os ricos permanecerão no mesmo ponto da distribuição, entretanto, a sociedade B pode apresentar uma alteração na composição dos pobres e ricos que não é retratada pela medida de desigualdade.

Caso um mesmo indivíduo dentro da sociedade fosse acompanhado ao longo do tempo, seria possível verificar, por exemplo, se aqueles inicialmente mais pobres se mantêm nesta posição ou se, por exemplo, o crescimento econômico beneficiaria mais os indivíduos originalmente mais pobres do que os mais ricos. Dessa forma, fica evidente que a desigualdade de rendimentos mensurada em um ponto no tempo superestima a desigualdade ao longo da vida dos indivíduos.

Friedman (1962) argumenta que uma dada extensão de desigualdade de renda em um sistema mais rígido (caso da sociedade A), pode ser causa de maior preocupação comparativamente à sociedade B. Essa, embora apresente o mesmo grau de

desigualdade de renda que A, caracteriza-se por maior mobilidade e apresenta, assim, maior igualdade de oportunidades.

Solon (1999) aborda esta questão, enfatizando o papel da mobilidade intergeracional. O autor mostra que se a posição relativa na distribuição de A é herdada pelos pais (sociedade de casta) enquanto em B ela é independente de sua posição (mobilidade intergeracional completa), têm-se, portanto, duas sociedades muito diferentes quanto à desigualdade, ainda que apresentem a mesma medida de desigualdade dentro das gerações.

Para o autor, a transmissão intergeracional de rendimentos pode ser resultante do investimento do pai no capital humano do filho, dos rendimentos dos pais e do talento da criança. Além disso, ressalta que as influências intergeracionais dos rendimentos dos filhos podem ser ocasionadas por outros aspectos do background familiar e da comunidade. Quanto ao background familiar, o talento das crianças pode ser tanto inato quanto herdado de seu pai. Desta forma, é possível que filhos de pais mais pobres herdem valores culturais ou talentos que os tornem capazes de obter rendimentos mais elevados.

A extensão na qual uma desigualdade elevada pode ser vista como uma menor consequência para a sociedade tem sido maior objeto de estudo recentemente. Isso ocorre desde que ela seja acompanhada por crescentes mudanças na mobilidade intergeracional (CORAK, 2004). Se isto acontece, a mobilidade compensa a desigualdade na medida em que variações nos rendimentos promovem deslocamento de renda para os posicionados na base da distribuição.

Estudos como de Gottschalk e Moffitt (1994), Gittleman e Joyce (1996) e Buchinsky e Hunt (1999) investigam se o aumento na desigualdade de rendimentos tem sido acompanhado por um aumento compensatório na mobilidade do indivíduo dentro da distribuição de rendimentos.

Além disso, torna-se possível medir a extensão na qual a renda de longo prazo, entendida como a média do período em consideração, é mais ou menos igualmente distribuída do que a renda em um ponto do tempo dentro desse mesmo período. Desta forma, ela reflete uma melhor medida de bem estar da população.

Shorrocks (1978) ressalta que a mobilidade é relacionada ao grau no qual a equalização ocorre quando um período de tempo é estendido. Assim, pode ser vista como uma importante característica da sociedade no que concerne à ampliação das oportunidades no mercado de trabalho, em que uma maior mobilidade de rendimentos pode levar à sua maior convergência e, por consequência, a uma melhora na distribuição de renda da sociedade ao longo do tempo.

Hirschman (1973), Ravalion e Lokshin (1999) e Jarvis e Jenkins (1998) sugerem que altos níveis de desigualdade podem ou devem ser tolerados em sociedades onde exista a percepção de que a mobilidade é desejável e possível. Entretanto, casos em que altos níveis de desigualdade convivam com níveis baixos de mobilidade tendem a levar à perda de bem estar da população. Gacitua-Marió e Woolcock (2005) ressaltam que, mesmo em países relativamente iguais em termos econômicos, severas barreiras à mobilidade, tanto sociais como de outra natureza, podem vir a excluir certos grupos do acesso às oportunidades no mercado de trabalho.

Ademais, a distribuição de renda pode apresentar um retrato equivocado da desigualdade de longo prazo, uma vez que atributos individuais podem alterar a posição dos indivíduos na distribuição de renda de longo prazo. No caso de jovens que tendem a se localizar na base da distribuição, devido ao pouco capital humano acumulado, os ganhos de experiência ao longo dos anos pode contribuir para ascensão na carreira profissional, o que altera a configuração no longo prazo.

Caso a mobilidade afete apenas grupos específicos, a princípio, alijados de uma inserção digna, mas com ganhos de atributos ou políticas compensatórias, incorporados, isto pode significar menor desigualdade de longo prazo e, para uma dada desigualdade de renda, pode ser reflexo de um efeito compensatório resultante de uma mobilidade ascendente para menores rendimentos e/ou descendentes para maiores rendimentos. Desta forma, uma análise da dinâmica da mobilidade de rendimentos torna-se pertinente, posto que possibilita mensurar em que grau a mobilidade tende a equalizar ou não a distribuição de renda no longo prazo.

Mas, para mensurar tal comportamento, é necessário que o horizonte temporal seja extenso. Uma mudança observada na distribuição de renda pode ser fruto de um evento de curto prazo que não se consolida no longo prazo. Neste contexto, a

distribuição de renda pode ser resultante fruto de um resultado incompleto e talvez distorcido da distribuição de longo prazo.

De acordo com Solon (2001), o aumento da desigualdade ao longo do tempo pode ser decorrente de um diferencial crescente nos rendimentos entre indivíduos mais pobres e mais ricos. Isto sustenta uma desigualdade crescente de longo prazo. Entre os fatores que justificam a desigualdade *cross section*, o autor mostra que diferenças entre os atributos individuais de uma mesma coorte podem levar a uma variação permanente dos rendimentos, aumentando a desigualdade de longo prazo. Um maior nível de escolaridade, por exemplo, pode levar determinada coorte a auferir maiores rendimentos. Além disso, os indivíduos podem sofrer um aumento na volatilidade dos seus rendimentos, que não se sustenta no tempo. Neste caso, a desigualdade de longo prazo pode ser pouco afetada.

Assim, se por um lado, a mobilidade pode ser vista como um indicador do grau de igualdade de oportunidades do mercado de trabalho pelo fato de se referir às mudanças nos rendimentos relativos de trabalhadores no tempo, por outro, pode também ser interpretada como o sinônimo para flutuações nos rendimentos e, assim, ser tratada como um fator de insegurança econômica. De qualquer maneira, a mobilidade de rendimentos completa a análise da desigualdade de renda, uma vez que a mobilidade pode alterar, consideravelmente, a distribuição ao longo do tempo.

### **1.3. Fundamentação teórica**

Como já dito, a mobilidade pode ocorrer em diferentes aspectos. Pode ser considerada no âmbito individual, conhecida por intrageracional, em que o mesmo indivíduo é observado em dois pontos do tempo, e, em um contexto intergeracional, cuja unidade é a família. Além disso, pode ser derivada de fatores macro ou microeconômicos.

No âmbito intrageracional, as condições de variáveis macroeconômicas refletem-se diretamente nos rendimentos individuais. O crescimento econômico, por exemplo, pode ocasionar uma mobilidade ascendente e períodos de estagnação geram um comportamento oposto. Além disso, as políticas de transferência de renda, quando focalizadas na população mais pobre, podem influenciar a mobilidade.

Disparidades salariais são justificadas, também, por fatores individuais. O investimento em capital humano reflete a relação entre o nível salarial e as habilidades produtivas individuais e tende a levar, no futuro, a diferenças salariais expressivas. Somando-se a isso, comportamentos e decisões que geram segmentação e discriminação salarial podem assegurar um grau elevado de mobilidade.

Essas variáveis podem atingir os rendimentos de toda a sociedade ou subgrupos específicos. Busca-se, assim, fundamentar a relação entre a mobilidade e a desigualdade pensando no movimento ascendente de rendimentos que afetem determinados segmentos da população. Para que a distribuição de renda seja mais desconcentrada é preciso que haja um ganho para aqueles situados na base da pirâmide.

Teoricamente, o modelo baseado na noção de equilíbrios múltiplos tende a ser o mais aplicável. No caso da mobilidade, os equilíbrios múltiplos podem ser vistos como resultantes da dinâmica diferenciada dos rendimentos individuais ao longo da distribuição. Desta forma, uma maior mobilidade de rendimentos ascendente para as pessoas mais pobres produzirá uma maior convergência da renda ao longo do tempo. Podemos verificar a ocorrência ou não destes equilíbrios empiricamente recorrendo ao instrumental de regressões quantílicas. A vantagem deste método é que ele permite mensurar a mobilidade em cada estrato da distribuição. Com isso, é possível constatar em quais subgrupos a mobilidade é mais acentuada.

Galor e Zeira (1993), Galor e Tsiddon (1997) e Birchenall (2001) mostram que a ocorrência destes equilíbrios na distribuição de renda é justificada pela relação entre a distribuição de capital humano, distribuição de renda e crescimento econômico. Esta relação é vista, neste arcabouço teórico, por meio dos efeitos locais e efeitos globais. Os efeitos locais são originados pelo *background* familiar e pelas decisões de investimento em capital humano enquanto os efeitos globais retratam a importância dos fatores exógenos.

Para desenvolver estas relações, são consideradas gerações superpostas que vivem dois períodos e crescimento populacional zero. Assume-se, ainda, uma pequena economia aberta, preços dados e uma função de produção homogênea para bem em geral, côncava e com retornos constantes de escala. Uma função de utilidade

intertemporal define as preferências individuais e é representada por  $u^{t,i} = u(c_t^{t,i}, c_{t+1}^{t,i})$ , em que  $c^{t,i}$  representa o consumo do indivíduo  $i$ , da geração  $t$ , no período  $j$  ( $t, t+1$ ). O consumo é dividido em bens e em investimento.

A qualificação ou não do trabalho é expressa por duas tecnologias diferentes. A função de trabalho qualificado é dada por  $Y_S = F(hL_S, K_S)$  em que  $h$  representa o estoque de capital humano,  $L$  o emprego e  $K$ , o estoque de capital. E,  $Y_U = F(L_U, K_U)$ , representa a não intensiva em capital humano. Para fins de simplificação, é assumido que não há custos de ajustamento do investimento e depreciação do capital.

Cada indivíduo tem uma dotação unitária de tempo, decomposta em duas parcelas que refletem a sua riqueza. Estas são representadas pela herança ( $k$ ), que possibilita o investimento em capital humano e, pelos salários ( $w$ ), que refletem seu nível de qualificação e o segmento no qual seus pais estão empregados<sup>1</sup>.

No segundo período, dado a sua riqueza, o indivíduo toma a decisão do quanto irá consumir e do quanto poupará para seus filhos, que nascem sem qualificação e terão que tomar a mesma decisão no futuro. Desta forma, cabe ao indivíduo decidir se permanece sem qualificação ao longo da vida ou se busca adquiri-la.

A remuneração para o trabalhador não qualificado ( $i$ ) é expressa por:

$$y(i)_{u,t} = w + (1+r)k(i)_t \quad (1)$$

A decisão de investir em educação é pautada por dois fatores: por um lado, gera um custo fixo ( $e$ ) no período inicial e, por outro, uma maior remuneração salarial, ( $h$ ), que reflete um prêmio resultante da maior produtividade (aumento do estoque de capital humano). Assim, a remuneração é dada por:

$$y(i)_{s,t} = wh_i + (1+r)(k(i)_t - e) \quad (2)$$

---

<sup>1</sup> O impacto gerado pelo estoque de capital humano do pai sobre a criança é definido como externalidade local como em BENABOU (1996).

O indivíduo opta por adquirir educação quando o seu rendimento esperado é maior do que o obtido sem qualificação. Mas, a escolha é influenciada por outros fatores, posto que nem todos conseguem custear sua educação.

Quando a herança assume um valor maior do que o custo com a educação<sup>2</sup>, o indivíduo pode ser considerado um emprestador líquido e, desta forma, temos que:

$$h > 1 + \frac{(1+r)e}{w} = 1 + (1+r)b \quad (3)$$

O investimento educacional dependerá da herança recebida dos pais e do prêmio educacional futuro. O indivíduo sempre investirá em educação se a herança permitir o seu custeio. Neste caso, o prêmio pela qualificação será o determinante da sua escolha. E, para que ele se torne indiferente entre investir ou não em educação, um menor prêmio deve ser compensado por uma maior herança.

No entanto, quando a herança deixada pelos pais não é suficiente para financiar o investimento educacional, o indivíduo pode tomar empréstimo para financiá-la. Se isso acontece, uma maior taxa de juros deve ser considerada ( $r^* > r$ ). A riqueza do tomador de empréstimo é, assim, representada por:  $wh_i + (1+r^*)(k(i)-e)$ . Desta forma, a equação passa a ser expressa como segue:

$$h > 1 - \frac{k(i)(r^* - r)}{w} + \frac{(1+r^*)e}{w} = 1 - \frac{k(i)(r^* - r)}{w} + (1+r^*)b \quad (4)$$

Neste caso, o prêmio futuro gerado pela educação deixa de ser o único determinante da decisão de investir em capital humano. Tal decisão independe da herança caso o lado direito da equação 4 seja negativo. Mas, um *trade-off* entre a herança deixada pelos pais e o prêmio passa a existir quanto o prêmio alcança um determinado nível intermediário.

De tal modo, a riqueza do indivíduo é representada pela função descrita a seguir:

---

<sup>2</sup> Assume-se que o custo educacional é uma proporção do salário com  $b=e/w$  e  $0 < b < 1$ .

$$W_t = \begin{cases} w + (1+r)k_t & k_t < k^* \\ wh_t + (1+r^*)(k_t - e) & k^* \leq k_t < e \\ wh_t + (1+r)(k_t - e) & e \leq k_t \end{cases} \quad (5)$$

Dado a riqueza,  $W_t$ , resultante da decisão de ser educado ou não no primeiro período, o problema do indivíduo no segundo período é representado, formalmente, pelo problema de maximização exposto na equação 6.

$$\begin{aligned} & \underset{\{c_t, k_{t+1}\}}{\text{Max}} U(c_t, k_{t+1}) \\ & \text{s.a.} : c_t + k_{t+1} = W_t \end{aligned} \quad (6)$$

Sob condições usuais, o problema apresenta solução de ótimo interior. Se uma função Cobb Douglas é assumida<sup>3</sup>, a solução deste problema é dada por:

$$\begin{aligned} c_t &= (1-\alpha)W_t(k_t; r, r^*, h) \\ k_{t+1} &= \alpha W_t(k_t; r, r^*, h) \end{aligned} \quad (7)$$

Por meio da mesma função de utilidade, tem-se a dinâmica de cada geração, considerando  $t+n$  períodos, com  $n=1, 3, \dots, n$ , a partir desta função. Quando a dinâmica de cada geração é considerada, três resultados possíveis podem ser obtidos por meio de não convexidades locais na produção de capital humano.

O primeiro caso é dado pelos indivíduos que herdam uma quantia inferior ao custo da educação (condição inicial abaixo de  $k^*$ ) e trabalham como não qualificados. Desta forma, as futuras gerações apresentarão o mesmo comportamento e, no longo prazo, o nível de rendimento para o qual eles convergirão se manterá inferior a  $k^*$ .

Um resultado oposto é observado para aqueles que recebem uma herança em montante maior do que o investimento em capital humano. Os indivíduos investem e as futuras gerações terão, também, acesso à educação. O nível de rendimentos destes indivíduos convergirá no longo prazo para um valor superior a  $k^*$ . No entanto, existe o caso intermediário no qual a herança não cobre o investimento educacional e o indivíduo se endivida para tal. Esta situação pode não se sustentar ao longo do tempo e, assim, nem todos os seus descendentes investirão em educação. Neste caso, no

---

<sup>3</sup> Considera-se que o agente dispenda uma proporção  $\alpha$  de seus rendimentos.

longo prazo, o nível de rendimento dos indivíduos convergirá para um valor inferior a  $k^*$  como observado no primeiro caso.

Desta forma, os pobres tendem a permanecer pobres, se considerarmos que os indivíduos sem qualificação são limitados por sua restrição orçamentária e, ainda, que têm um acesso mais restrito ao mercado de crédito do que os demais. Este argumento pode ser sustentado, ainda, pelo fenômeno da *barganha faustiana*, assim denominado por Wood (2003).

Pela *barganha*, os pobres valorizam mais o tempo presente para assegurar sua sobrevivência porque enfrentam uma insegurança crônica com relação ao futuro. Wood (2001) considera o tempo como desconto, ou seja, como um imediatismo gerencial dos indivíduos entre escolhas severamente restritas e frustração por nunca serem capazes de guardar recursos para o futuro.

Entretanto, como retrata Wood (2003), os aspectos idiossincráticos da pobreza não são os únicos a afetarem o seu comportamento. As características socialmente inerentes da maior parte dos pobres fazem, também, com que eles optem pela segurança dependente, como única opção de sobrevivência. As condições econômicas, políticas e sociais criam incertezas e barreiras para o planejamento sobre o futuro. A insegurança gerada por este ambiente representa um *trade-off* entre a liberdade de agir de forma independente e a necessidade de uma segurança sustentada, ainda que em nível de sobrevivência.

Em um processo de escolha intertemporal, pessoas relativamente mais ricas conseguem se preparar para o futuro, enquanto os mais pobres têm mais incerteza e insegurança sobre o futuro, com menos controle dos eventos à sua volta. Isso acontece porque as preferências individuais são fundamentadas por riscos, previsíveis ou não. Riscos não previsíveis são aqueles que requerem uma rápida resposta de curto prazo e o outro deveria ser acompanhado por uma preparação de cada indivíduo; porém, o aspecto crônico do risco pode ser persistente, fazendo com que os pobres enfrentem uma insegurança crônica.

Para os mais ricos, o risco gerencial envolve preparação para o futuro como por planos de aposentadoria e pensão e investimento em capital humano, que os tornem aptos à crescente flexibilidade do mercado de trabalho. Mas, nenhuma destas

estratégias é fácil ou racional sob condições de alta incerteza, e a preparação para o futuro dos mais pobres acaba sendo continuamente trocada pela sobrevivência no presente, deixando-os vulneráveis para o futuro.

A *barganha faustiana* confirma, assim, o círculo vicioso ao qual os mais pobres estão sujeitos. Com um histórico familiar sem perspectiva, este círculo é sustentado e teremos na economia a perpetuação de dois grupos de renda ao longo do tempo, os pobres e os ricos, que se reproduzirão geração após geração.

Além dos efeitos individuais, deve-se considerar, ainda, a importância dos fatores exógenos. Estes podem, também, sustentar a existência de dois grupos de renda na economia: os pobres e os ricos. Para visualizar seus efeitos na distribuição de renda, considera-se a população, como visto acima, dividida em dois grupos: trabalhadores qualificados e não qualificados, dependendo das características da economia e do prêmio educacional. O total de trabalhadores pode ser expresso por:

$$L_t = L_{u,t} + L_{s,t} \quad (8)$$

$$L_t = \int_{[0, k^*]} f_u(t, x) dx + \int_{[k^*, \infty]} f_s(t, x) dx \quad (9)$$

As densidades dos dois grupos são tratadas temporalmente, uma vez que estes podem se mover entre grupos dependendo se os indivíduos investem muito (nível acima de  $k^*$ ) ou pouco em educação, permanecendo, assim, na pobreza. Desta forma, apesar da suposição de crescimento populacional nulo, a distribuição de rendimentos, no tempo  $t$ , pode ser representada por:

$$Y_t = \int_{[0, k^*]} g_u(t, z) dz + \int_{[k^*, \infty]} g_s(t, z) dz \quad (10)$$

Onde  $g$  representa a densidade de cada grupo.

Uma taxa de crescimento do capital humano endógena associada a uma fração  $\phi$  de trabalhadores qualificados e do efeito do capital físico total é assumida para assegurar o crescimento sustentando nesta economia, como mostra a equação a seguir:

$$h_t = \begin{cases} \{L_{s,t}\}^\Phi \{K_t\}^{1-\Phi} = \left\{ \int f_s(t,x) dx \right\}^\Phi \{K_t\}^{1-\Phi}, & \text{para } K_t \geq \bar{K} \\ h_{t-1}, & \text{caso - contrário} \end{cases} \quad (11)$$

Pela equação 11, tem-se que o capital humano é constante, exceto quando ele tende a crescer rapidamente, levando a um diferencial salarial expressivo. A conexão entre os fatores macroeconômicos e a mobilidade de rendimentos pode ser observada neste contexto. E, pela equação 10, fica evidenciada a composição estática da distribuição de rendimentos.

Desta forma, no longo prazo, a distribuição do capital humano perde sua dependência das condições iniciais e ganha relevância sobre as externalidades locais. Assim, em períodos caracterizados por maior progresso tecnológico, a importância relativa dos efeitos locais (causa de persistência da desigualdade) diminui e a mobilidade e a desigualdade de rendimentos aumentam devido à maior demanda por mão de obra qualificada. Neste caso, a mobilidade de rendimentos observada não compensará a desigualdade, dado que as densidades populacionais tendem a não se alterar. A acumulação de capital humano gerada tende a atingir apenas aqueles aptos a investir em educação, enquanto os mais pobres continuarão no seu círculo vicioso da pobreza.

Em suma, as implicações originadas pelo modelo podem ser divididas em duas frentes com relação à distribuição de rendimentos. A primeira, relacionada a aspectos estáticos da distribuição, destaca o papel de variáveis como o nível de rendimentos, desigualdade e mudanças no patamar dessa. O segundo aspecto se concentra na dinâmica distributiva dos rendimentos.

As inovações tecnológicas e organizacionais, as descobertas de novas reservas de matéria-prima bem como políticas de estabilização econômica geram novos postos de trabalho e refletem a mudança estrutural na economia. Mas, tais eventos não garantem, isoladamente, uma alteração da posição dos indivíduos na distribuição de renda. Conforme a *barganha faustiana*, para que o círculo vicioso da pobreza seja quebrado é necessário que estes eventos sejam acompanhados por políticas que reduzam a insegurança dos mais pobres.

O Estado pode contribuir para este cenário por meio de políticas de capacitação, universalização do ensino, seguridade social, transferência de renda, políticas do

mercado de trabalho como a valorização do salário mínimo, entre outras. Com isso, os indivíduos podem alterar suas preferências intertemporais e passar a investir no futuro. Caso sejam favorecidos por políticas sociais que tenham impacto sobre a inserção no ciclo educacional, a decisão do indivíduo fica sendo determinada pelo prêmio de qualificação e as futuras gerações poderão ter acesso à educação.

É neste contexto que emerge a noção de equilíbrios múltiplos na distribuição de rendimentos. Eles podem ocorrer frente a uma dinâmica diferenciada dos rendimentos ao longo da distribuição. Se uma maior mobilidade ascendente de rendimentos ocorrer para as pessoas mais pobres, isso poderá levar a uma maior equalização de renda ao longo do tempo.

#### **1.4. Evidências internacionais e para o caso brasileiro**

Em uma perspectiva empírica, os estudos sobre mobilidade de rendimentos tem se mostrado mais predominante na área econômica. Em parte, devido ao crescimento da desigualdade entre as posições do mercado de trabalho e, também, pelo maior interesse dos economistas nos efeitos dos padrões da mobilidade sobre o bem estar da população (Ver, por exemplo, ATKINSON, BOURGUIGNON e MORRISSON, 1992, JARVIS E JENKINS, 1998 e CORAK, 2004).

Ao se considerar o exercício empírico relativo à mobilidade, os aspectos a serem observados e mensurados são fundamentais para descrição da natureza de muitas faces da mobilidade. Esta questão tem gerado diferentes métodos para mensurar a mobilidade. A literatura ainda não tem uma medida consensual de mobilidade<sup>4</sup>. Como ressaltado por Mitra e Ok (1998), Checci e Dardadoni (2002) e Fields (2003), sua natureza multifacetada leva a prática de se empregar diferentes indicadores.

Embora em estudos sociológicos, a ênfase seja na mobilidade intergeracional, a literatura econômica expande esta análise para a mobilidade intrageracional. No que tange à mobilidade intergeracional, os estudos retratam o papel das características pessoais para determinar os rendimentos ao invés de *background familiar* como

---

<sup>4</sup> Para uma maior discussão sobre isso ver, por exemplo, Maasoumi (1998) e Fields e Ok (1996) e (1999).

considerada na maior parte dos estudos de cunho sociológico. E, em uma abordagem intrageracional, os movimentos agregados dos rendimentos apresentam maior relevância, retratando a ênfase distributiva dada pelos economistas ao conceito de mobilidade. Uma comparação destes dois conceitos é explicitada em Fields e Ok (1996).

A análise de mobilidade de rendimentos foi iniciada pelos economistas com o uso das matrizes de transição, as quais se restringem à mensuração de mudanças de posição dentro da distribuição de renda, não tornando possível inferência sobre mudanças dentro ou entre os quantis da distribuição. Ao mensurar a mobilidade desta forma, estes métodos apresentam muita similaridade com os estudos de mobilidade entre classes sociais da sociologia, a qual tem avançado no que tange à utilização de modelos de Markov para mensurar mobilidade.

Neste tipo de análise, alguns trabalhos em nível internacional merecem destaque. Para os Estados Unidos, Buchinsky e Hunt (1999), no período de 1979-1991, por meio de dados longitudinais analisam medidas de mobilidade de distribuição por salário hora e rendimentos anuais e estimam não parametricamente probabilidades de transição condicionais entre quantis da distribuição para grupos educacionais. Os autores decompõem a mobilidade entre e intragrupos com mesmas características observáveis e encontram que tanto o nível de mobilidade quanto mudanças nesta são dadas por mobilidade intragrupos. Considerando a mobilidade intra por grupos educacionais, ano a ano, as estimativas entre quantis da distribuição, revelam padrões similares entre os grupos por intermédio de declínio significativo ao longo dos anos, com redução substancial na base da distribuição.

Um estudo comparativo da mobilidade da França e Itália é realizado por Bigard *et al* (1998) em que dois painéis de ganhos salariais são analisados para o período de 1974 a 1988. A mobilidade por sexo e coortes é investigada e os resultados mostram que a mobilidade é maior na França do que na Itália, onde se constata presença de imobilidade no topo da distribuição dos homens e a existência de baixos rendimentos potenciais. Além disso, o papel da coorte na mobilidade de rendimentos revela maior mobilidade no começo da carreira dos indivíduos e declínio na mediana do ciclo de vida.

Uma análise da mobilidade e da instabilidade de rendimentos nos Estados Unidos é realizada por Daly e Duncam (1997) para o período compreendido entre 1970 e 1990. Observam um aumento na instabilidade dos rendimentos desde 1970, particularmente entre jovens, não encontrando, contudo, evidências de que a instabilidade tenha continuado a crescer nos anos de 1980 e 1990. Ainda, um aumento da mobilidade é observado, mas em menor magnitude, para trabalhadores com renda intermediária. Este estudo corrobora um estudo realizado por Gottschalk e Moffit (1994) no que tange à instabilidade dos rendimentos.

Finnie (1997), em seu trabalho sobre o Canadá de 1982 a 1992, levando em conta sexo, coortes e quantis da distribuição de rendimentos, mostra que este período é caracterizado por substancial mobilidade e que os rendimentos apresentam menor imobilidade para indivíduos na base da distribuição, especialmente para trabalhadores jovens. Além disso, encontram maior mobilidade para mulheres, trabalhadores jovens e para um maior período de tempo em detrimento de intervalos de tempo menores.

Considerando, além da análise das matrizes de transição, uma análise de corte sintética para o Canadá no período de 1960-1990, Beach e Finnie (2004) evidenciam declínio nos rendimentos reais de trabalhadores com idade entre 20-24 e um declínio na mobilidade de rendimentos dos homens. Além disso, enquanto a mobilidade das mulheres tem aumentado, para os jovens ocorre um deslocamento positivo nos perfis de rendimento no período de 1960-70 e negativo para as coortes de 1980-90.

Considerando somente a mobilidade de trabalhadores jovens americanos, Schiller (1994) encontra diferenças aparentes ao considerar o sexo e a raça dos jovens no período de 1978-1988 e 1981-1988. As evidências mostram que trabalhadores homens e brancos detém maior mobilidade.

Embora exista uma gama de trabalhos com o uso das matrizes de transição para captar a mobilidade dos rendimentos, estudos recentes têm mudado o enfoque de análise, considerando alguns conceitos de mobilidade que, diferentemente das matrizes, possibilitam análise mais dinâmica e mais completa sobre os padrões fundamentais da mobilidade de rendimentos do trabalho. Na literatura, como ressaltado por Fields (2003), o mesmo termo “mobilidade econômica” (ou mobilidade social) é utilizado

para eventos com significados diferentes e diversas interpretações podem ser dadas para sua definição.

Neste sentido, o autor ressalta que seis noções distintas de mobilidade devem ser consideradas<sup>5</sup>: dependência temporal que indica quanto os rendimentos presentes estão correlacionados aos passados; movimento posicional que capta a dimensão da mobilidade que ocorre quando os indivíduos mudam de posição dentro de uma mesma estrutura distributiva; movimento de participação que analisa a evolução de participação de cada indivíduo na renda total; fluxo de rendimentos que retrata o efeito das trocas entre os indivíduos; mudança direcional dos rendimentos que quantifica a variação observada nos rendimentos médios dos indivíduos; e, por fim, a mobilidade como um equalizador de renda de longo prazo.

Nesta linha de análise, Fields, Leary e Ok (2000), ao avaliarem a mobilidade de rendimentos para homens americanos no período de 1970-1995, encontram um pico para a mobilidade entre 1980-85 para o fluxo de rendimentos, dependência temporal e movimento posicional e de participação ao passo que o movimento direcional exibe um padrão oposto. A mobilidade como equalizador da renda de longo prazo exibe um pico, seguida de um vale, registra, entretanto, um aumento ao longo do tempo. Este resultado é confirmado por Fields (2005).

Por sua vez, para a França, no período de 1976 a 1999, Buchinsky *et al* (2003) realizam uma análise, a cada dois anos, ao longo do tempo e para diferentes grupos considerando sexo, educação, idade e decis de rendimento para tipos de indicadores. Além disso, relatam a extensão da mobilidade, usando cada indicador para medir as condições macroeconômicas, taxa de crescimento do PIB, desemprego, inflação e mudança no salário mínimo. De forma geral, constata-se uma mobilidade menor nos anos mais recentes. Os autores concluem que os indicadores empregados são afetados pelas variáveis demográficas, condições macroeconômicas e mudanças composicionais do emprego, embora estes padrões não sejam uniformes para as diferentes medidas.

Somando-se a estes trabalhos, um estudo comparativo sobre a mobilidade de rendimentos inter e intrageracional da França e dos Estados Unidos é realizado por

---

<sup>5</sup> Estes conceitos são explicados detalhadamente no próximo capítulo.

Fields (2003). Os resultados mostram que a mobilidade aumenta segundo alguns indicadores, mas não para outros, e o mesmo ocorre quando se considera o sexo e a educação dos indivíduos, uma vez que as mulheres e pessoas mais educadas apresentam maior mobilidade para os outros indicadores. Os resultados confirmam aqueles encontrados por Buchinsky *et al* (2003) em que as questões fundamentais de mobilidade dependem da medida utilizada. Este resultado é, ainda, confirmado por Fields (2005).

Por fim, no que tange à mobilidade como um equalizador de renda de longo prazo, Fields (2005) propõe alguns índices para mensurar esta questão uma vez que, de acordo com o autor, o fundamental neste caso é a função de equalização dos rendimentos. Esta função mostra em que medida a distribuição de bem estar econômico no longo prazo é mais ou menos igual ao bem estar econômico no curto prazo.

A classe de medidas de mobilidade consistente com a classe de funções de equalização é muito ampla e o que deve ser especificado é como as rendas de curto e longo prazo são definidas e quais medidas de desigualdade são consideradas na análise. O autor desenvolve, assim, uma nova classe de medidas de mobilidade como um equalizador de renda de longo prazo, e aplica esta nova classe para os Estados Unidos e França. Os resultados mostram que a mobilidade de renda equaliza os rendimentos de longo prazo entre os homens americanos na década de 70, mas esta tendência não é observada nos anos 80 e 90. Na França, ao contrário, tem ocorrido uma convergência de renda desde os anos 60 e este grau é maior no período mais recente. Estes resultados confirmam os achados de Buchinsky *et al* (2003).

Para o Brasil, a literatura relativa à mobilidade social intergeracional é vasta e autores como Pastore (1979), Pastore e Haller (1993), Pastore e Valle e Silva (2000), Ferreira e Veloso (2006), Andrade (2000), Osório (2009) e Pero e Szerman (2008) podem ser citados. Outros estudos se concentram na análise do fluxo de trabalhadores entre ocupações, grupos de ocupações ou setores de atividade, e demonstram que a mobilidade ocupacional e industrial apresenta importantes impactos sobre o rendimento do trabalho dos indivíduos. Pesquisas como Oliveira e Machado (2000), Pinto e Neri (2000), Curi e Menezes-Filho (2004) e Melo (2006) mostram que a mobilidade ocupacional afeta de forma distinta a grupos de sexo e cor, onde as

mulheres e trabalhadores negros possuem maiores dificuldades de se mover de ocupações de baixa remuneração, dificultando, assim, sua mobilidade de rendimentos.

Embora existam muitos estudos que abordem a mobilidade, tanto sob a perspectiva sociológica quanto econômica, ainda existe uma lacuna a ser preenchida no que tange à mobilidade de rendimentos. Nascimento e Souza (2005), baseado na Pesquisa Mensal de Emprego, no período de 1984 a 2001, abordam a dinâmica da mobilidade de rendimentos do trabalho no Brasil. Inspirados por Buchinsky *et al* (2003), os autores consideram alguns indicadores de mobilidade, que se complementam. De forma geral, os resultados mostram que o rendimento médio real e o salário mínimo real são variáveis que muito influenciam a mobilidade e a redução da taxa de inflação é responsável por uma melhora distributiva dos rendimentos. Quanto às características pessoais, as mulheres, indivíduos menos escolarizados, mais jovens e residentes na região metropolitana de São Paulo registram maior mobilidade.

Neste sentido, busca-se aprofundar a pesquisa sobre esta questão no Brasil. Além disso, fica claro que não há uma relação simples entre desigualdade de renda e mobilidade inter ou intrageracional de forma que questões relevantes relacionadas ao bem estar social geram, ainda, perguntas que requerem respostas.

## CAPITULO 02 – FATOS ESTILIZADOS SOBRE MOBILIDADE

Neste capítulo busca-se apresentar fatos estilizados sobre a mobilidade de rendimentos por meio do cálculo de indicadores. A partir de um contexto geral, pretende-se identificar padrões de mobilidade diferenciados (ou não), levando em conta os atributos individuais e do mercado de trabalho. Além disso, pretende-se retratar em que medida a mobilidade observada por justificar uma maior equalização da renda do Brasil.

Para tanto, recorreremos a duas fontes de dados: a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A consideração dessas fontes decorre de suas diferentes vantagens e limitações, que possibilitam um desenho mais completo acerca da mobilidade no Brasil.

A PNAD é uma pesquisa caracterizada por dados em *cross section* que representam um ponto no tempo e, assim, as informações não permitem o acompanhamento das pessoas no tempo. Esta pesquisa é realizada anualmente, exceto para os anos de realização dos Censos Demográficos e para o ano de 1994, abrangendo cerca de 300.000 indivíduos e 100.000 domicílios.

As principais vantagens desta fonte com relação a PME são a sua maior abrangência temporal e geográfica e o fato de esta considerar outros rendimentos, além dos rendimentos do trabalho. Enquanto o rendimento-hora do trabalho principal contribui para a análise do comportamento do mercado de trabalho, o rendimento de todas as fontes torna possível relacionar o papel das transferências de renda - públicas e privadas - e do mercado de ativos na mobilidade.

Além disso, dado o seu horizonte temporal e geográfico, pode-se inferir sobre uma possível relação entre a mobilidade e a desigualdade de rendimentos brasileira. Para isso, considera-se o período entre 1993 e 2007. Esta delimitação é importante, posto que a economia brasileira foi marcada por estabilização econômica, mudanças

técnicas e organizacionais que afetaram as relações de trabalho, além de uma queda expressiva dos indicadores de desigualdade de renda no início deste século.

Por outro lado, a PME se destaca por ser uma pesquisa organizada em forma longitudinal, ainda que sob a forma de painel rotativo. As informações individuais reportadas na PME permitem mensurar a mobilidade em um contexto intra-geracional. Contudo, esta pesquisa apresenta uma quebra temporal em 2002, quando o IBGE foi a campo com uma nova pesquisa incompatível com a metodologia anterior. Desta forma, a mobilidade é mensurada nos intervalos de 1992 a 2002 e 2002 a 2009 e nas seis regiões metropolitanas – Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro e Porto Alegre – que compõem a pesquisa.

O painel rotativo permite acompanhar os domicílios durante quatro meses consecutivos e, após um intervalo de oito meses, eles voltam a ser investigados por mais quatro meses, quando são definitivamente excluídos da amostra. Este esquema de rotação garante o caráter longitudinal da pesquisa.

Na antiga PME, o painel é formado por um conjunto de domicílios, que são divididos em quatro remessas. Cada uma destas remessas é substituída por outra a cada semana do mês. Dessa forma, 25% dos domicílios pesquisados são observados em quatro meses consecutivos. De outubro de um ano par, até setembro do ano subsequente, nenhum novo domicílio entra na amostra e a cada par de anos 100% da amostra é totalmente substituída.

Com a nova metodologia, o esquema de rotação se mantém, mas houve um ajuste no processo de rotação para acompanhamento longitudinal dos resultados. O número de remessas foi aumentado de quatro para oito a cada mês. A cada mês, duas remessas saem. A sobreposição de 75% da amostra foi mantida de um mês para o outro, mas com rotação de duas remessas de 1/8 cada e não de uma única remessa de 25% como era feito na série antiga. Desta forma, a cada 12 meses, metade da amostra é sempre comum e, com isso, tem-se um aumento das possibilidades da investigação de fenômenos de caráter longitudinal<sup>6</sup>.

---

<sup>6</sup> Para a constituição dos microdados da nova metodologia da PME foi empregado o algoritmo de emparelhamento avançado proposto por Ribas e Soares (2008).

Partindo-se da consideração sobre as bases de dados utilizadas, este capítulo se divide em quatro seções, além desta introdução. Na primeira, são relatados os indicadores de mobilidade e, nas duas seções subseqüentes, os resultados obtidos para a PNAD e para a PME. Na última seção, traçam-se algumas considerações gerais.

## 2.1. Indicadores de mobilidade

A quantificação da variação observada nos rendimentos médios dos indivíduos, derivada por Fields e Ok (1996) é denominada por mobilidade direcional de rendimentos (*mdr*) e é expressa por:

$$mdr(x, y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\log x_i - \log y_i) \quad (1)$$

Em que  $x_i$  e  $y_i$  representam, respectivamente, o rendimento do indivíduo  $i$  no período final e no período inicial. Esta medida combina as perdas e ganhos dos rendimentos ao passo que o efeito das trocas entre os indivíduos é considerado pelo indicador movimento não direcional dos rendimentos (*mndr*), que é definido como segue:

$$mndr(x, y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |\log x_i - \log y_i| \quad (2)$$

A decomposição deste indicador torna possível mensurar o efeito da mobilidade em dois aspectos: efeito distributivo, no qual a mobilidade pode resultar de uma possível alteração na posição dos indivíduos dentro da distribuição de rendimentos e, efeito desempenho econômico, que reflete a relação da mobilidade com períodos de crescimento ou estagnação econômica. Esta é dada por:

$$mndr(x, y) = \underbrace{|\underline{mdr}(x, y)|}_{(1)} + \underbrace{((\underline{mndr}) - |\underline{mdr}(x, y)|)}_{(2)} \quad (3)$$

Em que a primeira parcela é explicada pelo crescimento e a segunda, por possíveis mudanças de posição na distribuição.

Somando-se a estes indicadores, tem-se a análise da dependência temporal e do movimento de participação. A primeira indica quanto os rendimentos presentes estão, ou não, correlacionados com os passados. Para isso, são utilizados os indicadores tradicionais de mobilidade, que indicam imobilidade, mobilidade ascendente e descendente, além das matrizes de mobilidade quantílica, que mostram o movimento ao longo dos quantis da distribuição de rendimentos. Estas matrizes classificam os indivíduos, em cada período, de acordo com quantis, que são, no ano base, a linha da matriz, e, no período final, a coluna da mesma.

O movimento de participação (mpr), por sua vez, permite mensurar a participação de cada indivíduo em relação à média dos rendimentos totais sendo calculado como segue:

$$mpr(x, y) = \frac{\sum_{i=1}^n \left| \frac{x_i}{\bar{x}} - \frac{y_i}{\bar{y}} \right|}{n} \quad (4)$$

em que  $\bar{x}$  e  $\bar{y}$  representam, respectivamente, a média dos rendimentos totais no período final e no período inicial e n, o total de indivíduos da amostra.

Por fim, uma ênfase no papel da mobilidade como instrumento equalizador de rendimentos de longo prazo é considerada. Os índices de Fields (2005), Chakravarty, Dutta e Weimark (1985) e Shorrocks (1978) podem ser considerados. Contudo, quando o objetivo é medir as conseqüências de bem estar da mobilidade de renda relativa, o índice de Fields (2005) é o mais adequado. Este índice compara o bem estar entre a distribuição de renda atual e a distribuição no ano base, e, não relativa a um caminho hipotético como o fazem os outros autores supracitados.

No índice de Fields, a mobilidade em direção à equalização depende da relação entre a desigualdade da renda média e a desigualdade de renda inicial. Se a renda média é distribuída mais (ou menos) igualmente que a renda inicial, a mobilidade tende a equalizar (ou desequalizar) a renda de longo prazo relativa à renda de referência.

O índice é expresso por:

$$E \equiv 1 - (I(a)/I(y, 1)) \quad (5)$$

Em que  $a$  é o vetor de rendimentos médios,  $y_1$  é o vetor de rendimentos no ano base e  $I(.)$  é a medida de desigualdade. Quando os rendimentos são distribuídos, ao longo do tempo, mais desigualmente com relação ao período base,  $E < 0$ , e, quando são distribuídos mais igualmente,  $E > 0$ .

## 2.2. Mobilidade de rendimentos a partir de grupos homogêneos

Dada a natureza de organização dos dados em *cross section* da PNAD, tornou-se necessária a construção de grupos homogêneos que foram acompanhados, a cada dois anos, no período de 1993 a 2007. A formação dos grupos foi realizada com base no ano de nascimento, sexo, escolaridade e raça<sup>7</sup>. Foram considerados, para tanto, indivíduos ocupados que moram em áreas urbanas e foram excluídos da amostra os pensionistas, empregado doméstico e parente do empregado doméstico residentes no domicílio.

O quadro a seguir ilustra os grupos considerados, baseado no ano de nascimento, em que são incluídos aqueles que apresentam observações em pelo menos dois pontos do tempo.

Quadro 01 – Formação dos grupos homogêneos - ano de nascimento

Nascidos em:	Idade em:							
	1993	1995	1997	1999	2001	2003	2005	2007
1932-1935	58-61	60-63	62-65					
1936-1939	54-57	56-59	58-61	60-63	62-65			
1940-1943	50-53	52-55	54-57	56-59	58-61	60-63	62-65	
1944-1947	46-49	48-51	50-53	52-55	54-57	56-59	58-61	60-63
1948-1951	42-45	44-47	46-49	48-51	50-53	52-55	54-57	56-59
1952-1955	38-41	40-43	42-45	44-47	46-49	48-51	50-53	52-55
1956-1959	34-37	36-39	38-41	40-43	42-45	44-47	46-49	48-51
1960-1963	30-33	32-35	34-37	36-39	38-41	40-43	42-45	44-47
1964-1967	26-29	28-31	30-33	32-35	34-37	36-39	38-41	40-43
1968-1971			26-29	28-31	30-33	32-35	34-37	36-39
1972-1975					26-29	28-31	30-33	32-35
1976-1979							26-29	28-31

Fonte: Elaboração própria

Além do ano de nascimento, a composição dos grupos homogêneos é formada por:

<sup>7</sup> A única variável que pode apresentar alteração caso o indivíduo decida combinar estudo e inserção no mercado de trabalho é a escolaridade. Contudo, apenas cinco por cento da população com 26 anos ou mais de idade estão freqüentando a escola acima desta faixa etária em 2007.

- Sexo (2): homens e mulheres;
- Raça/Cor (2): brancos e não brancos<sup>8</sup>;
- Escolaridade (6): 0 anos de estudo (analfabetos), 1 a 3 anos de estudo (primário incompleto), 4 a 7 anos de estudo (primário completo/fundamental incompleto), 8 a 10 anos de estudo (fundamental completo/médio incompleto), 11 anos de estudo (médio completo) e 12 a 15 anos de estudo (superior incompleto/completo).

A partir da combinação dessas variáveis, têm-se 288 grupos homogêneos. Como exemplo de um grupo homogêneo tem-se: homens, brancos, nascidos entre 1932 e 1935, com 0 anos de estudo. Foi realizada a imputação de valores para as observações *missing* das variáveis de rendimentos<sup>9</sup> e escolaridade<sup>10</sup>.

Com base na composição dos grupos homogêneos e considerando tanto o rendimento-hora do trabalho principal quanto o rendimento de todas as fontes, busca-se captar trajetórias diferenciadas de mobilidade para cada tipo de rendimento.

A análise do mercado de trabalho brasileiro é possível ao se considerar o rendimento-hora do trabalho principal. As disparidades referentes à remuneração dos trabalhadores são refletidas na desigualdade de rendimentos. Estas surgem por diferenciação nas remunerações para trabalhadores que detém níveis diferenciados de produtividade e, para aqueles igualmente produtivos, por meio da segmentação e discriminação.

---

<sup>8</sup> Entende-se por brancos – brancos e amarelos – e não brancos – pretos, pardos e indígenas. Esta dicotomia foi considerada pela falta de representatividade na amostra quando se separam pretos de pardos.

<sup>9</sup> A variável de rendimentos considerada, tanto para o trabalho principal quanto para todas as fontes, foi deflacionada pelo deflator para rendimentos da PNAD proposto por Corseuil e Foguel (2002).

<sup>10</sup> No caso da variável escolaridade, foram imputados valores para chefes de família ou cônjuges pelo grupo de anos de estudo dos cônjuges ou dos chefes de família, respectivamente, dada a suposição de que haja seleção de casais pelo nível de escolaridade. E, para os filhos, a imputação foi feita pela vizinhança considerando a área censitária de residência e idade dos indivíduos. Foram imputados 0.27 % do total da amostra para os dois tipos de rendimentos (50,31% das observações *missing* do rendimento-hora do trabalho principal e 50,35% do rendimento de todas as fontes). Um teste de médias foi realizado para verificar se as médias das duas amostras, com imputação e sem imputação, são diferentes. O teste mostrou que as médias são iguais para os dois bancos de dados de forma que este exercício não apresenta problemas em ser considerado. E, no caso do rendimento, a imputação foi realizada pela média ponderada de rendimentos, controlada por grupo homogêneo e ano. Para o rendimento-hora do trabalho principal foram imputados 1.82% do total da amostra e, para o rendimento de todas as fontes, um percentual de 1.55 (99,85% das observações *missing* de ambos os rendimentos).

A teoria do capital humano revela a relação existente entre níveis diferenciados de produtividade, advindos sobremaneira de maior nível de instrução, e nível salarial, na qual maior escolaridade se traduz em maiores níveis salariais. Neste contexto, disparidades salariais podem ser justificadas por diferentes níveis educacionais. Sendo assim, a educação pode vir a desempenhar um papel chave no bem estar dos indivíduos, refletido por um possível ganho de escolaridade com efeitos positivos sobre a mobilidade dos rendimentos.

Por sua vez, para trabalhadores igualmente produtivos, o diferencial de rendimento pode ocorrer por duas forças principais, segmentação e discriminação. A consideração dos atributos do setor onde os trabalhadores estão ocupados traduz a segmentação ao passo que a discriminação ocorre quando trabalhadores, dentro do mesmo setor, são remunerados de forma diferenciada por causa de fatores como, por exemplo, sexo e raça.

A influência dos rendimentos não oriundos do trabalho no comportamento da mobilidade é possível por meio do rendimento de todas as fontes. As transferências públicas e privadas e o rendimento de ativos podem ser refletidos neste. Esta análise torna-se importante na medida em que a partir de 2001 houve uma considerável expansão das transferências governamentais, tanto do programa de Benefício de Prestação Continuada quanto do Bolsa Família, focalizados na população carente.

O rendimento de ativos tende a apresentar um elevado grau de subestimação na PNAD. No entanto, Machado e Ribas (2008) mostram que, dentre as outras rendas recebidas pelos domicílios, predominam, entre os mais pobres, rendas oriundas de programas de transferências e doações; e, entre os mais ricos, remunerações provenientes de aluguéis e juros.

Com esta análise, torna-se possível avaliar se os indivíduos mais pobres tiveram sua situação na distribuição de rendimentos melhorada por uma possível mobilidade de rendimentos associada aos programas de transferência de renda governamental. Em adição, pode-se verificar o papel dos juros no que tange à mobilidade para aqueles situados no topo da distribuição. A remuneração dos juros ganha destaque neste período por se apresentar em patamares substanciais e atingir, principalmente, aqueles que detêm maior riqueza empregada em ativos financeiros.

Assim, à luz dos resultados obtidos, pode-se constatar se uma possível mobilidade ascendente no Brasil é associada ao comportamento da renda do trabalho e/ou ao papel das transferências governamentais.

### 2.2.1. Rendimento do trabalho principal

A composição dos grupos homogêneos<sup>11</sup>, segundo seus atributos – sexo, cor, faixa etária e escolaridade – no período compreendido na análise (1993 a 2007), mostra que homens e brancos apresentam uma pequena redução na participação dos grupos no período. Um aumento na proporção de indivíduos com 8 anos ou mais de estudo é observada, principalmente, para aqueles com ensino médio completo. Ainda, relativo ao ano de nascimento, a amostra apresenta uma maior participação para nascidos nos períodos mais recentes como esperado, dado que a saída do mercado de trabalho para as coortes mais velhas é um processo natural, sobretudo, pela aposentadoria.

Pela média do rendimento do trabalho principal, variável-chave no que tange ao comportamento da mobilidade, considerando o sexo, cor e ano de nascimento e diferenciando os grupos homogêneos pelo nível educacional, tem-se uma média maior para os homens brancos relativo aos não brancos, sendo mais expressiva para aqueles mais escolarizados, com destaque para os homens brancos com 12 anos ou mais de estudo. Uma menor diferença observada, ao se considerar indivíduos nascidos em anos mais recentes, reflete o efeito da mudança na composição da distribuição da população por escolaridade, uma vez que os mais jovens foram beneficiados pelo acesso a esse serviço quando comparados às coortes mais antigas.

Para as mulheres, observa-se um padrão semelhante ao caso masculino, com uma diferença menos expressiva entre as mulheres brancas e não brancas para grupos mais escolarizados em relação ao diferencial dos homens.

Por outro lado, a comparação entre o diferencial de rendimentos pela raça revela um maior nível para as brancas do que para as não brancas, com menor expressão para as mulheres brancas mais jovens. Entre os não brancos, há uma menor mobilidade de

---

<sup>11</sup> A representatividade dos grupos e sua composição bem como os gráficos da evolução dos rendimentos constam no Anexo A.

rendimentos, uma vez que as remunerações tendem a ser menos divergentes, quando comparado ao diferencial observado para homens e mulheres brancas. Este comportamento pode ser reflexo do menor diferencial educacional para os não brancos e pela discriminação salarial racial presente, ainda, de forma expressiva no Brasil<sup>12</sup>.

Os indicadores de mobilidade são retratados a seguir. A análise se inicia com a mudança observada no rendimento-hora do trabalho principal tanto pela mobilidade direcional, variação e magnitude, quanto pela mobilidade não direcional mostrados na TAB. 1. O indicador de mobilidade direcional é de 0,1187 para o período como um todo. Em grande parte, este resultado pode ser explicado pela recuperação dos ganhos a partir de 2003, depois da reversão sofrida pelos rendimentos, iniciada em 1997.

Tabela 1 – Mobilidade Direcional e Não Direcional do Rendimento-Hora do Trabalho Principal, Brasil, 1993-2007

<b>Período</b>	<b>Mobilidade Direcional dos Rendimentos</b>	<b>Mobilidade Não Direcional dos Rendimentos</b>
1993-1995	0,0998	0,1050
1995-1997	0,0071	0,0488
1997-1999	-0,0304	0,0493
1999-2001	-0,0078	0,0439
2001-2003	-0,0302	0,0561
2003-2005	0,0235	0,0591
2005-2007	0,0644	0,0805
1993-1999	0,0771	0,0905
2001-2007	0,0562	0,0730
1993-2007	0,1187	0,1262

Fonte: PNAD, 1993, 1995, 1997, 1999, 2001, 2003, 2005 e 2007

Considerando o movimento não direcional, o maior destaque são as variações observadas no primeiro e no último triênio na ordem de 0,1050 e 0,0805, respectivamente. No período como um todo, notamos que o indicador é de 0,1262. Este resultado está próximo ao obtido por Buchinsky *et al* (2003) para a França. Os autores mostram coeficientes que variam de 0,19 para 0,11 (de 1967 a 1999), em intervalos a cada dois anos.

Como apontado por Fields e Ok (1996), pela decomposição da mobilidade não direcional dos rendimentos é possível verificar se a mobilidade é devido às condições macroeconômicas, efeito desempenho econômico, e/ou do efeito distributivo, no qual

<sup>12</sup> Evidências semelhantes são documentadas por outros autores como Machado, Oliveira e Wajnman (2005) e Osório (2009).

ela resulta apenas da troca de posição dos indivíduos dentro da distribuição de rendimentos. Os resultados são ilustrados na TAB. 2.

Os efeitos apresentam um padrão não acentuado, mantido nos triênios, alterando de forma expressiva seu valor a cada período. Entretanto, ao se considerar os sub-períodos maiores, observamos que é o efeito desempenho que prevalece para ambos, 85% (0,0771/0,0905) e 77% (0,0562/0,0730), respectivamente. Certamente, a redução do efeito desempenho se deve à maior participação do efeito distributivo entre 2001 e 2007.

Tabela 2 – Efeito desempenho econômico e efeito distributivo do Rendimento-Hora do Trabalho Principal, Brasil, 1993-2007

<b>Período</b>	<b>Efeito desempenho</b>	<b>Efeito distributivo</b>
1993-1995	0,0998	0,0052
1995-1997	0,0071	0,0417
1997-1999	0,0304	0,0188
1999-2001	0,0078	0,0360
2001-2003	0,0302	0,0259
2003-2005	0,0235	0,0356
2005-2007	0,0644	0,0161
1993-1999	0,0771	0,0134
2001-2007	0,0562	0,0168
1993-2007	0,1187	0,0075

Fonte: PNAD, 1993, 1995, 1997, 1999, 2001, 2003, 2005 e 2007

Partindo-se do fato de que o efeito distributivo expressa apenas uma transferência de rendimentos entre os indivíduos, mantendo-se constante o rendimento total, e o efeito crescimento revela uma mudança no rendimento total disponível, torna-se necessário mensurar em que medida estes efeitos ocorreram.

Com a análise das direções de mobilidade e da matriz de transição, espera-se identificar a proporção de grupos mais beneficiados ou não por este movimento. Mostra-se, assim, na próxima tabela, o comportamento da mobilidade ascendente e descendente e da ausência de mobilidade para o rendimento do trabalho principal.

Tabela 3 – Imobilidade, Mobilidade Ascendente e Descendente do Rendimento-Hora do Trabalho Principal, Brasil, 1993-2007

<b>Período</b>	<b>Imobilidade (%)</b>	<b>Mobilidade Ascendente (%)</b>	<b>Mobilidade Descendente (%)</b>
1993-1995	64,65	17,17	18,18
1995-1997	67,19	15,63	17,19
1997-1999	66,17	17,41	16,42
1999-2001	69,50	15,50	15,00
2001-2003	59,24	19,43	21,33
2003-2005	55,50	23,44	21,05
2005-2007	55,81	21,86	22,33
1993-1999	55,93	22,03	22,03
2001-2007	55,21	19,27	25,52
1993-2007	52,78	20,83	26,39

Fonte: PNAD, 1993, 1995, 1997, 1999, 2001, 2003, 2005 e 2007

Os sub-períodos menores evidenciam que a imobilidade é maior até o ano de 2001, quanto esta começa a diminuir. Nos dois sub-períodos maiores, a imobilidade é de cerca de 55% e de 52,78% no período como um todo. Entre 1993 e 1999, a mobilidade ascendente e descendente são iguais. Entretanto, no sub-período seguinte e no período como um todo, a descendente prevalece sobre a ascendente. Contudo, este resultado não permite inferir quais grupos foram mais atingidos. Para isso, deve-se considerar o comportamento da mobilidade ao longo da distribuição de rendimentos, o qual pode revelar impacto diferenciado para os indivíduos situados no topo e na base da distribuição.

A matriz de transição torna possível esta análise por considerar a mobilidade relativa dos grupos homogêneos de acordo com os decis da distribuição. A TAB. 4, abaixo, mostra a distribuição das frequências da matriz de transição para o rendimento-hora do trabalho principal de 1993-2007<sup>13</sup>.

Embora a ausência de mobilidade tenha sido compensada tanto pela mobilidade ascendente quanto pela descendente, este movimento expressa uma melhora relativa de bem estar. Esta melhora é fruto de um movimento ascendente mais sentido por aqueles localizados na base em relação ao topo, ao mesmo tempo em que se nota um movimento desfavorável para aqueles situados no topo.

<sup>13</sup> A distribuição das frequências das matrizes para todos os sub-períodos encontram-se no anexo A.

Tabela 4 – Distribuição das frequências da matriz de transição: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 1993-2007

	2007										
	1º	2º	3º	4º	5º	6º	7º	8º	9º	10º	
1993	1º	5.56	1.39	1.39	0.0	0.69	0.69	0.0	0.0	0.0	0.0
	2º	2.78	4.86	2.08	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	3º	1.39	2.78	4.17	0.69	0.69	0.69	0.0	0.0	0.0	0.0
	4º	0.0	0.69	1.39	4.86	2.08	0.69	0.0	0.0	0.0	0.0
	5º	0.0	0.0	1.39	3.47	4.17	1.39	0.0	0.0	0.0	0.0
	6º	0.0	0.0	0.0	0.69	2.78	4.17	1.39	0.69	0.0	0.0
	7º	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	2.08	6.94	1.39	0.0	0.0
	8º	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	2.08	4.17	3.47	0.0
	9º	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	3.47	5.56	1.39
	10º	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.39	8.33

Fonte: PNAD, 1993 e 2007

Além disso, pela análise da distribuição de frequência das matrizes de transição a cada triênio, o efeito distributivo mais acentuado de 1995 a 1997 não caminhou no sentido de uma distribuição de rendimentos mais equitativa. Uma distribuição mais equitativa é originada a partir de 2001. As matrizes de transição, a partir deste ano, principalmente entre 2003 e 2005 (que caracteriza um elevado efeito distributivo), mostram uma maior mobilidade ascendente para grupos homogêneos na base e uma menor ausência de mobilidade para aqueles situados no topo. Com este resultado, pode-se afirmar que as trocas ocorridas neste período beneficiaram os mais pobres.

Este efeito favorável aos mais pobres é corroborado pelo indicador de equalização dos rendimentos no Longo Prazo. Na tabela abaixo (TAB. 5), constam os resultados para este indicador, considerando para o seu cálculo tanto o coeficiente de variação, o Índice de Gini e o Índice de Theil.

Tabela 5 – Indicador de Equalização do Rendimento-Hora do Trabalho Principal no Longo Prazo, Brasil, 1993-2007

Período	Medidas de Desigualdade		
	Coeficiente de Variação	Índice de Gini	Índice de Theil
1993-1995	-0,0010	0,0037	0,0036
1995-1997	0,0370	0,0119	0,0393
1997-1999	0,0027	-0,0030	-0,0043
1999-2001	-0,0164	-0,0052	-0,0168
2001-2003	-0,0135	0,0034	-0,0058
2003-2005	0,0359	0,0130	0,0393
2005-2007	0,0473	0,0427	0,0836
1993-1999	0,0008	-0,0042	-0,0082
2001-2007	0,0445	0,0478	0,0868
1993-2007	0,0233	0,0354	0,0573

Fonte: PNAD, 1993, 1995, 1997, 1999, 2001, 2003, 2005 e 2007

A equalização observada no período é próxima à observada para os Estados Unidos, conforme Fields (2005). O autor encontra uma variação deste indicador de 0.008 para 0.004 no período de 1970-1995, considerando intervalos a cada cinco anos e o índice de Gini como medida de desigualdade. E, comparando-se ao caso francês, a equalização dos rendimentos para o Brasil é mais acentuada. Buchinsky *et al* (2003), apontam uma variação deste indicador de 0.04 para 0.021, com o uso do índice de Theil.

Em relação aos indicadores reportados acima, pelas três medidas de desigualdade, há um ganho de bem-estar para os mais pobres e uma perda para os mais ricos no período como um todo. O nível registrado pelo “Equalizador” medido pelo índice de Theil reitera essa evidência, uma vez que tal indicador atribui maior peso aqueles situados na base da pirâmide. Entretanto, entre 1993 e 1999, ocorre desqualização dos rendimentos, algo já evidenciado pelos demais indicadores, ou seja, a mobilidade não caminhou no sentido de uma melhora na distribuição de rendimentos. Por outro lado, a equalização no período de 2001 a 2007 foi de tal magnitude que mais do que compensou o comportamento negativo do sub-período anterior, tornando o índice positivo para o período como um todo. Esse resultado é, ainda, confirmado pela análise da distribuição da matriz de transição descrita na TAB. 4.

Os resultados seguem os achados de Soares *et al* (2007), no qual mudanças nos níveis de renda do trabalho apresentam um papel importante referente à melhora na distribuição de renda no Brasil e de Barros *et al* (2006), quando considerada a queda recente da desigualdade de rendimentos. De forma geral, os indicadores apresentados ressaltam a importância do rendimento-hora do trabalho principal. Além do comportamento positivo da mobilidade para aqueles inseridos na base da distribuição, fica evidente o seu efeito sobre a desigualdade de rendimentos, sobretudo, a partir de 2001.

## 2.2.2. Rendimento de todas as fontes

Os grupos homogêneos apresentam uma evolução semelhante em sua composição à observada para o outro rendimento<sup>14</sup>. Uma redução percentual é observada para homens e brancos de 1993 a 2007, e, para indivíduos menos escolarizados (7 anos ou menos de estudo). Por outro lado, dentre os mais escolarizados, um acentuado aumento é destaque para aqueles com ensino médio completo. Somando-se a isso, como no caso anterior, coortes mais novas apresentam maiores proporções do que as mais antigas.

Referente à média do rendimento, os homens brancos registram um maior valor, em todas as categorias de escolaridade, com mais expressão para os mais escolarizados e mais velhos. Dentre os mais velhos, a maior remuneração pode ser justificada pelo efeito da aposentadoria. A aposentadoria pode, assim, desempenhar um papel positivo no que tange ao comportamento da mobilidade.

De forma geral e menos acentuada, os indicadores de mobilidade para o rendimento de todas as fontes, mostrados a seguir, seguem o mesmo comportamento observado para o rendimento do trabalho principal. A mobilidade direcional e não direcional de rendimentos retratadas abaixo exemplificam este padrão.

Tabela 6 – Mobilidade Direcional e Não Direcional do Rendimento de Todas as Fontes, Brasil, 1993-2007

<b>Período</b>	<b>Mobilidade Direcional dos Rendimentos</b>	<b>Mobilidade Não Direcional dos Rendimentos</b>
1993-1995	0,0970	0,0997
1995-1997	0,0068	0,0375
1997-1999	-0,0268	0,0412
1999-2001	-0,0056	0,0327
2001-2003	-0,0378	0,0472
2003-2005	0,0302	0,0440
2005-2007	0,0503	0,0566
1993-1999	0,0775	0,0829
2001-2007	0,0388	0,0562
1993-2007	0,1004	0,1073

Fonte: PNAD, 1993, 1995, 1997, 1999, 2001, 2003, 2005 e 2007

Ao decompor a mobilidade não direcional em efeitos desempenho econômico e distributivo (TAB. 07), ambos apresentam menor patamar do que o observado para o trabalho principal.

<sup>14</sup> Gráficos constam no Anexo A.

Tabela 7 – Efeito desempenho econômico e efeito distributivo do Rendimento de Todas as Fontes, Brasil, 1993-2007

<b>Período</b>	<b>Efeito desempenho</b>	<b>Efeito distributivo</b>
1993-1995	0,0970	0,0027
1995-1997	0,0068	0,0307
1997-1999	0,0268	0,0144
1999-2001	0,0056	0,0272
2001-2003	0,0378	0,0093
2003-2005	0,0302	0,0139
2005-2007	0,0503	0,0063
1993-1999	0,0775	0,0054
2001-2007	0,0388	0,0173
1993-2007	0,1004	0,0069

Fonte: PNAD, 1993, 1995, 1997, 1999, 2001, 2003, 2005 e 2007

Atinente às demais medidas de mobilidade, encontra-se uma ausência de mobilidade mais expressiva, principalmente para o sub-período 2001-2007 em que ela atinge um patamar de 67,71% (TAB. 8).

Tabela 8 – Imobilidade, Mobilidade Ascendente e Descendente do Rendimento de Todas as Fontes, Brasil, 1993-2006

<b>Período</b>	<b>Imobilidade (%)</b>	<b>Mobilidade Ascendente (%)</b>	<b>Mobilidade Descendente (%)</b>
1993-1995	66,16	16,67	17,17
1995-1997	69,07	15,46	15,46
1997-1999	71,43	14,29	14,29
1999-2001	66,34	16,83	16,83
2001-2003	73,93	13,27	12,80
2003-2005	73,33	13,33	13,33
2005-2007	67,59	15,74	16,67
1993-1999	58,10	20,67	21,23
2001-2007	67,71	16,67	15,62
1993-2007	56,25	21,53	22,22

Fonte: PNAD, 1993, 1995, 1997, 1999, 2001, 2003, 2005 e 2007

Uma maior imobilidade é observada para este tipo de rendimento por aqueles situados na base da distribuição como pode ser constatado na tabela abaixo.

Tabela 9 – Distribuição das frequências da matriz de transição: rendimento de todas as fontes, Brasil, 1993-2007

Decis	2007										
	1º	2º	3º	4º	5º	6º	7º	8º	9º	10º	
1993	1º	7.64	2.08	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2º	2.08	5.56	2.08	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3º	0.00	2.08	4.17	3.47	0.69	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4º	0.00	0.00	2.78	3.47	2.78	0.69	0.00	0.00	0.00	0.00
	5º	0.00	0.00	1.39	2.08	3.47	2.78	0.69	0.00	0.00	0.00
	6º	0.00	0.00	0.00	0.69	3.47	4.17	1.39	0.00	0.00	0.00
	7º	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.08	6.94	0.69	0.69	0.00
	8º	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.39	6.25	2.08	0.00
	9º	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.78	6.25	1.39
	10º	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.39	8.33

Fonte: PNAD, 1993 e 2007

Por fim, a TAB. 10 retrata o comportamento da mobilidade como equalizadora dos rendimentos de longo prazo.

Tabela 10 – Indicador de Equalização do Rendimento de Todas as Fontes, no Longo Prazo, Brasil, 1993-2007

Período	Medidas de Desigualdade		
	Coeficiente de Variação	Coeficiente de Gini	Índice de Theil
1993-1995	0,0119	0,0065	0,0165
1995-1997	0,0260	0,0059	0,0238
1997-1999	-0,0093	-0,0041	-0,0118
1999-2001	-0,0137	-0,0038	-0,0132
2001-2003	0,0077	0,0060	0,0128
2003-2005	-0,0009	0,0054	0,0053
2005-2007	0,0177	0,0214	0,0380
1993-1999	0,0078	0,0000	0,0042
2001-2007	0,0169	0,0265	0,0430
1993-2007	0,0103	0,0187	0,0293

Fonte: PNAD, 1993, 1995, 1997, 1999, 2001, 2003, 2005 e 2007

Ainda que este indicador mostre uma tendência equalizadora dos rendimentos entre 2001-2007 e 1993-2007, esta é bem menos expressiva do que a observada para o rendimento-hora do trabalho principal. Este resultado vai de encontro aos achados anteriores quanto à menor mobilidade para este rendimento

### 2.3. Mobilidade de rendimentos a partir de dados individuais

O objetivo desta seção é realizar uma análise dos indicadores de mobilidade tanto no nível inter quanto intra-geracional, por meio dos dados individuais da PME. A análise

é centrada nas seis regiões metropolitanas que constituem a pesquisa e é subdividida em dois períodos, 1992-2001 e 2002-2009.

Para tanto, formam a amostra os trabalhadores, com idade entre 26 e 65 anos, que apresentaram rendimento-hora<sup>15</sup> do trabalho positivo na 1ª e na 5ª quinta entrevista e aqueles que, na primeira entrevista, estavam desempregados e inativos, mas que tiveram renda do trabalho positiva na quinta entrevista. Para o primeiro sub-período, a análise é realizada considerando biênios<sup>16</sup>, onde o primeiro período corresponde à 1ª entrevista e o segundo à 5ª entrevista<sup>17</sup>.

Ainda, com o objetivo de mensurar o efeito de características do mercado de trabalho sobre a mobilidade, consideram-se as seguintes variáveis: posição na ocupação em que o trabalhador se encontra: o setor formal é definido pelo indivíduo com carteira de trabalho assinada, empregador, servidor público e profissional liberal e, o setor informal fica, assim, composto pelo trabalhador sem carteira de trabalho assinada e pelo trabalhador conta própria sem os profissionais liberais; e, jornada de trabalho: integral e parcial, sendo a integral formada por mais de 30 horas de trabalho semanal.

### 2.3.1. Período de 1992-2001

A amostra conta com maioria de homens e chefes de domicílio, que tem sua proporção reduzida ao longo do período. Houve um aumento da proporção de trabalhadores mais escolarizados (com 11 anos ou mais de estudo) e uma redução mais significativa daqueles com até 3 anos de estudo. Quanto às características do mercado de trabalho, predominam aqueles inseridos no setor formal e com jornada de trabalho integral e, ainda, residentes nas RM's de São Paulo e Belo Horizonte.

O rendimento-hora do trabalho principal aumenta ao longo do período, com redução apenas no último biênio (2000-2001). Este comportamento é observado tanto em termos totais, quanto pelas características individuais e do mercado de trabalho. Em

---

<sup>15</sup> A variável de rendimentos foi deflacionada pelo deflator para rendimentos da PME proposto por Corseuil e Foguel (2002).

<sup>16</sup> Conforme ressaltado na introdução deste capítulo, na PME antiga, o processo de rotação do painel leva à substituição de 100% da amostra a cada par de anos enquanto na nova PME a cada ano, metade da amostra é sempre comum.

<sup>17</sup> Os dados referentes à composição da amostra e à média do rendimento-hora do trabalho principal são apresentados no anexo B.

termos totais, o rendimento é de R\$3,07 para aqueles que entraram na amostra em 1992, chegando ao pico de R\$6,98 em 1998. Em 2000, este atinge o máximo de R\$6,45.

O diferencial de rendimentos se mantém ao longo do tempo quanto aos atributos individuais. Homens e chefes de domicílio apresentam maiores níveis de rendimentos do que as mulheres e indivíduos que não ocupam a posição de chefes. O nível de rendimentos aumenta conforme a escolaridade, mas a diferença mais expressiva é observada para aqueles com 11 anos ou mais de estudo. Indivíduos com 11 anos de estudo apresentam um rendimento cerca de duas vezes maior do que os menos escolarizados. Esta diferença é ainda maior quando comparado ao nível observado para indivíduos com 0 anos de estudo. Um maior nível de rendimentos é observado, ainda, para aqueles com jornada de trabalho integral, inseridos no setor formal, residentes das RM's de São Paulo e Porto Alegre e nascidos em coortes mais antigas.

Os indicadores de mobilidade, em termos totais, para o Brasil Metropolitano de 1992 a 2001 são retratados na tabela a seguir. Nela constam os indicadores de mobilidade direcional, não direcional – o qual é decomposto em efeito desempenho e distributivo – e o movimento de participação.

Tabela 11 – Indicadores de mobilidade: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 1992-2001

	1992-1993	1994-1995	1996-1997	1998-1999	2000-2001
Mobilidade direcional	0.0234	0.2115	0.0977	0.0514	0.1079
Mobilidade não direcional	0.5420	0.5765	0.4936	0.4900	0.4908
Efeito desempenho	0.0234	0.2115	0.0977	0.0514	0.1079
Efeito distributivo	0.5186	0.3650	0.3959	0.4387	0.3830
Movimento de participação	0.5561	0.5480	0.4391	0.4445	0.4438

Fonte: PME, 1992 a 2001

Uma variação positiva mais significativa dos ganhos médios individuais ocorre apenas no período de 1994-1995 como mostra o indicador de mobilidade direcional. A recuperação dos rendimentos observada neste período pode ser atribuída ao sucesso do Plano Real no combate à inflação, com expressivo aumento da renda real dos trabalhadores. Os resultados ínfimos observados a partir deste período podem ter origem em fatores conjunturais que atingiram a economia brasileira. A ocorrência das crises asiática e russa, em 1997 e 1998, respectivamente, e a crise cambial brasileira, em 1999, afetaram diretamente os rendimentos dos trabalhadores brasileiros no

período. A maior variação negativa dos rendimentos médios individuais é registrada em 1998-1999 ficando, assim, evidente o impacto das crises, internacionais e brasileira, na renda dos trabalhadores.

A mobilidade não direcional também é mais expressiva no biênio 1994-1995, quando passa a apresentar tendência decrescente. Os fatores conjunturais interferiram na economia brasileira ao longo do período são evidenciados pela decomposição deste indicador nos efeitos desempenho e distributivo. O de desempenho, dado pelo módulo do indicador de mobilidade direcional, tem seu maior patamar no período 1994-1995, acompanhado pelo período de 2000-2001. Nestes dois biênios, o efeito distributivo atinge seus menores valores. Os resultados vão de encontro aos apontados por Nascimento e Souza (2005) para o Brasil Metropolitano, no período de 1984 a 2001.

O movimento de participação apresenta tendência decrescente no período, com recuperação a partir de 1998-1999. Em 1992-1993, a participação individual aumenta em 0,56 enquanto em 1996-1997 atinge seu menor patamar, com um nível de 0,44. Este resultado vai de encontro aos demais resultados supracitados. Este indicador encontra-se em patamar mais elevado do que os EUA e a França como reportam Fields *et al* (2000) e Buchinsky *et al* (2003), para os EUA (entre 1970 e 1995) e para a França (a partir de 1978), respectivamente.

De forma geral, podemos perceber que a mobilidade de rendimentos pode ser sentida em todo o período, ainda que com tendência decrescente ao longo do tempo, voltando a se recuperar no último biênio. Pelo efeito distributivo e pelo movimento de participação, podemos notar que houve uma troca dos indivíduos na distribuição. Mas, não se pode dizer quem foi mais ou menos beneficiado. Para isso, faz-se necessário analisar mais indicadores. As direções de mobilidade, mobilidade ascendente, imobilidade e mobilidade descendente, e matrizes de transição elucidam este comportamento. Segue-se, assim, com os resultados das direções da mobilidade de 1992-2001 na tabela a seguir.

Tabela 12 – Mobilidade Ascendente, Imobilidade e Mobilidade Descendente: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 1992-2001

Ano	Mobilidade Ascendente (%)	Imobilidade (%)	Mobilidade Descendente (%)
1992-1993	28.21	35.17	36.62
1994-1995	26.42	40.04	33.54
1996-1997	24.70	46.52	28.79
1998-1999	24.83	46.22	28.95
2000-2001	24.24	46.60	29.17

Fonte: PME, 1992-2001

A imobilidade aumenta ao longo do período. A mobilidade ascendente registrada é menor do que a descendente para todo o período. Para os dois últimos biênios, as direções de mobilidade praticamente se mantêm. A distribuição das frequências das matrizes de transição, retratadas a seguir, mostram que a menor imobilidade nos dois primeiros biênios age no sentido de uma maior equalização dos rendimentos individuais. Nestes dois períodos, com destaque para o primeiro, a mobilidade ascendente é mais expressiva. Ao mesmo tempo, os 20% mais ricos concentram a maior mobilidade descendente. A partir de 1996, os 20% mais ricos registram um aumento da imobilidade.

Tabela 13 - Distribuição das frequências da matriz de transição: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 1992-2001

1992-1993						1994-1995						
5º entrevista						5º entrevista						
	1º	2º	3º	4º	5º		1º	2º	3º	4º	5º	
1º entrevista	1º	8.72	4.49	3.08	2.36	1.35	1º	9.16	4.76	3.14	2.00	0.94
	2º	6.84	6.28	4.00	1.95	0.94	2º	7.12	6.58	4.01	1.82	0.47
	3º	2.70	5.25	5.85	4.50	1.70	3º	2.69	5.71	6.25	4.25	1.10
	4º	1.20	2.95	4.92	6.40	4.53	4º	0.84	2.49	5.26	7.58	3.83
	5º	0.53	1.03	2.17	4.80	11.48	5º	0.20	0.45	1.34	4.35	13.66
1996-1997						1998-1999						
5º entrevista						5º entrevista						
	1º	2º	3º	4º	5º		1º	2º	3º	4º	5º	
1º entrevista	1º	10.48	4.61	2.49	1.59	0.83	1º	10.16	4.64	2.68	1.72	0.79
	2º	6.45	7.96	3.83	1.50	0.27	2º	6.62	8.13	3.68	1.26	0.31
	3º	2.12	5.16	7.94	3.94	0.84	3º	2.22	4.99	8.04	3.99	0.77
	4º	0.81	1.82	4.72	9.28	3.37	4º	0.81	1.89	4.54	9.57	3.20
	5º	0.13	0.45	1.02	3.70	14.70	5º	0.19	0.35	1.06	3.47	14.93
2000-2001												
5º entrevista												
	1º	2º	3º	4º	5º		1º	2º	3º	4º	5º	
1º entrevista	1º	10.02	4.45	2.93	1.66	0.95						
	2º	6.81	8.04	3.50	1.34	0.31						
	3º	2.16	5.40	7.72	3.81	0.91						
	4º	0.84	1.75	4.80	9.40	3.21						
	5º	0.18	0.37	1.05	3.79	14.62						

Fonte: PME, 1992-2001

Por fim, na tentativa de identificar possíveis atributos que revelem maior mobilidade, segue-se com uma análise da mobilidade intra-geracional<sup>18</sup>. Os indicadores desagregados pelas características individuais e do mercado de trabalho registram as mesmas tendências observadas para os indicadores em termos totais. Eles não se diferenciam para sexo e posição no domicílio. Sem controlar por outros fatores, o nível de escolaridade dos indivíduos pode justificar uma maior mobilidade para aqueles com menor nível de instrução. Os rendimentos daqueles com 12 anos ou mais de estudo respondem, de forma geral, de forma mais expressiva ao comportamento conjuntural do que os demais. Um padrão homogêneo não é evidente ao se considerar o efeito distributivo. O efeito distributivo dos menos escolarizados é bem próximo dos achados para os mais escolarizados. Entretanto, pelo movimento de participação, os menos escolarizados apresentam indicadores mais elevados.

Com relação à coorte de nascimento, as gerações mais novas apresentam uma mobilidade próxima às coortes mais antigas quanto ao movimento de participação. A alocação do tempo no mercado de trabalho é feita em diferentes direções nos diversos estágios do ciclo de vida da população. A taxa de participação relativa à idade apresenta um padrão semelhante a um U-invertido em que a participação no mercado de trabalho aumenta conforme a idade dos indivíduos até um determinado ponto, quando se atinge o auge da vida produtiva. A partir deste ponto, a saída do mercado de trabalho começa a ser significativa, principalmente nos anos próximos à aposentadoria.

O padrão U-invertido observado para a participação no mercado de trabalho é refletido na remuneração dos trabalhadores. Com o tempo, o aumento da experiência e da escolaridade tende a se traduzir em maiores rendimentos, acarretando, assim, maior mobilidade. A maior mobilidade para as gerações mais jovens pode ser justificada pelo maior nível educacional destas em relação às coortes mais antigas. O efeito da mudança composicional educacional para as gerações mais jovens pode explicar, assim, a melhora na distribuição de rendimentos destas gerações em detrimento das demais. A elevada mobilidade para as coortes mais novas é confirmada por autores como Gutierrez (2004) para a Argentina, Nascimento e Souza

---

<sup>18</sup> Os resultados, tanto para este período quanto para 2002-2009, para as desagregações por características individuais e do mercado de trabalho bem como região de residência constam no Anexo B.

(2005) para o Brasil e, ainda, por Finnie (1997) para o Canadá, Bigard *et al* (1998) para o caso francês e italiano e Wodon (2001) para a Argentina e México.

Quando levamos em conta características referentes ao mercado de trabalho, pelo movimento de participação, os resultados destacam aqueles pertencentes ao setor informal e que apresentam jornada de trabalho parcial. Mas, o aumento no rendimento médio destes indivíduos é proveniente de fatores conjunturais e não de uma melhora distributiva. Por fim, aqueles residentes nas RM's de Recife, Salvador e Belo Horizonte registram indicadores mais acentuados para o efeito distributivo e movimento de participação.

### 2.3.2. Período de 2002-2009

A amostra é composta por uma maioria de homens, brancos<sup>19</sup> e chefes de domicílio, com redução na proporção de 2002 a 2009. Indivíduos com 4 a 7 anos de estudo e com 11 anos completos de estudo são a maioria, seguidos por aqueles com 12 anos ou mais de estudo e que apresentam segundo grau incompleto (8 a 10 anos). Quanto às características relativas ao mercado de trabalho, predominam indivíduos no setor formal, com jornada de trabalho integral (acima de 30 horas) e que contribuem para a previdência. Ainda, residentes nas regiões metropolitanas de São Paulo e Rio de Janeiro constituem maior parte da amostra.

Quanto ao rendimento-hora do trabalho principal<sup>20</sup>, pode ser observada uma redução de 2002 até 2004, quando este volta a aumentar. Em 2008, o rendimento-hora do trabalho principal é da ordem de R\$6,75, a preços de outubro de 2009. Com relação ao diferencial de rendimentos a partir de características individuais, homens, brancos e chefes de família detêm maiores níveis. A diferença mais significativa registrada é entre brancos e não brancos, na qual os brancos ganham o dobro dos não brancos. Como esperado, o nível do rendimento aumenta de acordo com os anos de estudo. Enfim, merece destaque indivíduos com 12 anos ou mais de estudo, que apresentam

---

<sup>19</sup> Consideram-se brancos (brancos e amarelos) e não brancos (pretos, pardos e indígenas).

<sup>20</sup> Na nova PME consta apenas a declaração do rendimento de todos os trabalhos do indivíduo. Para fins deste trabalho, considera-se rendimento do trabalho principal para aqueles que declararam possuir apenas um trabalho na semana de referência da pesquisa.

um rendimento-hora cerca de três vezes maior do que aqueles com segundo grau completo.

Os indicadores de mobilidade direcional e não direcional, decomponível em efeito desempenho e distributivo, e do movimento de participação são apresentados na TAB.14, para o Brasil Metropolitano de 2002 a 2009.

Tabela 14 – Indicadores de mobilidade: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 2002-2009

	2002-03	2003-04	2004-05	2005-06	2006-07	2007-08	2008-09
Mobilidade direcional	-0.0715	0.0128	0.0382	0.0541	0.0538	0.0419	0.0283
Mobilidade não direcional	0.4222	0.3548	0.3372	0.3326	0.3133	0.3196	0.3202
Efeito desempenho	0.0715	0.0128	0.0382	0.0541	0.0538	0.0419	0.0283
Efeito distributivo	0.3507	0.3420	0.2990	0.2785	0.2595	0.2777	0.2920
Movimento de participação	0.4940	0.4291	0.4200	0.4037	0.3902	0.3978	0.4042

Fonte: PME, 2002 a 2009

A mobilidade direcional se mantém bem menos expressiva do que a mobilidade não direcional ao longo do período. E, pela decomposição da mobilidade não direcional, fica evidente a origem da mobilidade dado a maior expressão do efeito distributivo. Este comportamento é confirmado pelo movimento de participação, que ganha destaque pela sua maior magnitude entre os indicadores considerados. Estes resultados seguem o mesmo comportamento observado para o período de 1992-2001. Pela mobilidade direcional, o único período que caracteriza uma perda média dos rendimentos é 2002-03. A partir de 2003-04, uma tendência oposta e crescente pode ser observada até o ano de 2006, quando o indicador de mobilidade direcional atinge seu valor máximo de 0,0538. A partir deste ano, os ganhos médios individuais sofrem uma redução.

O efeito desempenho ainda que tenha sido mais expressivo em 2002-03, mostra que os fatores conjunturais da economia afetaram a mobilidade de uma forma negativa. A importância do efeito distributivo sobre o efeito econômico é registrada para todo o período. Os anos de 2002 e 2003 registram a maior troca de posição dos indivíduos, com tendência decrescente até o ano de 2006, quando atinge seu menor patamar, voltando a se elevar a partir de então. Este resultado é confirmado pelo movimento de participação.

Os resultados aqui encontrados são próximos àqueles apontados pela literatura internacional. Fields *et al* (2000), mostram, para a economia americana, coeficientes variando de 0.25 para 0.30 entre 1970 e 1995, com intervalos quinquenais. Resultados próximos a este são mostrados por Van Kerm (2004) para a antiga Alemanha Ocidental (0,392) e para a Bélgica (0,335) de 1985 a 1997.

Os achados a partir dos grupos homogêneos, que retratam a maior importância do efeito distributivo a partir de 2001, vão de encontro aos observados pelos dados individuais. A maior importância deste efeito é reforçada, neste caso, pelo movimento de participação. A seguir são apresentadas as direções de mobilidade (TAB.15) e as distribuições de frequência das matrizes de transição anuais (TAB.16).

Tabela 15– Mobilidade Ascendente, Imobilidade e Mobilidade Descendente: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 2002-2009

Ano	Mobilidade Ascendente (%)	Imobilidade (%)	Mobilidade Descendente (%)
2002-03	24.41	45.04	30.55
2003-04	21.77	50.03	28.21
2004-05	21.54	51.99	26.47
2005-06	21.75	53.00	25.25
2006-07	19.89	54.79	25.32
2007-08	20.82	53.58	25.59
2008-09	21.33	52.78	25.89

Fonte: PME, 2002 a 2009

Como pode ser apreendido, na tabela acima, as direções de mobilidade reforçam os demais indicadores. Uma maior imobilidade dos rendimentos é sentida ao longo do tempo, revertendo-se no último período. A imobilidade no período de 2002-03 é de 45%, chegando a atingir 55% em 2006-07. A mobilidade descendente ocorre em maior patamar do que a ascendente para todo o período. Em 2002-03, é registrada uma mobilidade descendente de quase 31% contra 24% para a ascendente. Esta atinge seu menor patamar em 2006, com 20%, com recuperação a partir de então. E, em 2008, passa a registrar 21,33%. Pela distribuição das frequências das matrizes de transição, mostradas abaixo, pode-se notar que o movimento de ascensão é maior para os mais pobres nos primeiros biênios.

Os indicadores gerados pela PME são mais expressivos do que os achados pelos grupos homogêneos. Embora este seja um resultado esperado dado que os indivíduos são acompanhados apenas durante um ano, os indicadores reforçam os resultados obtidos pela PNAD.

Tabela 16 - Distribuição das frequências da matriz de transição: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitan, 2002-2009

2002-2003						2003-2004						
5° entrevista						5° entrevista						
	1°	2°	3°	4°	5°		1°	2°	3°	4°	5°	
1° entrevista	1°	5.13	2.92	1.58	0.80	0.22	1°	6.58	3.18	1.46	0.74	0.22
	2°	2.97	5.71	4.15	1.90	0.45	2°	3.24	6.63	4.13	1.62	0.33
	3°	1.58	3.87	8.54	5.11	1.09	3°	1.42	3.76	9.41	4.76	0.93
	4°	0.99	1.92	4.87	11.49	4.84	4°	0.82	1.55	4.89	12.64	3.99
	5°	0.26	0.55	1.24	4.47	23.36	5°	0.23	0.33	0.97	3.91	22.26
2004-2005						2005-2006						
5° entrevista						5° entrevista						
	1°	2°	3°	4°	5°		1°	2°	3°	4°	5°	
1° entrevista	1°	7.12	3.53	1.48	0.65	0.20	1°	7.13	2.99	1.48	0.66	0.15
	2°	3.05	7.22	3.72	1.47	0.33	2°	3.03	6.99	3.96	1.53	0.25
	3°	1.53	3.78	9.43	4.21	0.71	3°	1.45	3.86	9.43	4.38	0.98
	4°	0.68	1.50	4.36	12.91	3.81	4°	0.70	1.30	4.50	12.87	3.82
	5°	0.16	0.31	0.81	3.94	23.06	5°	0.23	0.29	0.77	4.10	23.16
2006-2007						2007-2008						
5° entrevista						5° entrevista						
	1°	2°	3°	4°	5°		1°	2°	3°	4°	5°	
1° entrevista	1°	7.58	3.09	1.43	0.64	0.15	1°	7.48	3.29	1.41	0.74	0.22
	2°	3.32	7.41	3.48	1.34	0.33	2°	3.39	7.43	3.49	1.30	0.31
	3°	1.25	4.32	9.51	3.97	0.83	3°	1.54	4.26	9.67	4.00	0.92
	4°	0.65	1.20	4.63	12.71	3.57	4°	0.70	1.34	4.61	12.60	3.65
	5°	0.17	0.31	0.82	4.03	23.24	5°	0.20	0.37	0.89	3.89	22.32
2008-2009												
5° entrevista												
	1°	2°	3°	4°	5°		1°	2°	3°	4°	5°	
1° entrevista	1°	7.48	3.12	1.56	0.72	0.18						
	2°	3.74	7.30	3.70	1.43	0.36						
	3°	1.43	4.58	8.98	3.94	0.78						
	4°	0.74	1.58	4.32	12.30	3.81						
	5°	0.26	0.35	1.06	3.81	22.45						

Fonte: PME, 2002-2009

Os indicadores de mobilidade intra-geracional, para todas as sub-amostras, se assemelham àqueles observados para a amostra total. Eles seguem as mesmas tendências observadas para o período anterior quanto ao sexo, posição no domicílio e ano de nascimento. A única diferença é que o movimento de participação das mulheres e de indivíduos que não ocupam a posição de chefes é mais acentuado do que no período anterior.

Da mesma forma, a escolaridade tem seu papel aumentado. Os indicadores são mais acentuados e o seu papel redistributivo fica mais evidente para os indivíduos com menor instrução. O movimento de participação apresenta tendência decrescente com o aumento da escolaridade e o efeito distributivo dos menos escolarizados é bem próximo ao dos mais escolarizados.

Considerando a cor<sup>21</sup>, os indicadores apontam uma mobilidade relativamente maior de rendimentos para os não brancos apenas para o movimento de participação. Os demais indicadores são muito próximos ao observado para os brancos. Considerando

<sup>21</sup> Na PME antiga não consta a pergunta sobre a cor dos indivíduos.

as diferenças salariais expressivas por cor, estes resultados confirmam a discriminação salarial racial existente ainda de forma expressiva no Brasil. Este resultado vai de encontro aos diferenciais mostrados pelos grupos homogêneos e, também, por autores como Machado, Oliveira e Wajnman (2005) e Osório (2009).

Como no período anterior, o setor informal e indivíduos com jornada de trabalho parcial são mais beneficiados pela mobilidade por todos os indicadores considerados. O destaque é para o efeito distributivo, muito mais expressivo, que é reforçado pelo movimento de participação. Com relação à região de residência, os indicadores, também, seguem o mesmo comportamento do período anterior.

#### **2.4. Considerações parciais**

A utilização de dados cross section da PNAD, a partir da formação de grupos homogêneos, possibilitou comparar a mobilidade entre 1993 e 2007, para dois tipos de rendimentos, rendimento-hora do trabalho principal e de todas as fontes. Dado o horizonte temporal extenso, calculou-se o indicador que mostra uma tendência ou não de equalização dos rendimentos. Com ele, pode-se observar a relação entre a mobilidade e a desigualdade de rendimentos. Constatou-se que, embora as transferências apresentem um movimento positivo para a mobilidade, o papel do rendimento-hora do trabalho principal torna-se mais relevante, sobretudo, a partir de 2001, quando é observada no Brasil uma queda da desigualdade de rendimentos. Os indicadores apontam uma maior mobilidade ascendente para aqueles situados na base da pirâmide. Neste sentido, fatores como o aumento do número de postos de trabalho, com conseqüente aumento na taxa de ocupação e declínio da taxa de desemprego, e recuperação do salário mínimo, indicam a maior importância do mercado de trabalho do que as transferências governamentais para o comportamento da mobilidade no período.

A análise da mobilidade em um contexto intra-geracional foi possível com os dados individuais da PME. Os indicadores gerados são mais expressivos do que os obtidos pelos grupos homogêneos. Este é um resultado esperado dado que os indivíduos são acompanhados apenas durante um ano e, neste contexto, uma expressiva mobilidade de curto prazo pode não se sustentar na distribuição de renda. No primeiro período

(1992-2002), os indicadores prevalecem sobre os do período atual (2002-2009). Ainda que o movimento de participação e o efeito distributivo apresentem redução ao longo dos dois períodos, eles confirmam uma maior mobilidade ascendente para os mais pobres quando consideradas as matrizes de transição. No contexto intrageracional, para os dois períodos, os indicadores de mobilidade mantêm as mesmas direções. Não são observadas diferenças quanto ao sexo, posição no domicílio e, no período mais recente, entre brancos e não brancos. Um comportamento positivo para a mobilidade é observado para indivíduos com menor nível de escolaridade, nascidos em coortes mais recentes, inseridos no setor informal e com jornada de trabalho integral. E, ainda, uma melhora na distribuição de rendimentos é apontada para os indivíduos residentes nas RM's de Belo Horizonte, Recife e Salvador.

Em suma, este capítulo enfatizou fatos estilizados sobre a mobilidade de rendimentos no Brasil por meio de dados cross section e longitudinais. Em vista dos resultados encontrados, percebe-se claramente uma relação entre a mobilidade e a queda da desigualdade. A mobilidade contribui para desconcentração de renda e se persistir, pode levar, no longo prazo, a uma maior equalização dos rendimentos.

### **CAPÍTULO 03: ESTIMAÇÃO DA MOBILIDADE DE RENDIMENTOS POR MEIO DE DADOS *CROSS SECTION***

O presente capítulo busca analisar a relação entre a mobilidade e a distribuição de rendimentos no Brasil, no período de 1993 a 2007. Altos níveis de desigualdade, como o observado pela economia brasileira, podem ser tolerados se houver evidências de mobilidade. Contudo, como lembra Shorrocks (1978), ao enfatizar alterações nos rendimentos individuais em um determinado ponto, pode-se ter uma mudança na distribuição de renda que não se sustente por períodos mais longos. Expressiva mobilidade de curto prazo reflete apenas uma mudança não sustentada na distribuição. Em um determinado ano, por exemplo, os indivíduos podem apresentar rendimentos transitoriamente maiores ou menores, em decorrência de razões adversas, como eventos econômicos excepcionais. Neste sentido, ela não revelará de fato uma alteração na desigualdade de renda de longo prazo.

A mobilidade é, assim, relacionada ao grau no qual a equalização ocorre quando um período de tempo é estendido. Os microdados da PNAD permitem esta análise, ainda que impossibilitem sua mensuração intra-geracional. Se a queda da desigualdade de renda brasileira for acompanhada por uma elevada mobilidade dos rendimentos situados na base da pirâmide, há chances de ter ocorrido uma maior equalização dos rendimentos no país, mesmo que a concentração persista.

Para mensurar esta possível relação no Brasil, o exercício empírico proposto é baseado em um pseudo-painel dinâmico e no modelo de idade-período-coorte. A adoção de um pseudo-painel dinâmico se deve a ausência de dados longitudinais disponíveis para avaliar o período anterior e posterior à queda registrada pela desigualdade de renda no Brasil. Para tanto, o capítulo se divide em três seções, além desta breve introdução. Nas duas seções subseqüentes, constam as estratégias empíricas e os principais resultados derivados. A análise é iniciada com o modelo de pseudo-painel dinâmico seguida do modelo de idade período coorte. Por fim, na última seção são traçadas algumas conclusões gerais.

### 3.1. Pseudo-painel dinâmico: mobilidade incondicional e condicional

A análise da mobilidade no nível micro permite inferir sobre quais indivíduos apresentam maiores mudanças nos rendimentos que outros e quais são os determinantes destas mudanças. Para isso, parte-se da idéia geral, baseada no trabalho seminal de Lillard e Willis (1978), na qual a mobilidade é representada por:

$$\log(Y_{i,t}) = \alpha + \beta \log(Y_{i,t-1}) + \eta_{i,t} \quad (1)$$

Onde o rendimento do indivíduo  $i$  no período  $t$ ,  $Y_{i,t}$ , é função de seu nível no período anterior,  $Y_{i,t-1}$ , e de um termo de erro,  $\eta_{i,t}$ . O coeficiente  $\beta$  retrata, assim, a mobilidade incondicional de rendimentos.

Este comportamento pode ser influenciado por atributos econômico-demográficos que tratam a ocorrência da mobilidade a uma média condicional. Neste caso, o parâmetro  $\beta$  mostra a extensão em que indivíduos mais pobres e mais ricos equivalentes, em termos de variáveis como região de residência, por exemplo, apresentam padrões de rendimentos que convergem, ou não, ao longo do tempo. Desta forma, a mobilidade condicional é expressa como segue:

$$\log(Y_{i,t}) = \alpha + \beta \log(Y_{i,t-1}) + X_{i,t}\phi + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Em que  $X_{it}$  é o vetor de variáveis exógenas explicativas,  $\varepsilon_{i,t}$  representa o termo de erro e o parâmetro  $\beta$ , o grau de convergência condicional dos rendimentos.

Com o emprego de dados longitudinais, tem-se a vantagem de acompanhar a dinâmica dos rendimentos individuais. Contudo, este tipo de dado requer certa cautela. O recurso a eles pode levar a problemas como erros de medida da variável de rendimentos e atrição não aleatória de indivíduos na amostra<sup>22</sup>. Erros de medida podem enviesar os parâmetros da mobilidade gerando altos níveis de convergência que, na realidade, podem não ser tão expressivos assim.

O problema da atrição não aleatória na amostra é enfatizado em estudos de mobilidade devido à necessidade de uma série temporal mais longa para tal

---

<sup>22</sup> Ver, para maiores detalhes, Deaton (1997).

abordagem. O maior intervalo temporal possibilita suavizar efeitos de mudanças sazonais sobre os rendimentos, mas pode levar a viés de estimação dos parâmetros de mobilidade. Ainda, o fato de um mesmo indivíduo ser acompanhado em momentos diferentes do tempo pode levar a erros de medida clássicos, que geram um viés em direção a zero do coeficiente estimado.

Para contornar este problema, uma das formas apontadas pela literatura tem sido o uso de pseudo-painéis<sup>23</sup>. Sua formação é realizada a partir de pesquisas *cross section* em que são constituídas coortes sintéticas, por meio de características observáveis individuais que não se alteram com o tempo. A observação da mesma coorte em diversos anos atenua o problema de atrição e como a informação é resultante da média dos rendimentos observada em cada coorte, minimiza-se o problema dos erros de medida.

Entretanto, neste tipo de informação, a hipótese de que a população da coorte seja constante é necessária para que os resultados sejam válidos, dado a existência de problemas de seletividade devido à fecundidade, mortalidade, migração e saída do mercado de trabalho. Estes fatores refletem-se, por exemplo, em mudanças na composição das coortes originada por fatores não observados pelos dados ou, ainda, por diferenciais de reposição entre coortes como pelo aumento da participação de coortes mais novas. Isso pode enviesar o estimador da média populacional<sup>24</sup>.

Este tipo de dado pode apresentar, ainda, viés com a ocorrência de erros de medida no nível da coorte. Como os indivíduos em uma coorte são diferentes de um período de tempo para outro, as médias das variáveis usadas para aproximar as verdadeiras médias populacionais das coortes podem gerar estimativas inconsistentes, devido aos erros de medida (DEATON, 1985). Mas, como ressaltado em Baltagi (1995), se as coortes são formadas por um número de observações suficientemente grande, os erros amostrais tendem para zero. Desta forma, as verdadeiras médias das coortes podem ser substituídas pelas médias amostrais.

---

<sup>23</sup> Outro método considerado tem sido o uso de dados administrativos, em que o erro de medida é provável ser menor. Para estudos com esta abordagem ver, por exemplo, Bigard *et al* (1998) e Dragoset e Fields (2006). No caso do Brasil, estes registros englobam apenas o setor formal da economia. Com o peso do setor informal brasileiro, considerar este método seria subestimar uma possível alteração do bem estar originada pela mobilidade.

<sup>24</sup> Para uma maior discussão ver Ryder (1965) e Deaton (1997).

Contudo, diferentemente dos painéis, a variável dependente defasada é não observável, dado que os indivíduos não são os mesmos em cada amostra. Isto cria, assim, a dificuldade de identificar e estimar os parâmetros do modelo (2). Deaton (1985) mostra que, se as coortes são relativamente grandes, pode-se esperar que sucessivas pesquisas resultem em séries de amostras aleatórias de indivíduos em cada coorte e uma série temporal é formada. Com isso, é possível inferir relações para as coortes como um todo como se dados em painel fossem utilizados. Tanto Deaton (1985) quanto Browning *et al.* (1985) apontam que, pelo menos, os modelos lineares e com efeitos fixos são capazes de estimativas consistentes por meio de dados de coorte.

Moffitt (1993) e Collado (1997) estendem o trabalho de Deaton (1985) para mostrar que modelos dinâmicos podem ser consistentemente estimados com dados de pseudo-painel. Além destes, autores como McKenzie (2004) e Verbeek e Vella (2005) discutem as condições necessárias para obter estimativas consistentes a partir desta organização de dados. O modelo proposto por cada um destes autores é um modelo auto-regressivo de primeira ordem com variáveis exógenas, com diferentes formas de estimação explicitadas a seguir. Considerando repetidas cross section para a equação (2), o modelo passa a ser expresso como segue:

$$\log(y_{i(c),t}) = \alpha + \beta \log(y_{i(c),t-1}) + X_{i(c),t}' \delta + \varepsilon_{i(c),t} \quad (3)$$

Em que  $i=1, \dots, N$  constituem os indivíduos de cada coorte  $c$ , no período  $t$ .

Moffitt (1993) propõe estimar o modelo, originado na equação (3), por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) em dois estágios em que a variável dependente defasada, não observável, é substituída pelo valor predito usando os dados observados em  $t-1$ .

Levando em conta a inclusão de efeitos individuais, Collado (1997) aponta um estimador pelo método dos momentos generalizados (GMM), corrigido para erros de medida. O autor mostra que o estimador é consistente quando o número de coortes tende ao infinito, para um número fixo de períodos e de indivíduos por coorte. Além disso, o autor ressalta que, com muitas coortes e menos indivíduos por coorte, os

métodos de Variáveis Instrumentais<sup>25</sup> podem ser usados e o instrumento pode ser dado pela variável dependente defasada.

Verbeek e Vella (2005), entretanto, mostram que o estimador proposto por Moffitt (1993) somente será consistente sob algumas suposições não usuais. Partindo do fato que a consistência de estimadores MQO requer que o erro do modelo ( $\varepsilon_{i(t),t}$ ) seja não correlacionado com a variável defasada predita ( $\hat{y}_{i(t),t-1}$ ) e o erro predito ( $y_{i(t),t-1} - \hat{y}_{i(t),t-1}$ ) seja não correlacionado com qualquer regressor exógeno, os autores mostram que as duas suposições são problemáticas.

Neste sentido, o estimador proposto por Moffitt (1993) apenas será consistente com o número de coortes tendendo ao infinito ( $n_c \rightarrow \infty$ ) e T fixo, se é assumido que  $E((y_{i(t),t-1} - \hat{y}_{i(t),t-1}); X_{i(t),t}) = 0$  e que haja ausência de efeitos de coorte.

A estimação proposta por Mckenzie (2004), por sua vez, consiste em considerar a média dos rendimentos da equação (2) para  $N$  indivíduos observados em cada coorte  $c$  no tempo  $t$  e, ainda, incluir um efeito específico individual. Desta forma, tem-se que:

$$\bar{y}_{c(t),t} = \alpha_c + \beta_c \bar{y}_{c(t-1),t-1} + \bar{X}'_{c(t),t} \delta_c + \varepsilon_{c(t),t} \quad (4)$$

$$\text{Em que } \varepsilon_{c(t),t} = \beta_c (\bar{y}_{c(t),t-1} - \bar{y}_{c(t-1),t-1}) + w_{c(t)} + \bar{u}_{c(t),t} \quad (5)$$

O termo de erro da regressão,  $\varepsilon_{c(t),t}$ , como mostrado na equação (5), será correlacionado com a variável dependente defasada originando, assim, um estimador MQO viesado para amostras finitas. Entretanto, quando o número de indivíduos das coortes,  $n_c$ , torna-se relativamente grande (100/200 indivíduos), pode ser esperada uma redução no viés de forma que  $\bar{y}_{c(t),t-1}$  e  $\bar{y}_{c(t-1),t-1}$  tornam-se próximos à média populacional para a coorte  $c$  no tempo  $t-1$  e,  $\beta_c (\bar{y}_{c(t),t-1} - \bar{y}_{c(t-1),t-1}) \rightarrow 0$  podendo, portanto, ser ignorado.

E, para o erro de medida,  $\bar{u}_{c(t),t}$ , com  $n_c \rightarrow \infty$ , tem-se que:

---

<sup>25</sup> Doravante VI.

$\bar{u}_{c(t),t} = \frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} u_{i(t),t} \xrightarrow{p} E(u_{i(t),t}) = 0$ , assumindo que não existe um componente de nível de coorte no erro de medida.

Efeitos fixos específicos por coorte podem ser considerados no erro de medida desde que não variem no nível da coorte ao longo do tempo. Esta suposição permite a existência de auto correlação nos erros individuais. Sob estas suposições e usando um pseudo-painel, o erro de medida torna-se nulo gerando-se, assim, um estimador MQO não viesado.

Este modelo não apresenta a inconsistência do modelo de Moffitt (1993), apontado por Verbeek e Vella (2005), uma vez que, com o uso das magnitudes médias das coortes, o modelo requer apenas que a condição fraca  $(\bar{y}_{c(t),t-1} - \bar{y}_{c(t-1),t-1})X'_{c(t),t} \xrightarrow{p} 0$  seja consistente.

Assim, a consistência do estimador torna-se dependente apenas da magnitude assintótica relativa de  $T$  e  $n_c$ . Com  $T$  fixo e  $n_c$  grande, MQO e VI são estimadores consistentes, quando controlados por efeitos fixos de coorte e tendência temporal.

Verbeek e Vella (2005) ressaltam que o uso de MQO ou VI com *dummies* de coorte seria equivalente a tratar os dados de coorte como um painel verdadeiro. É possível obter estimadores consistentes aplicando MQO porque, sob a suposição de que não existe o componente de coorte no termo de erro individual, o termo de erro em (5) é uma média dos termos de erro individuais dentro das coortes que é assintoticamente zero.

Baseado no estimador proposto por McKenzie (2004), Antman e McKenzie (2005) mostram as vantagens em usar coortes sintéticas em contraposição aos painéis verdadeiros na presença de erros de medida não clássicos.

Os autores mostram que, com observações suficientes para coortes, o erro de medida não afetará a consistência das estimativas. O método preciso para estimar dependerá das suposições feitas sobre o choque de nível individual e as dimensões do pseudo-painel.

Se o termo de erro individual ( $u_{i,t}$ ) contém efeitos fixos individuais, mas não apresenta um componente no nível da coorte que varie ao longo do tempo,  $\beta$  pode ser estimado de forma consistente por MQO com a inclusão de *dummies* de coorte, desde que o número de indivíduos por coorte seja grande.

Se os choques de nível individual contêm um componente comum entre as coortes, a adição de um grande número de indivíduos por coorte, também exigirá um grande número de coortes ou um grande número de intervalos de tempo para que a estimação seja consistente.

No caso de muitas coortes e menos indivíduos por coorte, os métodos de VI podem ser usados, sendo a média dos rendimentos defasada das coortes introduzida como instrumento (COLLADO, 1997). Nesse trabalho, a consistência do estimador fica assegurada pelo grande número de observações por coorte. Foram consideradas as coortes formadas para a construção dos indicadores de mobilidade no capítulo 02 e que apresentam, no mínimo, cem observações.

Desta forma, para o caso brasileiro, a estimação da magnitude da mobilidade, medida por intermédio da dependência temporal dos rendimentos, é feita em duas partes: absoluta (na qual regride-se o rendimento médio do grupo homogêneo do passado em relação ao rendimento no presente) e a condicionada (na qual incluímos, além do rendimento defasado, *dummies* temporais como controles).

A especificação básica adotada, assim, para estimar a magnitude da dependência temporal absoluta dos rendimentos parte de um modelo geral representado por:

$$\bar{y}_{c(t),t} = \alpha + \beta \bar{y}_{c(t),t-1} + w_{c(t),t} \quad (6)$$

Com o pressuposto de homogeneidade dos parâmetros entre as coortes, o resultado mostra a extensão da convergência entre rendimentos dos ricos e pobres ao longo do tempo.

Neste caso, se  $y$  é o nível de rendimentos, um  $\beta < 1$  indica imobilidade total no rendimento médio de cada grupo no período  $t$  com relação a  $t-1$ . Se  $\beta < 1$  haverá mobilidade dos rendimentos ou uma menor dependência intertemporal. O  $\beta < 1$

indica que o rendimento médio dos grupos homogêneos que estavam acima da média em t-1 estará em uma situação na qual o rendimento médio, ainda que se encontre acima da média, se fará em um menor patamar no período t.

Para exemplificar, suponha que o coeficiente estimado seja igual a 0,5. Este resultado mostra que os rendimentos dos grupos que, em t-1, excediam 10% do valor médio do mercado, tendem a estar apenas 5% acima da média do grupo no ano posterior. Isso indica a ocorrência de uma convergência em torno dos rendimentos médios da população.

A segunda estimativa para mobilidade absoluta considera o comportamento da mobilidade em torno dos rendimentos médios de cada coorte e é dada pela equação que segue:

$$\bar{y}_{c(t),t} = \alpha_c + \beta \bar{y}_{c(t),t-1} + w_{c(t),t} \quad (7)$$

O intercepto específico para as coortes capta o efeito das características específicas de cada coorte que não se alteram ao longo do tempo. Neste caso, ao incluir os efeitos específicos das coortes, estamos indiretamente controlando pelas diferenças entre os grupos homogêneos referentes a composição por ano de nascimento, por sexo, raça/cor e escolaridade.

Por fim, os efeitos macroeconômicos são capturados pela estimação da mobilidade condicionada dado como segue:

$$\bar{y}_{c(t),t} = \alpha + \beta \bar{y}_{c(t),t-1} + \phi_t d_t + w_{c(t),t} \quad (8)$$

As estimações são feitas pelos métodos de mínimos quadrados ponderados (MQOP), em que o número relativo de indivíduos em cada célula é utilizado como peso e por pseudo-painel dinâmico.

A variável dependente é dada pela média do logaritmo do rendimento dos indivíduos que compõem cada grupo homogêneo ( $\bar{y}_{c(t),t}$ ). Consideramos esta variável defasada em um período como variável-chave para explicar o comportamento da mobilidade absoluta ou condicionada ( $\bar{y}_{c(t),t-1}$ ). Além disso, têm-se as *dummies* para período ( $d_t$ ) e o termo de erro ( $w_{c(t),t}$ ).

Os indicadores do capítulo anterior mostram a maior importância do efeito conjuntural para explicar a mobilidade até a queda da desigualdade, quando o componente distributivo passa a prevalecer. Para tentar confirmar estes efeitos, optou-se por considerar *dummies* para período e não medidas diretas da conjuntura macroeconômica, pois os efeitos, conjuntural e distributivo, ficam mais evidentes temporalmente.

Na Tabela 17, a seguir, reportamos os resultados referentes à estimação do modelo de mobilidade absoluta do rendimento-hora do trabalho principal<sup>26</sup>, sem e com efeito de coorte.

Tabela 17 – Mobilidade absoluta, rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 1993 a 2007<sup>27</sup>

	MQOP		Pseudo-painel	
Log( $y_{t-1}$ )	0.994*** (0.006)	0.159*** (0.033)	0.992*** (0.007)	0.158*** (0.034)
Intercepto	-0.032*** (0.006)	0.257*** (0.060)	-0.030*** (0.007)	0.692*** (0.029)
Efeitos de Coorte	Não	Sim	Não	Sim
Observações	1268	1268	1268	1268
Número de grupos			240	240
R2	0.96	0.98		0.02

Fonte: Elaboração própria

Notas: Erros padrão robustos entre parênteses, significância: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%.

A primeira coluna mostra a estimativa por mínimos quadrados ordinários ponderados, sem efeito de coorte. O resultado, 0,994, é muito próximo da unidade. Aqueles que tinham, por exemplo, um rendimento superior à média em 10% há dois anos, ainda apresentam um rendimento superior em 9,9% no período corrente. Este resultado aponta uma elevada imobilidade absoluta nos rendimentos para o período em questão.

Contudo, adicionando efeitos de coorte, por meio de *dummies* para os grupos homogêneos, há registro de mobilidade (segunda coluna da Tabela 17). Os grupos cujo rendimento em t-1 excediam 10% do valor médio do mercado de trabalho, estariam apenas 1,59% acima da média do grupo no ano posterior. Não há divergência

<sup>26</sup> A amostra é restrita a grupos que apresentam pelo menos 100 observações, o que permite considerar a teoria assintótica dos estimadores (Antman e McKenzie, 2004). Nem todas as coortes apresentam informação a cada dois anos originando, assim um painel não balanceado.

<sup>27</sup> As estimativas para o rendimento de todas as fontes encontram-se no anexo C. Elas são muito próximas às encontradas para o rendimento-hora do trabalho principal. Desta forma, optou-se por apresentar apenas os resultados referentes ao último.

dos sinais e dimensão dos resultados quando estimamos pelo método de pseudo-painel dinâmico.

Comparando com achados para outros países da América Latina, o Brasil encontra-se em posição mais favorável, a despeito das diferenças na composição dos grupos homogêneos. Para a Argentina, entre 1984 e 2005, Navarro (2006) mostra que os rendimentos que excediam 10% do valor médio em  $t-1$ , apresentam um rendimento superior à média de 2,45% no período atual, com efeitos fixos de coortes, formadas por homens com idade entre 21 e 65 anos.

Antman e McKenzie (2005), para o México, no período de 1987 a 2001, apontam um coeficiente para a mobilidade absoluta sem e com controle de efeitos de coorte de 0,988 e 0,832, respectivamente. As coortes são constituídas por famílias nas quais o chefe tem idade entre 25 e 49 anos. A inclusão dos efeitos de coorte, no México, mostra que um diferencial de 10% de renda entre famílias com mesmo efeito fixo é reduzido para 8,32%.

Considerando o caso brasileiro, fica evidente a importância expressiva da inclusão dos efeitos de coorte. Este resultado revela o papel que as características consideradas na formação dos grupos homogêneos (sexo, cor, escolaridade e ano de nascimento) exercem sobre a mobilidade no Brasil. Estas variáveis em conjunto podem ser as responsáveis pela maior convergência de rendimentos observada no Brasil entre 1993 e 2007 e seu papel é refletido na capacidade de almejar rendimentos mais expressivos e/ou em diferenças de oportunidades no mercado de trabalho.

Além dos atributos dos grupos homogêneos, o comportamento conjuntural da economia pode afetar a mobilidade como pôde ser observado pelos indicadores no capítulo anterior. Para captar estes efeitos, são utilizadas *dummies* temporais. Os resultados podem ser visualizados na TAB. 18.

As estimativas para a mobilidade condicionada a eventos macroeconômicos, tanto por mínimos quadrados ordinários ponderados quanto pelo pseudo-painel dinâmico, não divergem da mobilidade incondicional, sem a inclusão de efeitos de coorte. Os resultados apontam uma imobilidade de 100%. Com os efeitos de coorte, aqueles que ganhavam 10% acima da média no período anterior, apresentam um rendimento apenas de 3,64% (MQOP) e 3,44% (pseudo-painel) acima da média no período atual.

Embora o grau de mobilidade seja relativamente menor do que aquele observado pela mobilidade incondicional, ainda assim é muito mais acentuado do que achados para outros países como reportado anteriormente.

Tabela 18 – Mobilidade condicionada, rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 1993 a 2007

	MQOP		Pseudo-painel		MQOP		Pseudo-painel	
Log(yt-1)	1.005*** (0.004)	0.364*** (0.038)	1.003*** (0.005)	0.344*** (0.042)	0.994*** (0.006)	0.062* (0.035)	0.991*** (0.007)	0.063* (0.036)
1995	0.240*** (0.008)	0.241*** (0.007)	0.240*** (0.009)	0.240*** (0.008)				
1997	0.298*** (0.007)	0.261*** (0.008)	0.295*** (0.008)	0.255*** (0.008)				
1999	0.280*** (0.008)	0.219*** (0.008)	0.275*** (0.009)	0.213*** (0.009)				
2001	0.329*** (0.007)	0.215*** (0.011)	0.328*** (0.008)	0.208*** (0.012)				
2003	0.177*** (0.007)	0.100*** (0.009)	0.174*** (0.008)	0.099*** (0.010)				
2005	0.110*** (0.010)	0.138*** (0.008)	0.119*** (0.008)	0.129*** (0.008)				
2007	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)		0.000 (0.000)				
2001-2007					0.001 (0.007)	-0.055*** (0.007)	0.003 (0.007)	-0.055*** (0.007)
Intercepto	-0.248*** (0.006)	0.019 (0.049)	-0.244*** (0.007)	0.368*** (0.040)	-0.033*** (0.007)	0.306*** (0.053)	-0.031*** (0.008)	0.799*** (0.033)
Efeitos de Coorte	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Observações	1260	1265	1268	1268	1268	1268	1268	1268
Número de grupos			240	240			240	240
R2	0.99	0.99		0.65	0.96	0.98		0.07

Fonte: Elaboração própria

Notas: Erros padrão robustos entre parênteses, significância: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%.

As *dummies* temporais têm sua importância aumentada para explicar o maior nível salarial até 2001, quando voltam a apresentar tendência decrescente. Considerando que estas captam o papel da conjuntura econômica sobre os rendimentos, é possível confirmar os achados do capítulo anterior que retratam uma maior importância deste efeito até o ano de 2001.

Ainda, a fim de testar a relação entre a queda da desigualdade e a mobilidade, considerou-se uma *dummy* para o sub-período de 2001-2007. Os resultados são mostrados nas quatro colunas finais da tabela. Desse exercício apreende-se expressiva mobilidade, com controle para efeitos de coorte. Um coeficiente de 0,06 é obtido para a variável dependente defasada revelando que grupos, com rendimentos acima da

média em 10% em um período, tendem a se encontrar praticamente na média em um período adiante.

O resultado para a variável *dummy* no sub-período 2001-2007 é de -0,055 comparado ao período de 1993-1999. Este resultado coaduna com achados anteriores, nos quais o desempenho econômico tem maior participação para a mobilidade até 2001, quando o efeito distributivo prevalece. Desta forma, esta é mais uma evidência de que a queda da desigualdade foi acompanhada por uma maior convergência dos rendimentos no Brasil.

A importância do papel das variáveis de sexo, raça, ano de nascimento e escolaridade sobre a mobilidade é percebida em todas as estimativas. Dado a limitação do banco de dados, fica difícil mensurar o papel de cada uma destas variáveis no comportamento da mobilidade.

Ainda que não seja possível considerar as quatro variáveis, pelo menos por meio do modelo de idade-período-coorte conseguimos evidenciar a importância dos efeitos de coorte de nascimento. Pela aplicação deste modelo, conseguimos medir a contribuição das variáveis de idade, período e coorte para a mobilidade. Desta forma, segue-se, na seção seguinte, com a especificação do modelo e os resultados obtidos.

### **3.2. Modelo idade período coorte**

A análise do modelo de idade-período-coorte (IPC) permite que todos os fatores que influenciam a taxa de ocorrência de um determinado evento podem ser agrupados em idade do evento, período de ocorrência e coorte de nascimento dos indivíduos considerados. Como salientado por Rios Neto e Oliveira (1999), este modelo incorpora as três dimensões relevantes do processo demográfico e a análise conjunta destes efeitos agrupa todos os determinantes que possam afetar o comportamento da variável resposta. Ainda, como lembra Wilmoth (1998), a ocorrência de influências resultantes de interações ou sobreposições entre as três dimensões têm uma importância menor do que os efeitos principais associados a cada uma delas.

Os efeitos de período ou efeito conjuntural são relacionados a eventos específicos observados em um determinado momento e retratam como mudanças econômicas, sociais e ambientais influenciam toda a população de forma homogênea.

Os efeitos de coorte estão associados ao ano de nascimento dos indivíduos. Estão geralmente interligados a mudanças na fecundidade e comportamento entre as gerações. Este efeito reflete características que diferenciam as diversas gerações e que tendem a acompanhá-las ao longo do tempo. Pode ser reflexo, por exemplo, de mudanças culturais, institucionais ou políticas, que tenham ocorrido dentro de um determinado intervalo de tempo, passando a diferenciar as gerações como um todo. Assim sendo, indivíduos de uma mesma coorte experimentam esses eventos estando em uma mesma faixa etária, o que pode distingui-los, em termos dos efeitos, quando comparados a outros que também presenciam o evento, porém em outra fase do ciclo de vida.

Dado que qualquer uma das variáveis é uma simples combinação linear das outras duas, como, por exemplo, a coorte de nascimento que resulta da subtração entre o ano da pesquisa e a idade, surge uma dificuldade na estimação dos parâmetros. Para a identificação dos efeitos, torna-se necessário alguma hipótese adicional que permita desmembrar as contribuições de cada uma destas dimensões (HECKMAN e ROBB, 1985). Os métodos para lidar com o problema de identificação em modelos idade-período-coorte podem ser classificados em três tipos.

O primeiro método de identificação consiste em tratar os três efeitos como variáveis *dummies* e impor uma ou mais restrições lineares sobre os coeficientes do modelo. Autores como Mason e Fienberg (1985) e Mason *et al.* (1973) sugerem a imposição arbitrária de uma ou mais restrições lineares sobre a relação entre qualquer uma das variáveis independentes e a variável dependente. Neste caso, os parâmetros são estimados a partir do pressuposto de que os efeitos de duas coortes (ou idades ou períodos) são iguais. Com esta restrição, o modelo pode ser estimado, mas tem-se que assumir que os efeitos específicos são iguais para duas categorias de cada variável considerada. Ainda, é possível assumir que todas as categorias de uma mesma variável sejam iguais, de forma que o efeito dessa variável é totalmente eliminado do modelo. Nesta linha, têm-se os trabalhos de Rios Neto e Oliveira (1999).

Outro tipo de restrição é proposto por Deaton e Paxson (1993) e Deaton (1997). As hipóteses de identificação propostas por estes autores pressupõem a utilização de *dummies* para cada um dos efeitos e de restrições relacionadas ao efeito período. Os autores propõem remover o componente de tendência do efeito período, de forma que este responda apenas de forma cíclica, enquanto são atribuídas tendências de longo prazo aos efeitos de coorte e idade.

Os autores consideram que os efeitos período são ortogonais a uma tendência temporal e é nulo quando se considera o período amostral inteiro. Estas restrições permitem tratar as variáveis *dummies* de período definidas como segue:

$$P_t^* = P_t - [(t-1)P_2^* - (t-2)P_1^*] \quad (1)$$

Em que  $P_t^*$  é a *dummy* de período  $t$  e variáveis binárias  $P_1^*$  e  $P_2^*$  são correspondentes aos períodos 1 e 2, respectivamente. As *dummies* de tempo são substituídas por estas novas variáveis, exceto  $P_1^*$  e  $P_2^*$ , que sempre assumem valor zero.

O segundo método de estimação consiste em fazer a estimação das variáveis *dummies* de ciclo de vida, período e coorte pela substituição de uma ou mais variáveis por meio de polinômios de pequena ordem. Como ressaltado por Firpo *et al* (2003), os polinômios são vantajosos porque a variável pode se alterar entre coortes de forma não constante e perde-se menos graus de liberdade quando comparado ao conjunto de *dummies* proposto pelo primeiro método.

O uso de polinômios é empregado por autores como Attanasio e Jappelli (1998) que estimam os efeitos de idade, período e coorte sobre a variância da utilidade marginal do consumo e Firpo *et al* (2003) que, além de empregarem restrições lineares aos coeficientes de idade, período e coorte, utilizam polinômios para a coorte em vez de *dummies* na análise da evolução da desigualdade de renda no Brasil de 1981 a 2001.

Por fim, o terceiro método propõe a substituição de um ou mais dos conjuntos de variáveis *dummies* por medidas diretas de que o efeito (idade, período ou coorte) representa desde que seja possível obter medidas diretas destes efeitos. Neste caso, o efeito de idade poderia ser medido, por exemplo, pelos níveis de experiência profissional de cada indivíduo ao passo que o efeito de coorte poderia ser

representado diretamente pelo tamanho de cada coorte ou pelo grau de escolaridade de cada coorte. No mesmo sentido, se o objetivo for mensurar efeitos de curto prazo do ambiente econômico, variáveis macroeconômicas, como a taxa de crescimento do produto da economia, podem ser consideradas. Artigos como de Heckman e Robb (1985), Oliveira (2002) e Gonzaga *et al* (2003) são alguns exemplos.

O recurso à estimação de dois dos três métodos ou ainda dos três métodos simultaneamente para garantir robustez aos resultados da estimação do modelo tem sido empregado. Firpo *et al* (2003) e Ribas (2007) fazem uso dos dois primeiros métodos propostos enquanto Reis e Gonzaga (2006) aplicam os três métodos de hipóteses de identificação para analisar a evolução da taxa de desemprego por nível de qualificação entre as gerações de trabalhadores nos anos de 1980 e 1990.

Neste sentido, a estimação da decomposição da mobilidade de rendimentos em efeitos de idade, período e coorte é realizada de acordo com os três métodos propostos na literatura. No primeiro são consideradas variáveis *dummy* para os três efeitos como descrito abaixo:

$$\Delta y_c = f_c + a_{t-c} + d_t^* + e_{ct} \quad (2)$$

Em que:

$\Delta y_c$  = diferença entre os rendimentos médios observados em  $t$  e  $t-1$ , para cada grupo homogêneo;

$f_c$  = efeito coorte representado por variáveis *dummy*;

$a_{t-c}$  = efeito idade considerado por variáveis *dummy*;

$d_t^*$  = efeito período dado por *dummies* normalizadas;

$e_{ct}$  = erros de especificação.

Neste caso, atribui-se ao efeito período apenas as mudanças na mobilidade de rendimentos de curta duração, ao passo que os efeitos idade e coorte contêm um componente de tendência.

A segunda forma de identificação considera medidas diretas dos efeitos de idade e período como:

$$\Delta y_c = f_c + \alpha \exp + \beta \text{pib} + \delta \text{salmi} + e_{ct} \quad (3)$$

Em que:

*exp* = experiência baseada em Mincer (1974)<sup>28</sup>;

*pib* = taxa de variação real do produto interno bruto;

*salmi* = taxa de variação do salário mínimo.

E, para garantir robustez às tendências estimadas de ciclo de vida, período e coorte é considerado o terceiro enfoque de métodos de identificação em que polinômios são atribuídos em contraposição a variáveis *dummy*. A especificação adotada é descrita abaixo:

$$\Delta y_c = \alpha_1 \text{coorte} + \alpha_2 \text{coorte}^2 + \beta_1 \text{idade} + \beta_2 \text{idade}^2 + \delta_1 \text{período} + \delta_2 \text{período}^2 + \delta_3 \text{período}^3 + \delta_4 \text{período}^4 + e_{ct} \quad (4)$$

Como lembra Firpo *et al* (2003), considerar variáveis *dummies* em detrimento de polinômios envolve um *trade-off* entre mais graus de liberdade e mais flexibilidade. O uso de variáveis *dummy* permite um melhor ajuste do modelo às trajetórias observadas de cada efeito, principalmente se estes efeitos são muito diferenciados entre coortes, mas implica a perda de muitos graus de liberdade. Por sua vez, o uso dos polinômios tem a vantagem de permitir que a variável se altere entre coortes de forma não constante<sup>29</sup>.

No contexto da mobilidade de rendimentos, os efeitos de idade mostram a variação relativa no diferencial de rendimentos originados por mudanças na idade, controlando-se o impacto geral das diferenças entre as coortes e entre os períodos. A magnitude deste efeito pode ser vista pela perspectiva da teoria do capital humano como um indicador de experiência no mercado de trabalho. Com isso, espera-se uma maior dispersão dos rendimentos à medida que eles envelhecem.

Além disso, seguindo eventos específicos do ciclo de vida, se a idade de ingresso do indivíduo no mercado de trabalho é realizada em um período de recessão da

---

<sup>28</sup> Na ausência de informações diretas sobre experiência, Mincer (1974) propôs o uso da experiência potencial, o número de anos que um indivíduo de idade *A* poderia ter trabalhado, assumindo que entrou na escola com 6 anos de idade, completou *S* anos de estudo em exatamente *S* anos, e começou a trabalhar imediatamente depois de forma que a experiência pode ser representada por:  $X \equiv A - S - 6$ . Neste caso, a variável foi calculada com base na média da idade e da escolaridade de cada grupo homogêneo.

<sup>29</sup> Depois de testes realizados para polinômios, os polinômios de segunda ordem apresentaram uma melhor suavização do que os de terceira e quarta ordem para os efeitos de coorte e ciclo de vida.

economia, o impacto nos rendimentos auferidos se refletirá por toda sua vida e isto pode ser retratado, de forma indireta, pelas *dummies* de idade consideradas.

Os coeficientes de período são relacionados ao impacto do ambiente externo sobre o diferencial, controlando-se pelos efeitos puros de idade e coorte. Ele se traduz no comportamento conjuntural da economia, retratando eventos específicos de determinado ano, e variáveis macroeconômicas, como flutuação do PIB e do salário mínimo ou *dummies* anuais são consideradas para mensurá-lo. Os efeitos de coorte, por fim, refletem características que diferenciam as diversas gerações e que tendem a acompanhá-las ao longo do tempo.

As regressões são estimadas pelo método de Mínimos Quadrados Ponderados, em que o número relativo de indivíduos em cada grupo homogêneo é usado como peso, e os resultados da estimação, tanto para o rendimento-hora do trabalho principal quanto para o rendimento de todas as fontes, podem ser vistos na tabela a seguir.

Tabela 19 – Efeitos de idade, período e coorte, Brasil, 1993 a 2007

	Rendimento do trabalho principal			Rendimento de todas as fontes		
	1	2	3	1	2	3
Coorte 1936-1939	-0.029 (-0.039)	-0.015 (-0.05)	-0.007 (-0.05)	-0.039 (-0.032)	0 (-0.045)	0.009 (-0.044)
Coorte 1940-1943	-0.037 (-0.038)	-0.013 (-0.046)	-0.007 (-0.046)	-0.061** (-0.029)	-0.007 (-0.041)	0.001 (-0.04)
Coorte 1944-1947	-0.035 (-0.037)	-0.026 (-0.045)	-0.02 (-0.045)	-0.046 (-0.03)	-0.005 (-0.04)	0.003 (-0.04)
Coorte 1948-1951	-0.041 (-0.037)	-0.046 (-0.046)	-0.04 (-0.045)	-0.050* (-0.029)	-0.01 (-0.04)	-0.002 (-0.04)
Coorte 1952-1955	-0.048 (-0.037)	-0.057 (-0.046)	-0.051 (-0.045)	-0.049* (-0.029)	-0.012 (-0.041)	-0.003 (-0.04)
Coorte 1956-1959	-0.057 (-0.037)	-0.071 (-0.047)	-0.065 (-0.046)	-0.055* (-0.029)	-0.02 (-0.042)	-0.011 (-0.041)
Coorte 1960-1963	-0.064* (-0.037)	-0.091* (-0.048)	-0.084* (-0.048)	-0.060** (-0.029)	-0.036 (-0.043)	-0.027 (-0.042)
Coorte 1964-1967	-0.069* (-0.037)	-0.106** (-0.049)	-0.099** (-0.048)	-0.069** (-0.029)	-0.049 (-0.044)	-0.04 (-0.043)
Coorte 1968-1971	-0.071* (-0.037)	-0.114** (-0.051)	-0.105** (-0.05)	-0.071** (-0.03)	-0.052 (-0.045)	-0.04 (-0.044)
Coorte 1972-1975	-0.073* (-0.038)	-0.150*** (-0.051)	-0.146*** (-0.051)	-0.076** (-0.031)	-0.087* (-0.046)	-0.081* (-0.045)
Coorte 1976-1979	-0.099** (-0.04)	-0.212*** (-0.052)	-0.205*** (-0.051)	-0.129*** (-0.035)	-0.160*** (-0.047)	-0.148*** (-0.047)
Idade 26-29	-0.229*** (-0.011)			-0.243*** (-0.01)		
Idade 30-33	-0.217*** (-0.01)			-0.230*** (-0.01)		
Idade 34-37	-0.207***			-0.222***		Cont.

	(-0.01)					
Idade 38-41	-0.212***					
	(-0.011)					
Idade 42-45	-0.216***					
	(-0.012)					
Idade 46-49	-0.195***					
	(-0.014)					
Idade 50-53	-0.209***					
	(-0.015)					
Idade 54-57	-0.209***					
	(-0.019)					
Idade 58-61	-0.223***					
	(-0.022)					
Ano 1995	0.290***					
	(-0.008)					
Ano 1997	0.063***					
	(-0.008)					
Ano 1999	0.322***					
	(-0.008)					
Ano 2001	-0.036***					
	(-0.008)					
Ano 2003	0.121***					
	(-0.009)					
						Cont.
PIB	-0.039***	-0.046***		-0.040***	-0.049***	
	(-0.002)	(-0.003)		(-0.002)	(-0.003)	
Salário Mínimo		0.004***			0.005***	
		(-0.001)			(-0.001)	
Experiência	-0.002***	-0.002***		-0.001**	-0.001**	
	(-0.001)	(-0.001)		(-0.001)	(-0.001)	
Constante	0.035	0.201***	0.188***	0.03	0.126**	0.109**
	(-0.036)	(-0.057)	(-0.056)	(-0.029)	(-0.051)	(-0.05)
Observações	1257	1268	1268	1286	1297	1297
R2	0.69	0.22	0.23	0.70	0.22	0.23

Fonte: Elaboração própria

Notas: Erros padrão robustos entre parênteses, significância: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%.

Na coluna (1) são incluídos como regressores apenas variáveis *dummies* representando os efeitos de coorte, idade e período. Os coeficientes são menores para as coortes mais jovens, para ambos os rendimentos. Para o trabalho principal, os coeficientes são estatisticamente significativos para aqueles nascidos a partir de 1960. O diferencial entre os rendimentos é menor para as gerações mais novas em relação ao grupo de referência (nascidos entre 1932 e 1935). Tal efeito vai se tornando menos evidente gradualmente para as coortes mais velhas. No caso do rendimento de todas as fontes, com exceção das coortes de nascimento 1936-1939 e 1944-1947, os coeficientes apresentam significância estatística e seguem o mesmo padrão do rendimento-hora do trabalho principal.

Os coeficientes das *dummies* de idade apontam uma pequena variabilidade em diferentes níveis etários. Embora a diferença seja pequena, aqueles que possuem até 45 anos apresentam uma maior mobilidade de rendimentos, quando comparado ao grupo de referência (aqueles com idade entre 62 e 65 anos). Com exceção daqueles com idade superior aos 58 anos, os resultados confirmam que o aumento da experiência se traduz em maiores rendimentos, acarretando, assim, maior mobilidade para aqueles que se encontram no auge da vida produtiva. Este comportamento é mais suave para o rendimento-hora do trabalho principal.

Os efeitos de período mostram maior mobilidade de rendimentos às variações conjunturais até 1999, quando uma reversão deste comportamento marca o ano de 2001. Trata-se de mais um indício já registrado pela análise de indicadores e pelo pseudo-painel dinâmico.

Na coluna (2) e na coluna (3) são usadas medidas diretas para os efeitos de idade e de período. Para captar possíveis efeitos de período são incluídas a taxa de variação real do Produto Interno Bruto e a taxa de variação do salário mínimo e para o efeito de idade considera-se a experiência.

Os efeitos de coorte se mantêm com a inclusão destas variáveis. A variável de experiência como medida direta dos efeitos de idade corrobora os resultados mostrados anteriormente em que a mobilidade de rendimentos aumenta com o grau de experiência do indivíduo no mercado de trabalho, com tendência decrescente ao longo do ciclo de vida. A taxa de crescimento real do PIB reduz o diferencial de renda ao longo do período como um todo. Por outro lado, a taxa de variação do salário mínimo tem uma relação direta com a mobilidade de rendimentos.

Para testar a robustez dos resultados, são apresentados na TAB 20. a seguir, as estimativas com o uso de polinômios. Os coeficientes dos termos do polinômio da variável coorte e de período são significativos, enquanto apenas o polinômio de segunda ordem para a variável de idade apresenta significância para o rendimento-hora do trabalho principal. Estes resultados confirmam aqueles encontrados para as demais estimativas. Os polinômios para o efeito de período apresentam significância estatística e mostram uma tendência de aumento da mobilidade de rendimentos, mas

com tendência decrescente ao longo dos anos, corroborando, também, achados anteriores.

Tabela 20 – Especificação alternativa para efeitos de idade, período e coorte, Brasil, 1993 a 2007

	Rendimento do trabalho principal	Rendimento de todas as fontes
Coorte	-0.240** (-0.112)	-0.257** (-0.129)
Coorte ao quadrado	0.001 (0.000)	0.001* (-0.001)
Idade	-0.048* (-0.029)	-0.049 (-0.032)
Idade ao quadrado	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Tempo	0.409*** (-0.058)	0.438*** (-0.065)
Tempo ao quadrado	-0.091*** (-0.012)	-0.101*** (-0.013)
Tempo ao cubo	0.011*** (-0.003)	0.013*** (-0.003)
Tempo à quarta	-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)
Constante	2.985* (-1.665)	3.139* (-1.895)
Observações	1267	1297
R2	0.66	0.64

Fonte: Elaboração própria

Notas: Erros padrão robustos entre parênteses, significância: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%.

De forma geral, os três efeitos apresentam importância na determinação da mobilidade. Os resultados obtidos para os efeitos de período reiteram achados anteriores mostrando, assim, um componente conjuntural na mobilidade.

### 3.3. Considerações parciais

Com base nas considerações teóricas sobre a relação entre a mobilidade e a desigualdade e à luz dos resultados obtidos, a distribuição de rendimentos melhorou, entre 1993 e 2007, no Brasil graças ao comportamento na mobilidade. O horizonte temporal em que esta se sustenta e os patamares mais acentuados do que em países como Argentina e México a tornam uma evidência importante.

Os resultados apontam uma considerável mobilidade de rendimentos com a inclusão dos efeitos de coorte. A importância destes efeitos é confirmada pelas diferenças

expressivas nas estimativas da mobilidade, com e sem efeitos de coorte, tanto para o rendimento-hora do trabalho principal quanto para o rendimento de todas as fontes. Embora os efeitos isolados dos atributos que compõem os grupos homogêneos não possam ser destacados no modelo, o papel da coorte na explicação da mobilidade pode ser atribuído ao aumento de escolaridade média da população, especialmente entre os mais jovens, sujeitos de um processo de universalização do ensino.

Somando-se a isso, as *dummies* temporais evidenciam claro efeito distributivo a partir de 2001 confirmando os resultados apontados pelos indicadores de mobilidade apresentados no capítulo anterior.

Com os resultados apontados pelo modelo IPC, os efeitos de período reforçam os achados apontados pelo pseudo-painel dinâmico. Tais resultados, conjuntamente, mostram que a queda da desigualdade de rendimentos no Brasil foi acompanhada por uma maior convergência dos rendimentos a partir de 2001.

Contudo, não é possível inferir sobre quais indivíduos apresentaram maior mobilidade ao longo da distribuição de renda. A única coisa que sabemos é que a sociedade brasileira esta menos desigual do que no passado e este movimento é sustentado entre 1993 e 2007. Mas, quem foram os beneficiados por este movimento? Será que a mobilidade foi suficiente para quebrar o círculo vicioso de pobreza dos indivíduos de baixa renda ou é fruto do crescimento das camadas médias? O próximo capítulo responde a estas questões.

## **CAPÍTULO 04: ESTIMAÇÃO DA MOBILIDADE DE RENDIMENTOS POR MEIO DE DADOS LONGITUDINAIS**

Os resultados do capítulo anterior asseguram um movimento positivo da mobilidade dos rendimentos no Brasil entre 1993 e 2007. Porém, não foi possível observar quais foram os indivíduos mais beneficiados. Busca-se, assim, verificar se a mobilidade foi homogênea para a população ou se ela é resultante de equilíbrios múltiplos na distribuição. Estes ocorrem frente a uma dinâmica diferenciada de rendimentos nos estratos da distribuição e tanto variáveis individuais quanto macroeconômicas podem levar à sua ocorrência, como mostrado por Galor e Zeira (1993), Galor e Tsiddon (1997) e Birchenall (2001).

Uma maior mobilidade de rendimentos ascendente para as pessoas mais pobres pode quebrar o círculo vicioso da pobreza a que estes indivíduos estão sujeitos. Se isso ocorrer, é possível que o país, no longo prazo, apresente uma maior equalização de rendimentos.

Como os grupos por renda agem diferentemente, recorre-se ao método das regressões quantílicas, com o uso de modelos autoregressivos de primeira ordem para mensurar a mobilidade ao longo dos quantis da distribuição e de variáveis que possam justificá-la. Esta abordagem se torna possível por meio dos dados da PME no período de 1992 a 2001 e 2002 a 2009. Com a PME, tem-se a vantagem de mensurar a mobilidade em um contexto intra-geracional e ao longo da distribuição mas, não é possível captar os efeitos da mobilidade de longo prazo.

O emprego das regressões quantílicas para o estudo da mobilidade tem sido realizado sob diferentes enfoques. O mais comum se concentra na mobilidade intergeracional, por meio de correlações de rendimentos entre pais e filhos, e autores como Eide e Showalter (1999) podem ser citados. Para os EUA, os autores mostram que as correlações de rendimentos dos filhos, sem controlar por outros fatores, são maiores na base da distribuição do que para aqueles situados no topo. A adição da educação como variável de controle reduz a correlação intergeracional dos rendimentos.

Utilizando, além das regressões quantílicas, matrizes de transição para os EUA, entre 1968 e 1993, Fertig (2001) mostra que a mobilidade aumenta para filhos em relação aos pais e não se altera quando a comparação é feita com relação às mães. Além disso, a autora aponta uma redução no diferencial salarial entre ricos e pobres. Quanto aos quantis da distribuição, os resultados mostram que a mobilidade intergeracional é menor na cauda inferior e muito mais acentuada na superior confirmando, assim, os resultados apontados por Eide e Showalter (1999).

Na busca de relações não lineares ao longo dos quantis, Corak and Heisz (1999) empregam o método de regressões não paramétricas para medir a mobilidade intergeracional e a mobilidade de renda no Canadá. Os autores mostram não linearidades expressivas e uma maior mobilidade na base da distribuição. A elasticidade de rendimentos entre pais e filhos é nula para a base e aumenta para 0,8 no topo da distribuição.

Para a América Latina, a ausência de informações sobre rendimentos de pais e filhos no mesmo estágio de vida limita estudos deste tipo. Especificamente, para o Brasil, todos os trabalhos são baseados no suplemento sobre mobilidade social disponível na Pnad de 1996, o qual dispõe de informações sobre a educação e a ocupação dos pais. Dentre tais estudos, podem ser citados autores como Andrade *et al* (2003), Ferreira e Veloso (2004) e Pero e Szerman (2008).

Andrade *et al* (2003) buscam mensurar se as restrições de crédito podem ser um importante determinante para a mobilidade intergeracional no Brasil para os diferentes quantis da distribuição de rendimentos. Os autores mostram que o grau de persistência intergeracional é maior para os quantis superiores e declina para os quantis mais baixos.

Com ênfase apenas na mobilidade, e não em seu papel nos quantis da distribuição de rendimentos, Ferreira e Veloso (2004) estimam a elasticidade salarial no Brasil por meio de variáveis instrumentais em dois estágios. Os resultados apontam um menor grau de elasticidade do que em países mais desenvolvidos. O grau de mobilidade varia entre regiões e grupos raciais e aumenta para coortes mais jovens. Além disso, os autores mostram não linearidades significativas entre coortes e o papel importante da transmissão educacional para a mobilidade. Ainda, Figueiredo e Zielmann (2007),

confirmam os achados de Ferreira e Veloso (2004) para o baixo grau de mobilidade intergeracional no Brasil. Por meio de medidas de entropias relativas, os autores mostram uma elevada dependência intergeracional no país entre 1987 e 2005.

Por fim, Pero e Szerman (2008) fazem o uso de matrizes de transição quantílicas para mensurar a mobilidade de renda brasileira. As evidências apontam o Brasil como o país com menor mobilidade intergeracional, em comparação com países desenvolvidos.

Como pode ser percebido pela literatura nacional, a dependência temporal, em uma estrutura intra-geracional e condicionada aos quantis da distribuição de rendimentos, ainda não foi pesquisada no Brasil. Quanto aos países da América Latina, merece destaque o estudo realizado por Navarro (2007). A autora investiga o padrão de mobilidade intra-geracional de renda na Argentina para diferentes quantis da distribuição de rendimentos entre 1996 e 2003. Por meio de estimativas anuais e para os períodos de recessão e crescimento do país, a autora busca mensurar se a mobilidade é dada por características individuais ou por condições externas. Os resultados apontam uma maior mobilidade de rendimentos na base e no meio da distribuição. Além disso, o nível de escolaridade desempenha um papel importante para reduzir a dependência inter-temporal dos rendimentos.

Para a análise da mobilidade de rendimentos nos diferentes estratos da distribuição no Brasil, o capítulo se divide em três seções, além desta introdução. Na seção subsequente, discorre-se sobre o método a ser empregado. A exposição dos principais resultados estimados compõe a segunda seção. E, na última seção, tecem-se algumas conclusões.

#### **4.1. Regressões quantílicas**

A possibilidade de diferentes padrões de mobilidade entre os quantis da distribuição torna a abordagem dos mínimos quadrados ordinários insuficiente, fazendo-se necessário utilizar uma estrutura mais flexível. As técnicas semiparamétricas como as regressões quantílicas propostas por Koenker e Bassett (1978) são eficientes neste sentido.

As regressões quantílicas por apresentarem maior flexibilidade, permitem examinar diferenças entre indivíduos no topo e na base da distribuição de rendimentos. Elas captam, assim, o impacto de variáveis explicativas em qualquer ponto da distribuição condicional da variável resposta, explorando não apenas o efeito na locação e na escala, mas os seus potenciais efeitos na distribuição da variável resposta.

Partindo da idéia de que a média amostral pode ser definida como a solução de um problema de minimização da soma do quadrado dos resíduos, os autores mostram que os quantis podem ser obtidos por meio de um simples problema de otimização. O caso central é o estimador da regressão mediana que minimiza a soma dos resíduos absolutos. Os demais são definidos pela minimização da soma dos resíduos absolutos ponderados assimetricamente<sup>30</sup>.

Formalmente, uma variável aleatória  $Y$  pode ser caracterizada por sua função de distribuição,

$$F(y) = \text{Prob}(Y \leq y) \quad (1)$$

E, para qualquer  $0 < \tau < 1$ ,

$$Q(\tau) = \inf \{y : F(y) \geq \tau\} \quad (2)$$

É chamado  $\tau$ th quantil de  $X$ .

Como a função de distribuição, a função quantílica dá uma caracterização completa da variável aleatória  $Y$ . Os quantis podem ser formulados como a solução de um problema de otimização. Para qualquer  $0 < \tau < 1$ , uma função  $\rho_\tau(u) = u(\tau - I(u < 0))$ , é definida e a minimização da expectativa de  $\rho_\tau(Y - \xi)$  com relação a  $\xi$  resulta na menor solução  $\hat{\xi}(\tau)$  na qual  $Q(\tau)$  é definido.

A amostra análoga de  $Q(\tau)$ , baseada em uma amostra aleatória,  $\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$ , de acordo com Koenker e Hallock (2001), pode ser resolvida por:

---

<sup>30</sup> Desde que a simetria da função de valor absoluto linear resulta na mediana, a minimização da soma dos resíduos absolutos ponderados assimetricamente, com pesos diferentes para resíduos positivos e negativos, define os quantis (KOENKER e BASSETT, 1978).

$$\min_{\xi \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - \xi) \quad (3)$$

em que a função  $\rho_{\tau}(\cdot)$  é a função valor absoluto que gera o  $\tau$  quantil amostral como sua solução.

A definição dos quantis incondicionais como um problema de otimização torna mais fácil visualizar a definição dos quantis condicionais. Por meio da regressão de mínimos quadrados ordinários, considerando uma amostra aleatória  $\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$ , resolve-se:

$$\min_{\mu \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2 \quad (4)$$

E, obtém-se a média amostral, uma estimativa da média incondicional da população,  $E(Y)$ . Substituindo o escalar  $\mu$  por uma função paramétrica  $\mu(x, \beta)$  e resolvendo:

$$\min_{\beta \in \mathbb{R}^p} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu(x_i, \beta))^2 \quad (5)$$

Tem-se a estimativa da função de esperança condicional  $E(Y/x)$ .

A substituição, na primeira equação, do escalar  $\xi$  pela função paramétrica  $\xi(x_i, \beta)$  e

de  $\tau$  por  $1/2$ , gera a estimativa da função mediana condicional. As outras funções quantílicas condicionais podem ser obtidas pela substituição dos valores absolutos por  $\rho_{\tau}(\cdot)$  e resolvendo, assim:

$$\min_{\beta \in \mathbb{R}^p} \sum \rho_{\tau}(y_i - \xi(x_i, \beta)) \quad (6)$$

O problema de minimização resultante, quando  $\xi(x_i, \beta)$  é formulado como uma função linear dos parâmetros pode ser resolvido eficientemente por métodos de programação linear.

Neste contexto, tanto a mobilidade incondicional quanto a condicional podem ser mensuradas por meio da regressão quantílica aplicada para um modelo autoregressivo linear. De acordo com Koenker (2005), os modelos autoregressivos lineares

expressam a função quantílica condicional da variável resposta como uma função linear dos lags desta variável.

Assim, o modelo autoregressivo de primeira ordem pode ser expresso, em termos da mobilidade de rendimentos como:

$$Q_{\log(Y_{i,t})}(\tau / F_{t-1}) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau) \log(Y_{i,t-1}) + v_i \quad (7)$$

Onde  $\log(Y_{i,t})$  expressa o log dos rendimentos,  $\log(Y_{i,t-1})$  é o lag da variável endógena em um período,  $\tau$  é o quantil a ser estimado e  $v_i$  representa o termo de erro idiossincrático.

Com as variáveis de controle, o modelo pode ser expresso como:

$$Q_{\log(Y_{i,t})}(\tau / F_{t-1}) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau) \log(Y_{i,t-1}) + \beta_2(\tau) X_{i,t} + v_i \quad (8)$$

Onde  $X_{i,t}$  é formado por um vetor de covariadas e os coeficientes  $\beta$  expressam o comportamento da mobilidade nos diferentes quantis da distribuição de rendimentos.

As estimativas são realizadas com um *pooling* dos painéis anuais da PME de 1992 a 2001 e 2002 a 2009<sup>31</sup>. Para isso, são consideradas as informações referentes à 1ª e à 5ª quinta entrevista dos homens ocupados, com idade entre 26 e 65 anos, com renda e horas do trabalho principal positivas. As estimativas são realizadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e em termos da regressão condicional, aplicada aos *quantis* 10°, 25°, 50°, 75° e 90°<sup>32</sup>.

Os efeitos dos atributos produtivos e fatores do mercado de trabalho sobre o logaritmo do rendimento-hora real ( $y_t$ ) dos indivíduos são:  $y_{t-1}$ : logaritmo do rendimento-hora real no período anterior; *cor*: brancos e não brancos apenas em 2002-2009; condição no domicílio: chefes e não chefes; *idade*: idade calculada do indivíduo; *educação*: anos de estudo; região metropolitana de residência: RM's de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre; Contribuição à previdência no trabalho principal; Jornada de trabalho integral e parcial; Setor Formal e Informal.

<sup>31</sup> As estimativas completas constam no anexo D.

<sup>32</sup> Foram considerados erros padrão robustos nas estimativas por MQO e erros padrão bootstraped para as regressões quantílicas.

A jornada de trabalho parcial corresponde a jornada inferior a 30 horas de trabalho semanal. O setor formal é formado pelo trabalhador com carteira de trabalho assinada, empregador, servidor público e profissional liberal e, o setor informal pelo trabalhador sem carteira assinada e conta própria, sem os profissionais liberais. A variável *idade* é usada aqui como *proxy* de experiência, e seu termo ao quadrado busca captar a forma em U invertido no perfil de rendimento-experiência.

Os efeitos macroeconômicos são representados pela taxa de desemprego mensal, por região metropolitana, e pela taxa de variação do salário mínimo real. Cabe ressaltar ainda que as variáveis de referência utilizadas são: homens brancos, chefes do domicílio, contribuintes à previdência, jornada de trabalho integral, pertencentes ao setor formal e residentes na região metropolitana de São Paulo. Segue-se, assim, na próxima seção, com os principais resultados derivados das estimações.

## 4.2. Resultados

A composição da amostra<sup>33</sup> nos quantis da distribuição não apresenta diferenças significativas entre os períodos. Quanto às características individuais, homens brancos e mais escolarizados são maioria nos quantis 75º e 90º. Entre os mais pobres, há uma maior proporção de trabalhadores no setor informal e com jornada de trabalho integral, quando comparado aos indivíduos localizados na cauda superior da distribuição. Por fim, quanto à região de residência, compõem a maior parte da amostra indivíduos residentes na RMSP seguidos pelos da RMRJ. As RM's de Recife e Salvador apresentam maior parcela de sua população nos quantis inferiores. Nas RM's de Belo Horizonte e Porto Alegre, a proporção se mantém ao longo da distribuição.

As estimativas para a mobilidade intra-geracional podem ser vistas na TAB. 18. Elas são apresentadas para os dois sub-períodos, 1991-2001 e 2002-2009, com a especificação mais simples, em que o rendimento corrente individual é função de seu nível no período anterior.

---

<sup>33</sup> As tabelas constam no Anexo D.

Quanto mais próximo de um forem os coeficientes encontrados para a variável de rendimentos em t-1, maior será a dependência temporal. Ou seja, como a distribuição de renda é condicional à renda passada, os resultados próximos de um indicam uma elevada persistência intra-geracional e, assim, um maior grau de imobilidade entre os períodos. As diferenças nas estimativas mostram a existência de diferentes padrões de mobilidade entre os quantis da distribuição de rendimentos quando comparados aos resultados para a média populacional.

Tabela 21 - Resultados da regressão quantílica e MQO, Homens, 1992-2001 e 2002-2009, Brasil Metropolitano

Método	1992-2001		2002-2009	
	Log(yt-1)	Desvio padrão	Log(yt-1)	Desvio padrão
MQO	0.696***	0.00239	0.674***	0.00266
0.10	0.656***	0.00407	0.662***	0.00518
0.25	0.733***	0.00350	0.757***	0.00324
0.50	0.768***	0.00280	0.785***	0.00273
0.75	0.727***	0.00201	0.715***	0.00308
0.90	0.666***	0.00276	0.642***	0.00305

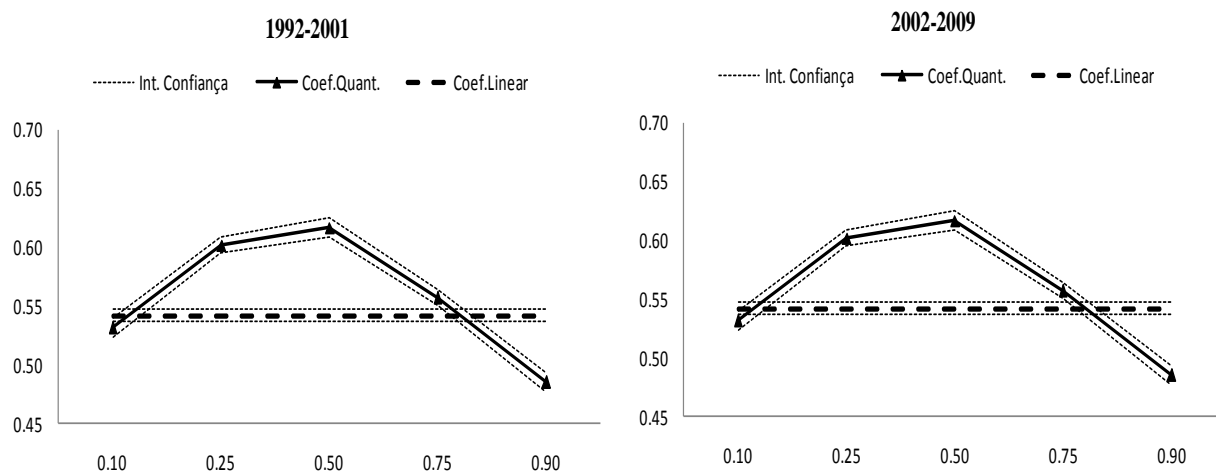
Fonte: Elaboração própria

Notas: Erros padrão entre parênteses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05 e \* p<0.1.

Os resultados referentes à estimação por MQO (em relação à média) registram uma maior dependência temporal entre 1992 e 2001. Condicionada aos quantis da distribuição, a mobilidade de rendimentos se reduz até a mediana, quando volta a aumentar. Este comportamento é observado nos dois sub-períodos. Embora a mobilidade seja mais expressiva para o décimo mais pobre e mais rico da população, os resultados para os homens de baixa renda brasileira são mais favoráveis do que os apontados por Navarro (2007) para a Argentina, onde é observada uma maior persistência temporal.

A condicionalidade da mobilidade quanto às características observadas aumenta a mobilidade em todas as faixas de renda como ilustra o gráfico a seguir.

Gráfico 01 – Dependência intertemporal condicionada para os homens, segundo quantis, no período considerado

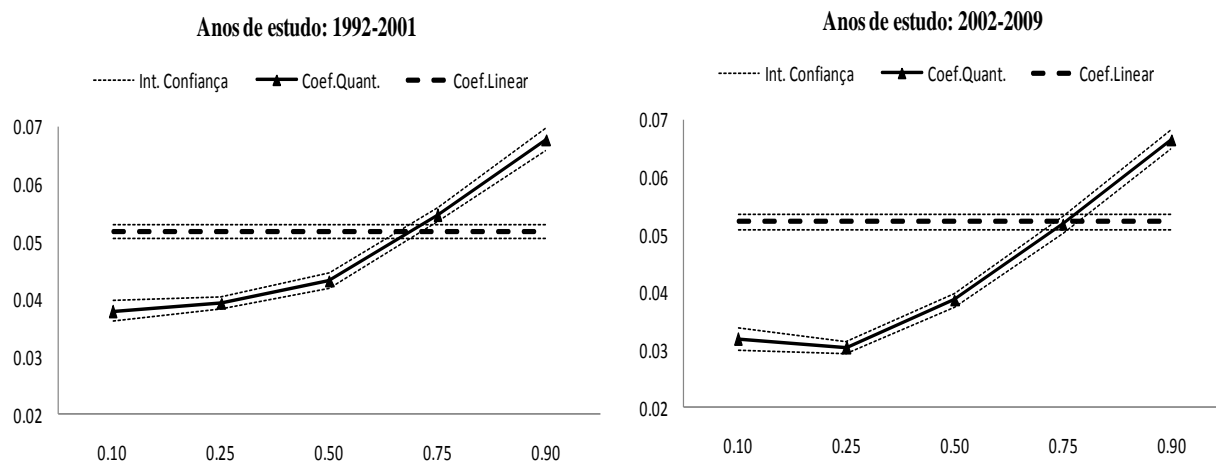


Fonte: Elaboração própria

A inclusão de controles reduz ainda mais a persistência intra-geracional para rendas menores e aumenta a persistência temporal para aquelas localizadas no meio da distribuição. As tendências são mantidas para ambos os períodos.

O papel da educação, medida por anos de estudo é ilustrado no GRAF. 2. Os coeficientes mostram não homogeneidade ao longo dos quantis. O retorno obtido pela educação é crescente para aquelas que se encontram acima da mediana na distribuição ao longo de todo o período. Evidências semelhantes são documentadas em Maciel *et al* (2001).

Gráfico 02 - Coeficientes da variável educação para os homens, segundo quantis, no período considerado



Fonte: Elaboração própria

Para os mais pobres, a educação ganha destaque nos dois períodos. Entre 1992 e 2001, os homens que se encontram entre as 10% e 25% mais pobres apresentam um retorno salarial muito ligeiramente inferior àquelas localizados na mediana da distribuição. Este resultado é favorável, também, no período mais recente.

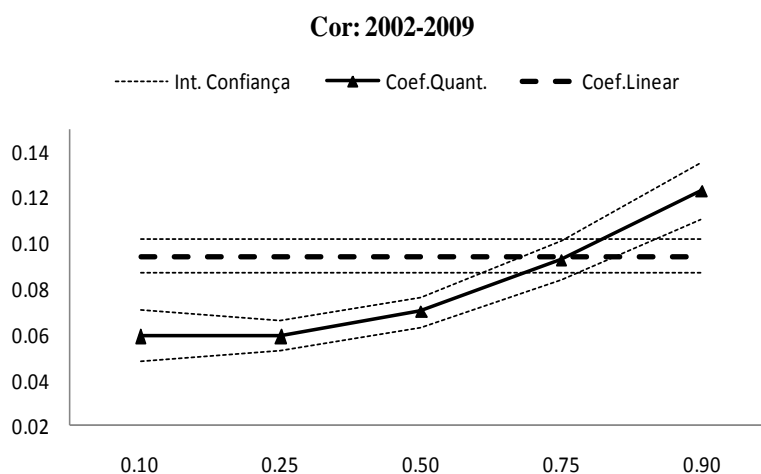
Comparando com achados internacionais, o papel da educação tem um papel mais significativo na mobilidade para a baixa renda brasileira, dada a menor dependência intertemporal dos rendimentos dos mais pobres. Navarro (2007) aponta resultados similares, mas bem menos expressivos para o caso da Argentina. Buchinsky (2001) mostra que, no caso dos EUA, o retorno à educação é maior nos quantis mais baixos de renda no início do período (1968) e maior para os quantis mais elevados no final do período (1990).

Desta forma, o grau de escolaridade da população brasileira pode se constituir em um importante fator para a mobilidade de renda e maior desconcentração da distribuição, levando a uma reversão dos rendimentos ao longo do tempo em favor dos mais pobres. Esta reversão dos rendimentos é observada por Figueiredo *et al* (2007) quando se considera o papel da escolaridade para o retorno salarial.

Ramos (2007) confirma, também, a importância da escolaridade para a queda da desigualdade de rendimentos. O autor aponta uma evolução ascendente da média e descendente da desigualdade educacional entre os ocupados. Segundo o autor, o caráter não uniforme da sua evolução indica que outros fatores, não apenas ligados à discriminação e segmentação, mas, também associados ao contexto econômico e de cunho institucional tem importância para este resultado.

O papel da variável cor sobre o nível dos rendimentos entre 2002-2009 é mostrado pelo GRAF. 3. Os retornos salariais aumentam para homens brancos que se encontram acima da mediana da distribuição. Para as mais pobres, esta variável se mantém em nível bem menos acentuado. Deve-se ressaltar que, nos últimos quantis da distribuição, a amostra é predominante de brancos. Isso acentua as diferenças.

Gráfico 03 - Coeficientes da variável cor para os homens, segundo quantis, 2002-2009



Fonte: Elaboração própria

Dado a sobre representação dos negros entre os mais pobres, os resultados aqui apresentados apontam uma persistência temporal das desigualdades raciais, influenciadas pelas práticas passadas e presente de discriminação racial.

Evidências desta desigualdade são documentadas em extensa produção bibliográfica, baseada tanto em dados qualitativos quanto quantitativos. Dentro da literatura sociológica, os estudos com base na mobilidade social, mostram a baixa mobilidade social dos negros, mesmo que com diferentes formas de estratificação social. Ver, por exemplo, Valle e Silva (2000). Osório (2009) confirma a menor ascensão social para os negros e, segundo o autor, a persistência da desigualdade da renda do trabalho se deve principalmente às desvantagens educacionais entre os grupos raciais. O papel da educação nos diferenciais de rendimento por cor, é ressaltado, também, por Soares (2000) e Machado, Wajnman e Oliveira (2006).

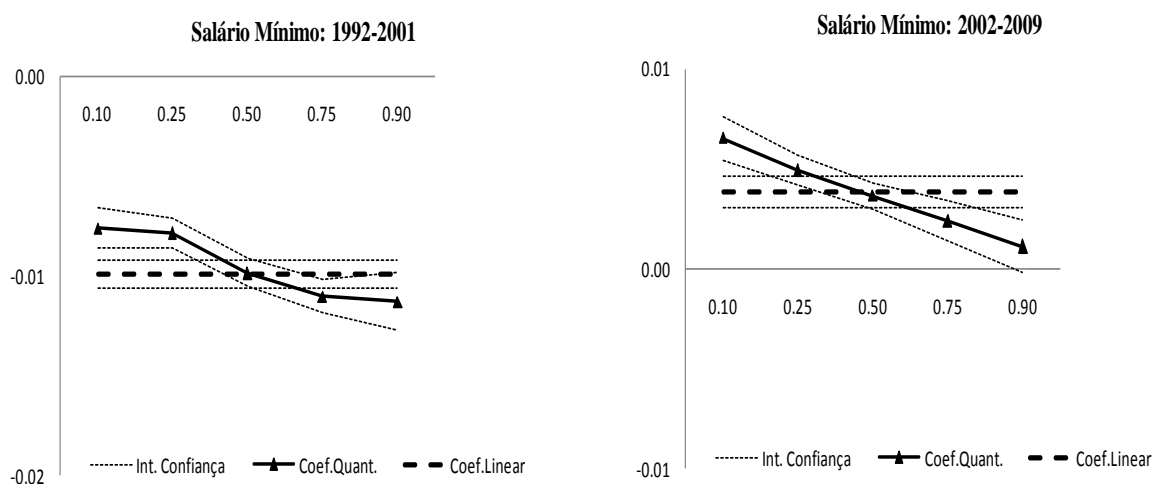
Dentre as demais características individuais<sup>34</sup>, o fato de ser chefe de domicílio tem maior importância entre 1992-2001 para aqueles localizados na cauda inferior da distribuição. Para os decis de renda mais elevada, não ocupar a posição de chefe faz com que os indivíduos obtenham maiores retornos salariais. Isso pode ser justificado pelo papel da educação. Homens que não ocupam a posição de chefes têm maior probabilidade de investir em educação e, assim, obter maior remuneração. Já, nos menores decis, o comportamento acaba sendo exatamente o oposto. Ainda, a variável

<sup>34</sup> Os demais gráficos constam no Anexo D.

de idade impacta positivamente no retorno salarial apenas para os homens localizados a partir da mediana da distribuição.

Como já dito, além das características individuais, existem outros fatores de cunho institucional e global que podem justificar um aumento da mobilidade para a base da distribuição. A política de salário mínimo pode ter afetado o processo de formação de salários e, portanto, interferido na mobilidade de rendimentos. Ele é a remuneração mínima oficial do país e vem crescendo de forma sustentada nos últimos anos. De janeiro de 2001 a dezembro de 2009, ele registrou um aumento real em torno de 70%. O gráfico a seguir mostra o seu impacto nos dois períodos.

Gráfico 04 - Coeficientes da variável taxa de variação do salário mínimo real, para os homens, segundo quantis, no período considerado



Fonte: Elaboração própria

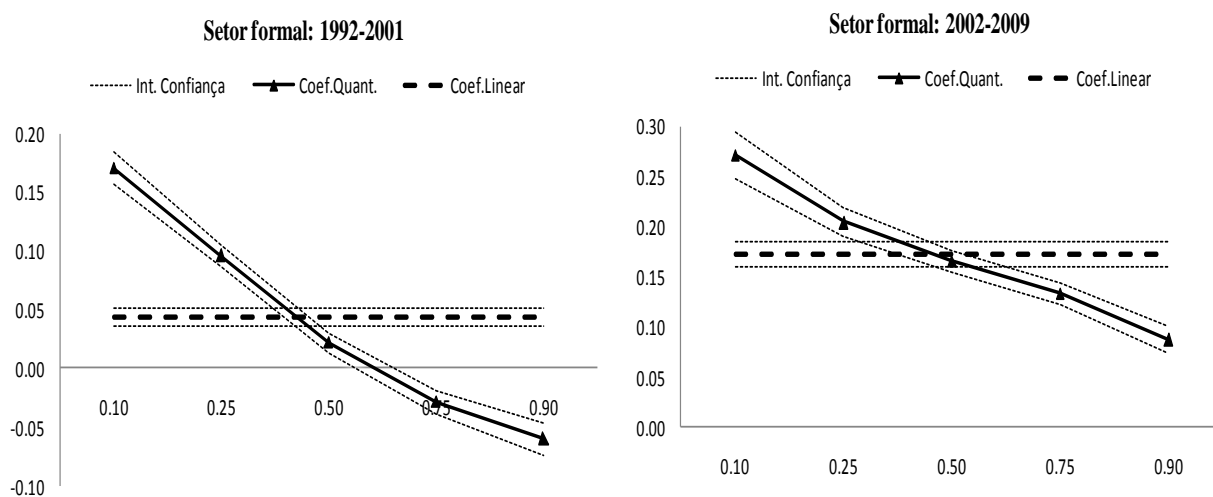
Pelo GRAF. 4 podemos ver que o crescimento do salário mínimo influenciou a melhoria recente da distribuição de renda do país. As variações no salário mínimo influenciaram, sobremaneira, os rendimentos das pessoas na cauda inferior da distribuição no período mais recente. Este resultado fica mais evidente se contrapormos os resultados para os dois períodos. No primeiro período, o salário mínimo exerce um impacto negativo nos rendimentos, invertendo esta tendência no período mais recente.

O fato de a grande maioria dos receptores do salário mínimo se inserir em níveis de renda relativamente baixos confirma a sua contribuição para um maior retorno salarial destas pessoas e pode-se estabelecer, assim, uma relação com a queda da

desigualdade. Firpo e Reis (2007) mostram que o aumento do salário mínimo foi responsável por uma importante parcela da queda da desigualdade via rendimentos do trabalho entre 2001 e 2005.

Além destes resultados positivos, o setor produtivo de inserção também justifica um maior retorno salarial das pessoas de baixa renda como pode ser visto no gráfico 05. Estar inserido no setor formal aumenta os retornos salariais para os indivíduos dos décimos mais baixos da distribuição nos dois períodos, com maior acentuação no período mais recente. Este resultado pode ser reflexo do crescimento recente da formalização do emprego.

Gráfico 05 - Coeficientes da variável setor formal, para os homens, segundo quantis, no período considerado



Fonte: Elaboração própria

Por fim, quanto à região de residência, é percebida uma redução da discriminação salarial no tempo, independente do quantil para os homens residentes nas RM's de Recife, Salvador e Belo Horizonte com relação àqueles que se encontram na RMSP. Este resultado reitera aqueles apresentados pelos indicadores de mobilidade.

### 4.3. Considerações parciais

Neste capítulo buscou-se constatar a ocorrência (ou não) de uma maior mobilidade de renda em diferentes pontos da distribuição embasada pela noção de equilíbrios múltiplos. Face à queda da desigualdade observada no Brasil, se uma maior

mobilidade de rendimentos ocorre na base da distribuição, o país pode experimentar, no longo prazo, uma maior convergência de renda.

A criação de novas oportunidades de trabalho, por exemplo, não garante por si só uma alteração da posição dos indivíduos na distribuição de renda. Conforme a *barganha faustiana*, estes eventos devem ser acompanhados por fatores que reduzam a insegurança dos mais pobres. Para isso, recorreu-se ao uso do instrumental de regressão quantílica no período de 1992 a 2001 e 2002 a 2009.

Como a distribuição de renda é condicional à renda passada, os resultados sugerem uma baixa persistência intra-geracional para os indivíduos que se situam na cauda inferior da distribuição. Ela se acentua quando nós adicionamos controles individuais, atributos do mercado de trabalho, variáveis macroeconômicas e região de residência. Dentre as variáveis, destaca-se a importância da educação e da política de salário mínimo para aumentar a mobilidade dos rendimentos dos mais pobres.

Com a maior inserção no ciclo educacional, os indivíduos podem mudar suas preferências intertemporais e passar a investir no futuro. A decisão do indivíduo fica, assim, sendo determinada pelo prêmio de qualificação e as futuras gerações poderão ter acesso à educação. Além disso, a política de valorização do salário mínimo também tem efeito sobre o seu comportamento e pode reduzir a incerteza sobre o futuro. Os resultados ressaltam seu impacto direto no retorno salarial dos mais pobres e, desta forma, pode criar meios para que os indivíduos de baixa renda passem agir sem a necessidade da busca de uma segurança sustentada.

Como mostrado nas considerações teóricas, estas variáveis tendem a agir no sentido de uma ruptura com o círculo vicioso da pobreza a que estes indivíduos estão sujeitos. Dado que a mobilidade de rendimentos individual é medida apenas em intervalos anuais, questionamentos podem ser feitos quanto à sua persistência e o impacto das variáveis ao longo do tempo. Entretanto, se conjugarmos este resultado àqueles apontados no capítulo anterior, pode-se pensar em uma maior equalização dos rendimentos no Brasil.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta tese tem por principal objetivo analisar a mobilidade de rendimentos no Brasil, considerando o período anterior e posterior à queda da desigualdade de renda do país. Uma distribuição de renda mais desconcentrada é possível com um ganho para aqueles situados na base da pirâmide. Dado que os grupos por renda não têm um comportamento homogêneo, os fatores individuais, do posto de trabalho e de cunho institucional, além das condições macroeconômicas são considerados nos diferentes estratos para explicar a mobilidade. Um movimento ascendente na base da distribuição ou descendente para os mais ricos pode sustentar uma maior equalização dos rendimentos ao longo do tempo.

A utilização de dados *cross section* da PNAD, a partir da formação de grupos homogêneos, possibilitou comparar a mobilidade entre 1993 e 2007, para dois tipos de rendimentos, rendimento-hora do trabalho principal e de todas as fontes para o Brasil como um todo. Dado o horizonte temporal extenso, foi possível calcular o indicador que mostra uma tendência ou não de equalização dos rendimentos e, assim, inferir sobre a relação entre a mobilidade e a desigualdade de rendimentos.

Pelos indicadores constatou-se que, embora as transferências apresentem um movimento positivo para a mobilidade, o papel do rendimento-hora do trabalho principal torna-se mais relevante, sobretudo, a partir de 2001, quando é observada no Brasil uma queda da desigualdade de rendimentos. Neste sentido, fatores, como o aumento do número de postos de trabalho, com conseqüente aumento na taxa de ocupação e declínio da taxa de desemprego, e recuperação do salário mínimo, indicam a maior importância do mercado de trabalho do que as transferências governamentais para o comportamento da mobilidade no período.

De forma geral, é registrada uma redistribuição dos rendimentos em favor dos situados na base da pirâmide. Isto é evidenciado pelas matrizes de transição e pelo equalizador de rendimentos que confirmam o maior efeito distributivo observado pela decomposição da mobilidade não direcional dos rendimentos a partir de 2001.

Os resultados reportados no terceiro capítulo reiteram estes achados. Por meio de um pseudo-painel dinâmico verificou-se uma mobilidade expressiva para a economia brasileira entre 1993 e 2007. Nesta abordagem, os atributos utilizados para formar os grupos homogêneos – coorte de nascimento, educação, cor e idade – justificam, sobremaneira, tal comportamento. Somando-se a isso, por meio do modelo idade-período-coorte, foi possível medir a contribuição dessas variáveis. Os efeitos de período, por outro lado, reforçam os resultados apontados pelos indicadores de mobilidade e pelo pseudo-painel dinâmico. O impacto de fatores relativos à conjuntura econômica é sobressaltado até 2001, quando o efeito distributivo prevalece.

A análise da mobilidade em um contexto intra-geracional foi possível com os dados individuais da PME. Os indicadores gerados são muito mais expressivos do que os obtidos pelos grupos homogêneos. O primeiro período (1992-2002) apresenta indicadores mais acentuados do que o período atual (2002-2009). Embora o movimento de participação e o efeito distributivo apresentem redução ao longo dos dois períodos, eles são mais um indicativo de uma redistribuição de rendimentos em benefício dos mais pobres como reportado pelas matrizes de transição. Este resultado vai de encontro aos encontrados pelos grupos homogêneos.

Dentre os atributos individuais, os indicadores de mobilidade não apresentam diferenças significativas quanto ao sexo, posição no domicílio e cor, mas evidenciam favorecimento àqueles com menor nível de escolaridade e nascidos em coortes mais recentes. Quanto às características do mercado de trabalho, indivíduos inseridos no setor informal e que possuem jornada de trabalho parcial são mais beneficiados pela mobilidade. E, ainda, quanto à região de residência, é constatada uma melhora na distribuição de rendimentos para os indivíduos residentes nas RM's de Belo Horizonte, Recife e Salvador.

Por fim, buscou-se verificar a ocorrência de picos diferenciados de mobilidade ao longo da distribuição, por meio da técnica de regressões quantílicas, no período de 1992 a 2001 e 2002 a 2009. Os resultados mostraram uma baixa persistência intra-geracional para os indivíduos que se situam na cauda inferior da distribuição justificadas, em grande medida, pela educação e pelo salário mínimo.

Como mostrado nas considerações teóricas sobre a relação entre a mobilidade e a desigualdade de rendimentos, estas variáveis tendem a atuar no sentido de uma ruptura com o círculo vicioso da pobreza a que estes indivíduos estão sujeitos. Elas criam meios para que os indivíduos de baixa renda reduzam suas incertezas quando ao futuro. Desta forma, podem sustentar a ocorrência de equilíbrios múltiplos na distribuição, e, no longo prazo, tornar a distribuição mais desconcentrada. A acentuação destes resultados pode ser derivada de políticas e ações complementares do governo que afetem diretamente tais variáveis.

Primeiramente, destaca-se o Programa Federal Bolsa Família e seus possíveis impactos sobre a educação. Uma das condicionalidades do programa de transferência de renda é que as crianças em idade escolar tenham uma frequência à escola de 85%. Com isso, mesmo que não imediatamente, os indivíduos podem passar a dar mais valor à escolarização e, com o passar do tempo, mudar seu comportamento quanto ao investimento educacional.

Além disso, outra vantagem do programa é a possibilidade de inserção dos pais ao mercado de trabalho. Há certas atividades para a população adulta que não tem que obedecer às condicionalidades. A preferência na seleção dos beneficiários para cursos de capacitação profissional (incluindo cursos de alfabetização) e o Planseq, Plano Setorial de Qualificação e Inserção Profissional, dentre outros, constituem exemplos que visam o aumento da qualificação dos beneficiários.

O Planseq foi introduzido para facilitar a inserção dos beneficiários no mercado de trabalho para as vagas criadas pelo crescimento econômico. Ele busca ampliar as oportunidades de inclusão ocupacional desses trabalhadores com a criação de cursos de qualificação profissional, com destaque no setor da construção. Após a conclusão do curso de qualificação, o SINE realiza a intermediação e o encaminhamento para as vagas de emprego. Este tipo de programa cria meios para que as famílias transponham o nível de extrema pobreza e possam retirar seus filhos do mercado de trabalho, estimulando-os a frequentar a escola.

É nesta perspectiva que o Programa Bolsa Família ganha ainda mais importância. Além de focalizar suas ações na seleção de famílias para o recebimento do benefício em dinheiro, sua ação integrada com outras políticas e programas complementares,

que buscam o desenvolvimento das capacidades produtivas e intelectuais das famílias beneficiadas, podem contribuir para uma melhoria da qualidade de vida.

Outro destaque no Brasil é a política de valorização do salário mínimo. O estabelecimento de um piso para o salário mínimo protege as categorias de trabalhadores mais vulneráveis (mão de obra não qualificada e não sindicalizada), cujos rendimentos são referenciados neste piso. Ele tende, assim, a atenuar diferenciais salariais entre os trabalhadores de categorias com diferente poder de barganha nas negociações coletivas.

Nos últimos anos, ele vem tendo reajustes expressivos. De janeiro de 2001 a dezembro de 2009, registrou um aumento real em torno de 70%. A regra do seu reajuste é baseada na inflação passada somada à variação do Produto Interno Bruto (PIB) de dois anos anteriores. Em um ambiente macroeconômico de inflação controlada, como é o caso hoje no Brasil, os efeitos sobre a demanda agregada e a inflação são minimizados.

Deve-se, lembrar ainda, que os efeitos do salário mínimo transcendem o mercado de trabalho brasileiro por afetar, também, importante parcela da população que não compõe a população economicamente ativa. Ele tem se tornado referência para outros programas sociais como o Benefício de Prestação Continuada, além de servir como piso oficial para o sistema público da Previdência Social. Nesse sentido, os efeitos globais do salário mínimo devem considerar tanto os efeitos sobre o mercado de trabalho quanto sobre as transferências de renda do governo.

O Governo estabeleceu esta forma de reajuste até 2023 por medida provisória. Embora tenha força de lei, não é verdadeiramente uma lei. Desta forma, o processo de reajuste do salário mínimo acaba sendo vinculado aos objetivos de política do governo, podendo não ser sustentado ao longo do tempo na eminência de mudanças na gestão da União. Caso não seja suprimida e se transforme em lei, poderá assegurar melhora de bem estar para a população de baixa renda, haja vista o aumento expressivo da mobilidade ascendente a partir de 2002. Torna-se, assim, um instrumento com capacidade de pressionar para baixo a desigualdade de renda ao longo do tempo.

Por fim, o país vem conquistando um importante avanço na área educacional nos últimos anos. A universalização do ensino fundamental constitui um exemplo deste avanço. Mas, quando a consideramos, devemos levar em conta que o ensino requer além do acesso, a permanência dos alunos na sala de aula, a progressão e a conclusão em idade adequada. Com esses objetivos, é possível alcançar ensino médio universalizado mais adiante. No entanto, esta expansão ainda não é acompanhada por ensino de melhor qualidade.

Alguns fatores podem atuar de forma positiva neste contexto. Programas que transfiram para a escola atividades de acompanhamento pedagógico, esportivas e artísticas podem contribuir para manter a criança na escola e melhorar sua proficiência. Devemos considerar, ainda, o papel do professor e do ambiente familiar sobre a educação.

Além disso, o ambiente macroeconômico impacta diretamente nas demandas do mercado de trabalho. Períodos de crescimento da economia devido às inovações tecnológicas e organizacionais, por exemplo, são acompanhados de maior demanda por mão de obra qualificada. A oferta de trabalho tem que se adaptar a esta realidade e o acesso ao ensino não só fundamental e médio, mas, também, técnico-profissionalizante. Neste contexto, tanto aspectos econômicos quanto institucionais têm relevância.

Concluindo, a distribuição de renda no Brasil ainda é caracterizada por um dos mais elevados graus de iniquidade do mundo, entretanto, os achados desse estudo evidenciam cenário de avanço. O aprimoramento das políticas públicas de inclusão social deve assegurar a persistência da mobilidade de rendimentos na base da distribuição, contribuindo, no futuro próximo, para mais ganhos de bem-estar para a população, especialmente a mais pobre.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, F.C.D. A evolução da mobilidade social em cinco regiões metropolitanas brasileiras, 1988 e 1996. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDO POPULACIONAIS, 12., 2000, Caxambu, **Anais...** Caxambu: ABEP, 2000.

ANDRADE, E. *et al.* **Do borrowing constraints decrease intergenerational mobility in Brazil?** A test using quantile regression. São Paulo: Ibmec Business School, 2003. (IBMEC Working Paper wp, 36)

ANTMAN, F.; MCKENZIE, D.J. **Earnings mobility and measurement error: a pseudo-panel approach.** Washington: World Bank Policy Research, 2005. (Working Paper, 3745)

ATKINSON, A. B.; BOURGUIGNON, F.; MORRISSON, C. **Empirical studies of earnings mobility.** Philadelphia: Harwood Academic Publishers, 1992.

ATTANASIO, O. P.; JAPPELLI, T. **International choice and the cross-sectional variance of marginal utility.** Cambridge, Mass.: NBER, 1998. (Working paper, 6560)

AYDEMIR, Abdurrahman; CHEN, Wen-Hao; CORAK, Miles. **Intergenerational earnings mobility among the children of Canadian immigrants.** Ottawa: Statistics Canada; Analytical Studies Branch, 2005. (Analytical Studies Branch Research Paper Series, 2005267)

BALTAGI, B. **Econometric analysis of panel data.** New York: John Wiley & Sons, 1995.

BARROS, R.P.; FOGUEL, M.N.; ULYSSEA, G. Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil. In: BARROS, R.P.; FOGUEL, M.N.; ULYSSEA, G. (Orgs.) **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente.** Brasília: IPEA, 2006. v.1

BEACH, C. M.; FINNIE, R. A longitudinal analysis of earnings change in Canada. **Canadian Journal of Economics**, Toronto, v. 37, n. 1, p. 219-240, Feb. 2004.

BECKER, G. S.; TOMES, N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility, **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 87, n. 6, p. 1153–1189, Dec. 1979.

BECKER, G. S.; TOMES, N. Human capital and the rise and fall of families, **Journal of Labor Economics**, Chicago, v. 4, p. 1–39, Jul. 1986.

BEHRMAN, J. R.; GAVIERIA, A. U.; SZEKELY, M. S. **Intergenerational mobility in Latin America**. Washington: Inter-American Development Bank; Research Department, 2001. (Working Papers Series, 452)

BENABOU, R. Equity and efficiency in human capital investment: the local connection, **Review of Economic Studies**, Bristol, v. 63, n. 63, p. 237-264, Apr. 1996.

BIGARD, A.; GUILLOTIN, Y.; LUCIFORA, C. Earnings mobility: an international comparison of Italy and France. **Review of Income and Wealth**, New Haven, v. 44, n. 4, p.473-495, Dec. 1998.

BIRCHENALL, J.A. Income distribution, human capital and economic growth in Colombia, **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 66, n. 1, p. 271-287, Oct. 2001.

BLAU, P.; DUNCAM, O.D. **The American occupational structure**. Nova York: Willey, 1967.

BJÖRKLUND, A.; JÄNTTI, M. Intergenerational mobility of socio-economic status in comparative perspective, **Nordic Journal of Political Economy**, v. 26, p. 3-32. 2000. Disponível em: <[http://www.nopecjournal.org/NOPEC\\_2000\\_a01.pdf](http://www.nopecjournal.org/NOPEC_2000_a01.pdf)>. Acesso em: 20 mar. 2009.

BOUDON, R.; BOURRICAT, F. **Dicionário crítico de Sociologia**. São Paulo: Ática, 2001.

BROWNING, M.; DEATON, A.; IRISH M. A Profitable approach to labor supply and commodity demand over the life-cycle. **Econometrica**, Chicago, v.53, n. 3, p. 503-544, May. 1985.

BUCHINSKY, Moshe *et al.* **Frans or Ranks? Earnings mobility in France, 1967-1999**. London: Centre for Economic Policy Research, 2003. (C.E.P.R. Discussion Papers, 3937)

BUCHINSKY, Moshe; HUNT, Jennifer. Wage mobility in the United States. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 81, n.3, p.351-368, Aug. 1999.

BUCHINSKY, M. Quantile regression with sample selection: Estimating women's return to education in the U.S., **Empirical Economics**, v. 26, p.87-113, 2001.

CHAKRAVARTY, S.J.; DUTTA, B.; WEYMARK, J.A. Ethical indices of income mobility. **Social Choice and Welfare**, Berlin, v. 2, n. 1, p. 1-21, May. 1985.

CHECCI, D.; DARDADONI, V. Mobility comparisons: does using different measures matter? Milano: Dipartimento di economia Politica e Aziendale; Università degli Studi di Milano, 2002. (Working Paper, 12.2002).

COLLADO, M.D. Estimating dynamic models from time series of independent crosssections. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 82, n. 1, p.37-62, Jan. 1997.

CORAK, M. **Do poor children become poor adults? Lessons for public policy from a cross country comparison of generational earnings mobility**. Trabalho apresentado no Colloque sur le devenir des enfants de familles défavorisées na France, April, 2004. Disponível em: < <http://www.iza.org/en/papers/Corak280904.pdf>>. Acesso em: 10 jun. 2009.

CORAK, M.; HEISZ, A. The intergenerational earnings and income mobility of Canadian men: evidence from longitudinal income tax. **Business and Labour Market Analysis**, Madison, v. 34, n. 3, p. 504-533, Summer. 1999.

CORSEUIL, C.H.; FOGUEL, M.N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para Discussão, 897)

CURLIAZ, MENEZES-FILHO, N. Os determinantes das transições ocupacionais no mercado de trabalho brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa, **XXXII Encontro Nacional de Economia**. Belo Horizonte: ANPEC, 2004.

DRAGOSET, L.M.; FIELDS, G. U.S. Earnings mobility: comparing survey-based and administrative-based estimates. Palma de Mallorca, Spain: ECINEQ, 2006. (WP, 2006-55)

DALY, M. C.; DUNCAN, G. J. **Earnings mobility and instability, 1969-1995**. San Francisco, CA: Federal Reserve Bank of San Francisco, 1997. (Working Paper, 97-12)

DEATON, A. Panel data from times series of cross-sections. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 30, n. 1/2, p.109–126, Oct./Nov. 1985.

DEATON, A. **The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy**. Maryland: The Johns Hopkins University Press, 1997. 479p.

DEATON, A.; PAXSON, C. **Saving, growth and aging in Taiwan**. Cambridge, Mass: NBER, 1993. (Working paper, 4330)

EIDE, E.; SHOWALTER, M. Factors affecting the transmission of earnings across generations: A quantile regression approach. **Journal of Human Resources**, Madison, v.2, n.34, p. 253-267, Spring. 1999.

ERMISCH J.; NICOLETTI, C. **Intergenerational earnings mobility: changes across cohorts in Britain**, Colchester: University of Essex, 2005. (ISER Working Paper, 2005-19)

ERIKSON, R.; GOLDTHORPE, J.H. Intergenerational inequality: a sociological perspective. **Journal of Economic Perspective**, Pittsburgh, v. 16, n. 3, p. 31-44, Aug. 2002.

ERMISCH, J.; FRANCESCONI, J. Intergenerational mobility in Britain: new evidence from the British household panel study. In: CORAK, M. (Ed.) **Generational**

**income mobility in North America and Europe.** New York: Cambridge University Press, 2004.

FERREIRA, S.G.; VELOSO, F.A. Intergenerational mobility of wages in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 2, p. 181–211, Nov. 2006. Disponível em: <[virtualbib.fgv.br/ojs/index.php/bre/article/viewFile/1576/1023](http://virtualbib.fgv.br/ojs/index.php/bre/article/viewFile/1576/1023)>. Acesso em: 20 maio 2009.

FERTIG, A. **Trends in intergenerational earnings mobility.** In: Royal Economic Society Annual Conference 2002-75, Royal Economic Society, 2002. Disponível em: <<http://repec.org/res2002/Fertig.pdf>>. Acesso em: 20 mar. 2009.

FIELDS, Gary. **Economic and social mobility really are multifaceted.** New York: Cornell University, 2003. Paper presented on Frontiers on Social and Economic Mobility Conference, March, 2003. Disponível em: <<http://www.ilr.cornell.edu/directory/gsf2/downloads/Fields,Multifaceted,Jul041.pdf>>. Acesso em: 10 jun. 2007.

FIELDS, Gary. **Does income mobility equalize longer-term incomes? New measures of an old concept.** New York: Cornell University, 2005. Paper presented on Frontiers on Social and Economic Mobility Conference.

FIELDS, Gary; LEARY, Jesse; OK, Efe. **Dollars and deciles: changing earnings mobility in the United States, 1970-1995.** New York: Cornell University, 2000. (Working paper, July-2000)

FIELDS, Gary; OK, Efe. The meaning and measurement of income mobility. **Journal of Economic Theory**, San Diego, v. 71, n.2, p. 349-377, Nov. 1996.

FIELDS, Gary; OK, Efe. Measuring movement of incomes. **Economica**, London, v. 66, n. 264, p.455-471, Nov. 1999..

FIGUEIREDO, E.; NETTO JUNIOR, J.; PORTO JUNIOR, S. Distribuição, mobilidade e polarização de renda no Brasil: 1987 a 2003. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 61, n. 1, p.1-27, Mar. 2007

FINNIE, Ross. Earnings mobility in Canada. **Journal of Income Distribution**, New York, v. 11, n. 1, p.77-107, Spring/Summer. 1997.

FIRPO, S. P.; GONZAGA, G.; NARITA, R. Decomposição da evolução da desigualdade de renda no Brasil em efeitos idade, período e coorte. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.33, n.2, p.211-252, ago. 2003.

FIRPO, S.; REIS, M.C. O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil. In: BARROS, R.P.; FOGUEL, M.N.; ULYSSEA, G. (Orgs.) **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente.** Brasília: IPEA, 2007. v.2

FRIEDMAN, M. **Capitalism and freedom.** Chicago: University of Chicago Press, 1962.

GACITUA-MARIÓ, Estanislao; WOOLCOCK, Michael. Uma avaliação da exclusão social e da mobilidade no Brasil. In: GACITUA-MARIÓ, Estanislao; WOOLCOCK, Michael (Orgs.) **Exclusão social e mobilidade no Brasil**. Brasília: IPEA, 2005

GALOR, O.; TSIDDON, J. Technological progress, mobility and economic growth, **American Economic Review**, Nashville, v. 87, n. 3, p. 363-382, Jun. 1997.

GALOR, O.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. **Review of Economic Studies**, Bristol, v. 60, n. 1, p. 35-52, Jan. 1993.

GITTLEMAN, M.; JOYCE, M. Earnings mobility and long-run inequality: an analysis using matched CPS Data. **Industrial Relations**, Berkeley, v. 35, n. 2, p.180-196, Apr. 1996.

GOLDTHORPE, J.; ERICKSON, R. **The constant flux**: a study of class mobility in industrial societies. Oxford: Oxford University Press, 1993.

GONZAGA, G.; MACHADO, D. C.; MACHADO, A. F. Horas de trabalho; efeitos idade, período e coorte. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 25., 2003, Porto Seguro, **Anais ...** [Rio de Janeiro]: SBE, 2003.

GOTTSCHALK, P.; MOFFIT, R. The growth of earnings instability in the U.S. labor market. **Brookings Papers on Economic Activity**, Washington, v. 25, n. 1994/2, p.217-272, Dec. 1994.

GUTIERREZ, F. **Dinàmica salarial y ocupacional**: anàlisis de panel para Argentina: 1998-2002. La Plata: CEDLAS; Universidad nacional de La Plata, 2004. (Working Paper, 11).

HECKMAN, J.; ROBB, R. Using longitudinal data to estimate age, period and cohort effects in earnings equations. In: MASON, W. M.; FIENBERG, S. E. (Eds.). **Cohort analysis in social research beyond the identification problem**. New York: Academic Press, 1985, p.137-150.

HIRSCHMAN, A. The changing tolerance for income inequality in the course of economic development, with a mathematical appendix by Michael Rothschild. **Quarterly journal of economics**, Cambridge, v.87, n. 4, p. 544-566, Nov. 1973.

INSTITUTO BRASILEIRO GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Série histórica da pesquisa mensal de emprego**. Rio de Janeiro, 2009. Disponível em: <[ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho\\_e\\_Rendimento/Pesquisa\\_Mensal\\_de\\_Emprego/](ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Mensal_de_Emprego/)>. Acesso em: 10 dez. 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Série histórica da pesquisa nacional por amostra de domicílios**. Rio de Janeiro, 2008. Disponível em: <[ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho\\_e\\_Rendimento/Pesquisa\\_Nacional\\_por\\_Amostra\\_de\\_Domicilios\\_anual/](ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_anual/)>. Acesso em: 10 de junho de 2008.

JARVIS, S.; JENKINS, S.P. How much income mobility is there in Britain? **The Economic Journal**, Oxford, v. 108, n. 447, p.428-443, Mar. 1998.

JENCKS, C. What is the true rate of social mobility? In: BREIGER, R.L. (Eds.) **Social mobility and social structure**. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

KOENKER, R. **Quantile regression**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

KOENKER, R., BASSET, G. Regression quantiles. **Econometrica**, Chicago, v. 46, n. 1, p. 33-51, Jan. 1978.

KOENKER, R.; HALLOCK, K. Quantile regression. **Journal of Economic Perspectives**, Pittsburgh, v.15, n.4, p.143-156, Sep. 2001.

LILLARD, L.; WILLIS, R.. Dynamics aspects of earnings mobility. **Econometrica**, Chicago, v.46, n.5, p.985-1012, Sep. 1978.

MAASOUMI, E. On mobility. In: ULLAH, Aman. (Ed.). **Handbook of applied economic statistics**. New York: Marcel Dekker, 1998.

MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C.; WAJNMAN, S. **Sexo frágil?** Evidências sobre a inserção da mulher no mercado de trabalho brasileiro. São Paulo: Organização Gelre, 2005. v. 1.

MACHADO, A. F.; RIBAS, Rafael Perez . **Mudanças no mercado de trabalho retiram famílias da pobreza?** Determinantes domiciliares e agregados para a saída da pobreza nas regiões Metropolitanas do Brasil. Brasília: IPEA, 2008. (Texto para discussão IPEA, 1336)

MACIEL, M.C.; CAMPÊLO, A.K.; RAPOSO, M.C.F. A Dinâmica das mudanças na distribuição salarial e no retorno em educação para mulheres: uma aplicação de regressão quantílica. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29., 2001. Salvador; **XXIX Encontro Nacional de Economia**. Salvador: ANPEC; UNICAMP/IE, 2001.

MASON, K. O. *et al.* Some methodological issues in cohort analysis of archive data. **American Sociological Review**, Aliso Viejo, v. 38, n. 2, p. 242-258, Apr. 1973.

MASON, W.; FIENBERG, S. **Cohort analysis in social research: beyond the identification problem**. New York: Springer-Verlag, 1985.

MCKENZIE, D. Asymptotic theory for heterogeneous dynamic pseudo-panels. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v.120, n. 2, p.235-262, Jun. 2004.

MELO, F.L.B. **Trajetórias no mercado de trabalho: perfis socioocupacionais de indivíduos e casais da Grande São Paulo**. 2006. 176 f. Tese (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais. Minas Gerais. 2006.

MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. New York: NBER Press, 1974.

MITRA, T.; OK, E.A. The measurement of income mobility: a partial ordering approach. **Economic Theory**, Berlin, v. 12, n. 2, p. 77-102, Jul. 1998.

MOFFIT, R. Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated cross-sections. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v.59, n. 1, p.99–124, Sep. 1993.

NASCIMENTO, Marcos Aurélio; SOUZA, André Portela. **Medidas e determinantes dos rendimentos do trabalho no Brasil**. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005. Natal, **Anais ...** Belo Horizonte: ANPEC, 2005.

NAVARRO, A.I. **Estimating income mobility in Argentina with pseudo-panel data**. 2006. Paper presented at LACEA. Disponível em: <<http://www.aaep.org.ar/espa/anales/works06/NavarroAnaInes.pdf>>. Acesso em: 20 jun. 2009.

NAVARRO, A.I. **Exploring income mobility patterns in Argentina using quantile regression**. 2007. Disponível em: <[www.depeco.econo.unlp.edu.ar/nip/annual/2007/navarro.pdf](http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/nip/annual/2007/navarro.pdf)>. Acesso em: 10 dez. 2008.

OLIVEIRA, A. M. H. Tendências da desigualdade salarial para coortes de mulheres brancas e negras no Brasil. In: \_\_\_\_\_. **Acumulando informações e estudando mudanças ao longo do tempo: análises longitudinais do mercado de trabalho brasileiro**. 2002. 138f. Tese (Doutorado em Demografia) Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, 2002. p.64-96.

OSORIO, R. G. **A desigualdade racial de renda no Brasil: 1976-2006**. 2009.362 f. Tese (Doutorado em Sociologia) – Instituto de Ciências Sociais, Departamento de Sociologia, Universidade de Brasília, Brasília, 2009.

PASTORE, J. **Desigualdade e mobilidade social no Brasil**. São Paulo: T.A. Queiroz; Ed. da Universidade de São Paulo, 1979. 217p.

PASTORE, J.; HALLER, A. O que está acontecendo com a mobilidade social no Brasil? In: ALBUQUERQUE, R.; VELLOSO, J.P.R. (Orgs.). **Pobreza e mobilidade social**. São Paulo: Nobel, 1993. p.25-52.

PASTORE, J.; VALLE SILVA, N. **Mobilidade social no Brasil**. São Paulo: Makron, 2000.

PERO, V.; SZERMAN, D. Mobilidade intergeracional de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.38, n.1, p.1-35, abr. 2008.

PINTO, A.; NERI, M. **Mobilidade ocupacional e raça: origens, destinos e riscos dos afro-brasileiros**. Rio de Janeiro: EPGE/FGV: 2000. (Série Ensaio Econômico, 392)

RAMOS, L. Desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil, de 1995 a 2005. In: BARROS, R.P.; FOGUEL, M.N.; ULYSSEA, G. (Orgs.) **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 2007. v.2

RAVALION, M.; LOKSHIN, M. **Who wants to redistribute?** Russia`s tunnel effect in 1990s. Washington, DC: The World Bank, 1999. (Policy research working paper series, 2150)

REIS, M.C.; GONZAGA, G. Desemprego e qualificação: uma análise dos efeitos idade, período e coorte. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.36, n.3, p. 367-412, dez. 2006.

RIBAS, R. P. A caracterização da pobreza urbana ao longo do tempo: aplicação do modelo idade-período-coorte na estimação das tendências de privações crônica e transitória no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Campinas, v.24, n.1, p. 139-161, jun. 2007.

RIBAS, R.P.; SOARES, S.S.D. **Sobre o painel da pesquisa mensal de emprego (PME) do IBGE**. Rio de Janeiro: IPEA, 2008. (Texto para Discussão, 1348)

RIOS-NETO, E. L. G.; OLIVEIRA, A. M. H. Aplicação de um modelo de idade-período-coorte para a atividade econômica no Brasil metropolitano. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.29, n.2, p.243-272, ago.1999.

RYDER, N. B. The cohort as a concept in the study of social change. **American Sociological Review**, Aliso Viejo, v. 30, n. 6, p. 843-861, Oct. 1965.

SCALON, M.C. **Mobilidade social no Brasil: padrões e tendências**. Rio de Janeiro: IUPERJ/Revan, 1999.

SCHILLER, B. Relative earnings redux: youth mobility. **The Review of Income and Wealth**, New Haven, v. 40, n. 4, p. 441-456, Dec. 1994.

SHORROCKS, A.F. The measurement of mobility. **Econometrica**, Chicago, v.46, n. 5, p. 1013-24, Sep. 1978.

SOARES, S. S. D. **O perfil da discriminação no mercado de trabalho: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras**. Brasília: IPEA, 2000. (Texto para Discussão, 769)

SOARES, S.S.D.; FONTOURA, N.O.; PINHEIRO, L. Tendências recentes na escolaridade e no rendimento de negros e brancos. In: BARROS, R.P.; FOGUEL, M.N.; ULYSSEA, G. (Orgs.) **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 2007. v.2

SOARES, S. *et al.* **Conditional cash transfer in Brazil, Chile and México: impacts upon inequality**. Brasília, DF: International Poverty Center, 2007. (Working paper, 35)

SOARES, S. *et al.* Intergenerational mobility in the labor market. In: ASHENFELTER, Orley C.; CARD, David (Eds.). **Handbook of labor economics**, Amsterdam: Elsevier Science, 1999. v. 3a.

SOARES, S. *et al.* Cross-country differences in intergenerational earnings mobility, **Journal of Economic Perspectives**, Pittsburgh, v. 16, n.3, p. 59–66, Summer. 2002.

SOLON, G. Intergenerational Mobility in the Labor Market,” in Orley Ashenfelter and David Card (eds.), **Handbook of Labor Economics**, v. 3A, p. 1761-1800, Amsterdam: North-Holland, 1999.

SOLON, G. Mobility within and between Generations, in Finis Welch (ed.), **The Causes and Consequences of Increasing Inequality**, p. 153-168, Chicago: University of Chicago Press, 2001.

VAN KERM, P. What lies behind income mobility? Reranking and distributional chance in Belgium, Western Germany and the USA. **Economica**, London, v.71, n. 282, p.223-239, May 2004.

VERBEEK, M.; VELLA F. Estimating dynamic models from repeated cross-sections. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v.127, n. 1, p.83–102, Jul. 2005.

WILMOTH, J. R. Age-period-cohort models in demography. In: CASELLI, G.; VALLIN, J.; WUNSCH, G. (Eds.). **Démographie: analyse et synthèse**, forthcoming. Paris: Institut National d'Études Démographiques, 1998. Disponível em: <<http://demog.berkeley.edu/jrw/Papers/apc.pdf>>. Acesso em: 7 maio 2009.

WODON, Q. Income mobility and risk during the business cycle: comparing adjustments in labor market in two Latin American Countries. **Economics of Transition**, Oxford, v. 9, n. 2, p. 449-461, Jul. 2001.

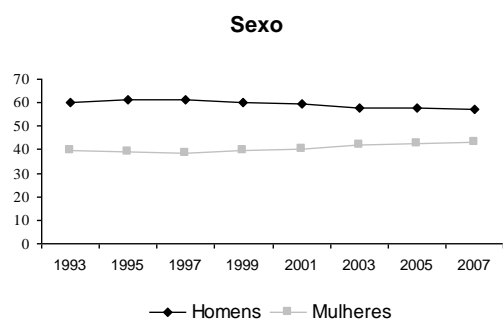
WOOD, G. Desperately seeking security. **Journal of international Development**, Chichester, v.13, n. 5, p.523-534, Jul. 2001.

WOOD, G. Staying secure, staying poor: The “Faustian Bargain”. **World Development**, Local, v.31, n.3, p. 455-471, Mar. 2003.

## ANEXO A

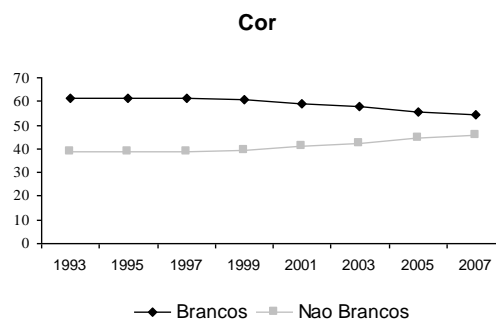
### PNAD: Rendimento do trabalho principal (rendtp)

Gráfico A1 - Composição dos grupos homogêneos por sexo, rendtp, Brasil, 1993 a 2007



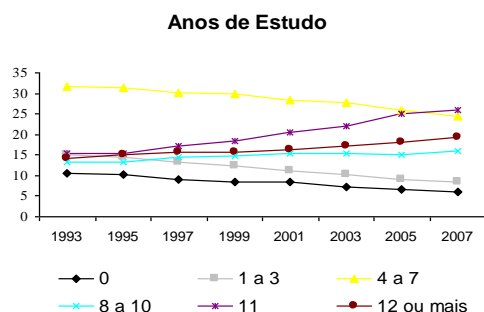
Fonte: PNAD, 1993 a 2007

Gráfico A2 - Composição dos grupos homogêneos por cor, rendtp, Brasil, 1993 a 2007



Fonte: PNAD, 1993 a 2007

Gráfico A3 - Composição dos grupos homogêneos por anos de estudo, rendtp, Brasil, 1993 a 2007



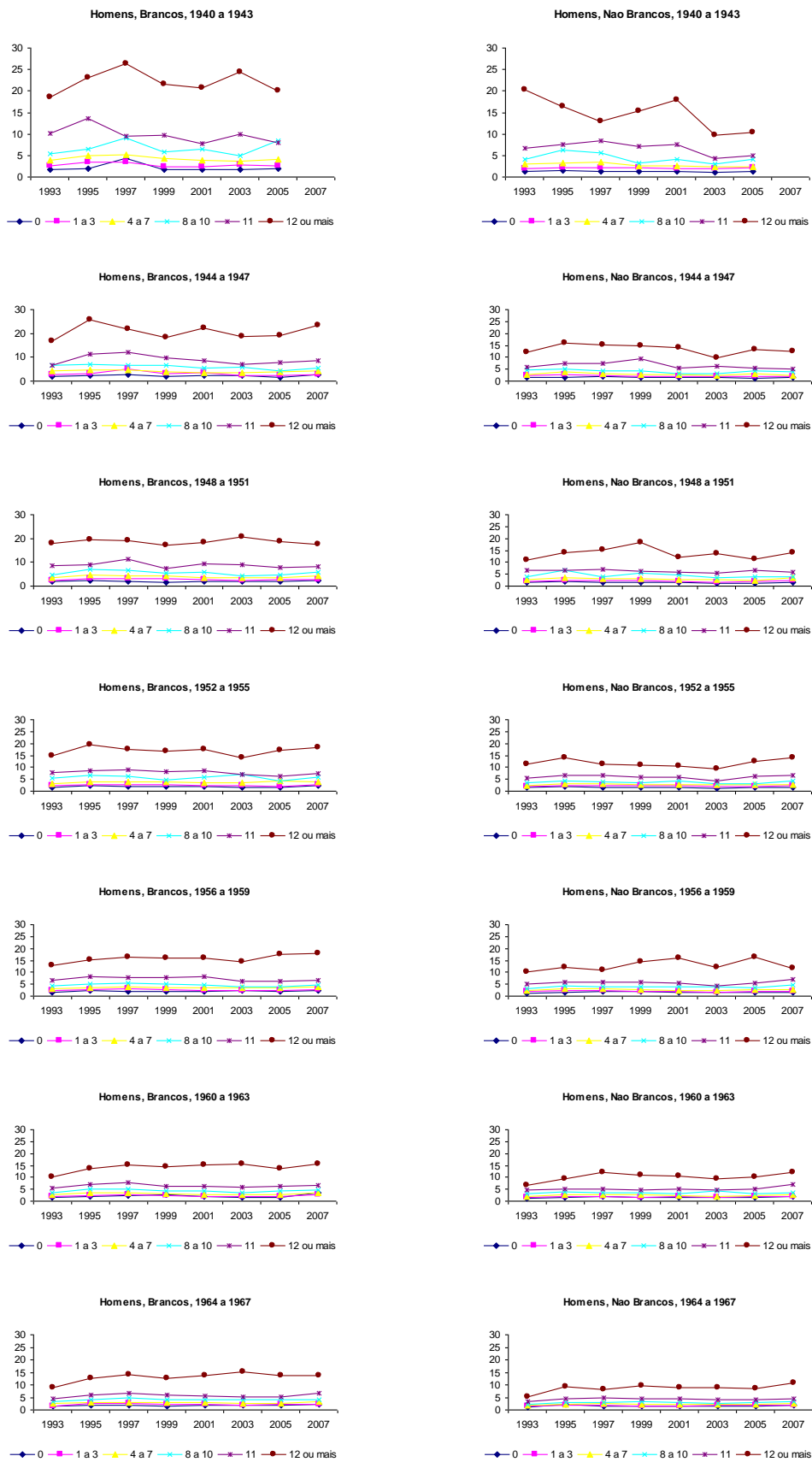
Fonte: PNAD, 1993 a 2007

Tabela A1- Composição dos grupos homogêneos por ano de nascimento, rendtp, Brasil, 1993 a 2007

Ano de Nascimento	Período							
	1993	1995	1997	1999	2001	2003	2005	2007
1932-1935	3,66	3,03	2,31	0	0	0	0	0
1936-1939	4,92	4,48	3,28	3,06	2,14	0	0	0
1940-1943	6,92	6,46	4,82	4,71	3,46	3,18	2,34	0
1944-1947	8,90	8,69	6,99	6,86	5,23	4,87	3,74	3,45
1948-1951	11,72	11,54	9,50	9,37	7,63	7,49	5,90	5,55
1952-1955	14,39	14,48	12,33	12,19	9,89	10,15	8,37	8,34
1956-1959	15,6	16,12	14,11	14,51	12,62	12,40	10,27	10,24
1960-1963	17,12	17,68	15,42	16,3	14,21	14,45	12,47	12,62
1964-1967	16,77	17,52	16,18	16,83	14,84	15,37	13,50	14,37
1968-1971	0	0	15,06	16,18	14,9	15,90	13,95	14,15
1972-1975	0	0	0	0	15,08	16,19	14,42	15,31
1976-1979	0	0	0	0	0	0	15,03	15,96

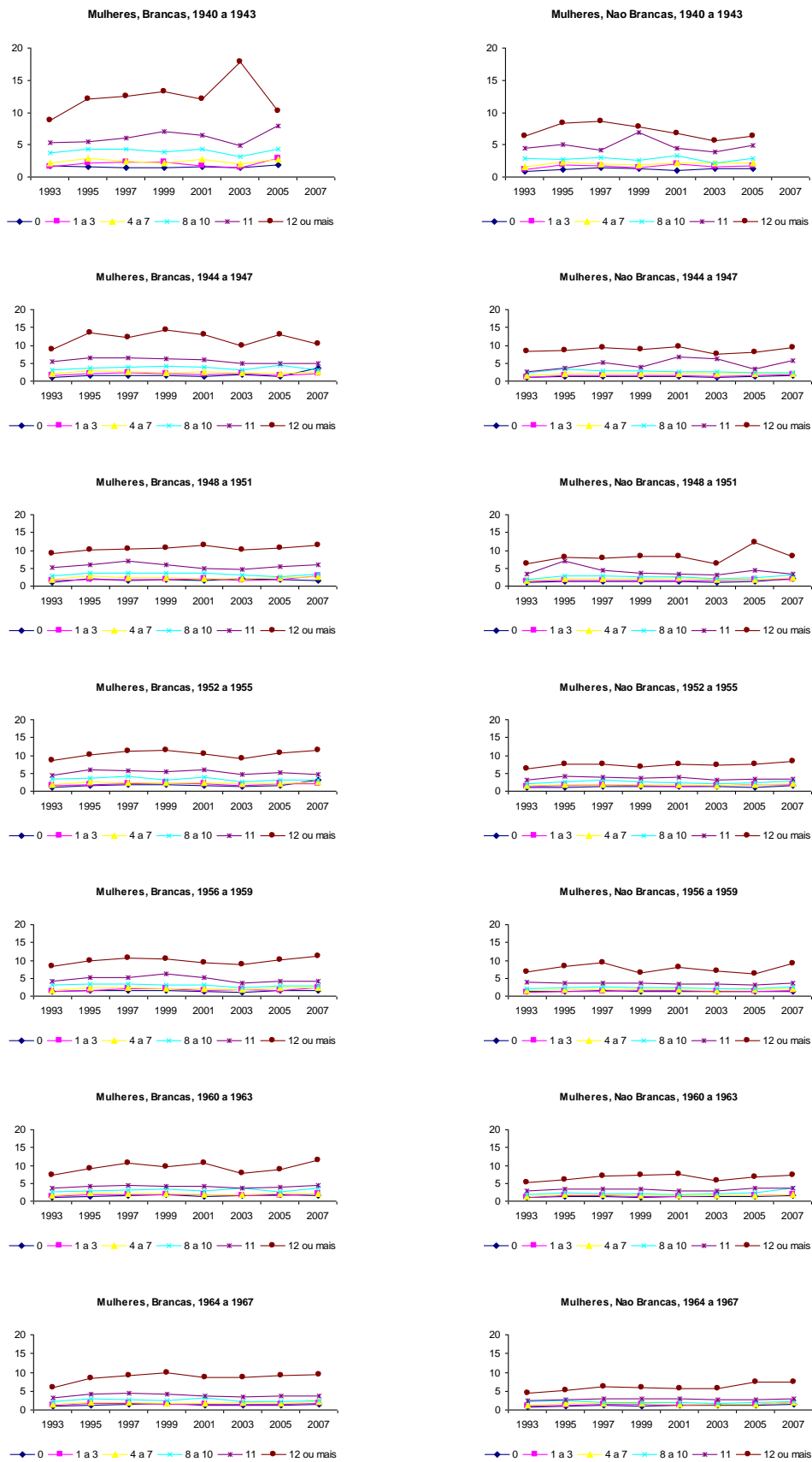
Fonte: PNAD, 1993 a 2007

Gráfico A4 – Média do rendimento-hora do trabalho principal, homens, Brasil, 1993 a 2007



Fonte: PNAD, 1993 a 2007

Gráfico A5 – Média do rendimento-hora do trabalho principal, mulheres, Brasil, 1993 a 2007



Fonte: PNAD, 1993 a 2007

Tabela A2 - Distribuição das frequências da matriz de transição: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil, 1993 a 2007

		1995									
Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°	
1993	1°	6.57	2.02	0.51	0.51	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	2.53	5.05	2.53	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	0.51	2.53	5.05	1.52	0.51	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.00	0.51	2.02	5.05	2.53	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	0.00	3.03	5.56	1.52	0.00	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.00	0.00	1.01	7.58	1.52	0.00	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.51	1.01	6.57	1.52	0.51	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.02	7.07	1.01	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.52	7.58	1.01
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.01	8.59
		1997									
Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°	
1995	1°	7.81	2.08	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	1.56	5.21	3.13	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	0.00	2.08	4.69	2.60	0.00	0.00	0.52	0.00	0.00	0.00
	4°	0.52	0.52	2.08	5.73	1.04	0.00	0.52	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	0.00	2.08	6.77	0.52	0.52	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.00	0.00	2.08	6.77	0.52	0.52	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.08	7.29	1.04	0.00	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.52	0.52	7.29	1.04	0.52
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.52	1.04	7.29	1.04
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.56	8.33
		1999									
Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°	
1997	1°	7.46	1.99	0.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	2.49	5.47	1.99	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	0.00	2.49	4.98	2.49	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.00	0.00	1.99	6.47	1.49	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	0.00	1.00	5.97	2.99	0.00	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.00	0.00	2.49	5.47	1.99	0.50	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.50	0.00	0.00	1.49	6.97	1.00	0.00	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.50	1.00	6.97	1.49	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.49	7.46	1.00
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	8.96
		2001									
Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°	
1999	1°	6.50	3.00	0.00	0.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	3.00	5.00	2.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	0.50	1.50	5.00	2.50	0.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.00	0.50	1.50	6.50	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	1.50	0.50	6.50	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.00	0.00	1.50	7.50	1.00	0.00	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	7.50	1.00	0.50	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.50	8.00	0.50	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	8.00	1.00
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	9.00

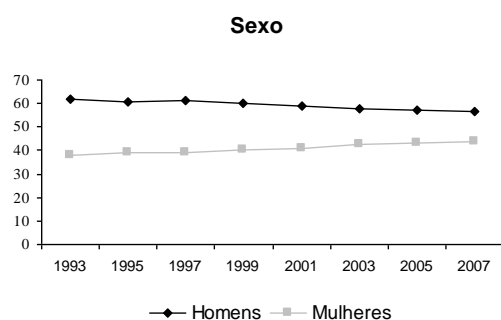
2003											
Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°	
2001	1°	6.16	2.37	0.47	0.95	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	3.79	4.27	1.42	0.47	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	0.00	2.84	4.74	2.37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.00	0.47	3.32	3.79	2.37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	0.00	1.90	6.16	1.90	0.00	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.00	0.47	1.42	6.16	1.90	0.47	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.90	6.64	1.42	0.00	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.47	1.42	6.16	1.90	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.90	6.64	1.42
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.42	8.53
2005											
Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°	
2003	1°	5.74	3.83	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	2.39	3.83	2.87	0.48	0.00	0.48	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	0.96	1.44	3.83	3.35	0.48	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.48	0.96	2.87	4.31	1.44	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	0.00	1.91	6.22	1.91	0.00	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.48	0.00	1.91	5.74	1.91	0.00	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.44	5.74	2.87	0.00	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.48	1.91	5.26	2.39	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.48	1.91	6.22	1.44
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.44	8.61
2007											
Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°	
2005	1°	6.05	2.33	1.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	0.93	5.58	1.86	0.93	0.00	0.47	0.47	0.00	0.00	0.00
	3°	1.86	1.40	1.86	3.26	0.47	0.93	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.47	0.93	3.72	3.26	1.40	0.47	0.00	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	0.93	1.86	5.12	1.40	0.47	0.00	0.00	0.00
	6°	0.47	0.00	0.00	0.47	2.79	5.12	1.40	0.00	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.47	0.00	1.40	6.05	2.33	0.00	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.47	1.86	6.05	1.40	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.40	7.91	0.93
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.93	8.84
1999											
Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°	
1993	1°	5.65	2.26	1.69	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	2.82	4.52	1.13	1.69	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	0.56	2.82	3.95	2.26	0.56	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.56	0.56	2.26	4.52	2.26	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	1.13	1.69	3.95	2.82	0.00	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.00	0.00	2.82	5.65	1.69	0.00	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.13	6.78	2.26	0.00	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.56	1.69	6.21	1.69	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.69	6.78	1.69
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.69	7.91

		2007									
	Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°
2001	1°	5.73	1.56	2.08	0.00	0.00	0.00	0.52	0.00	0.00	0.00
	2°	3.13	6.25	0.00	0.00	0.00	0.52	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	1.04	1.56	4.17	2.08	0.52	0.52	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.00	0.52	3.65	3.13	2.08	0.52	0.52	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	0.00	4.17	4.17	1.56	0.00	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.00	1.04	2.60	3.65	2.60	0.00	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.52	3.13	5.21	1.56	0.00	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.56	6.25	2.08	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.08	7.29	0.52
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.52	9.38

Fonte: PNAD, 1993 a 2007

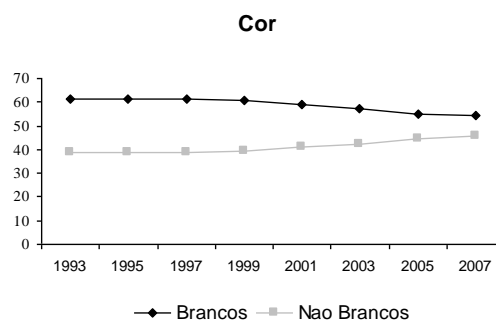
## PNAD: Rendimento de todas as fontes (rendtf)

Gráfico A6 - Composição dos grupos homogêneos por sexo, rendtf, Brasil, 1993 a 2007



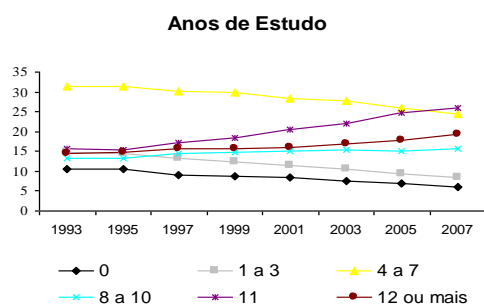
Fonte: PNAD, 1993 a 2007

Gráfico A7 - Composição dos grupos homogêneos por cor, rendtf, Brasil, 1993 a 2007



Fonte: PNAD, 1993 a 2007

Gráfico A8 - Composição dos grupos homogêneos por anos de estudo, rendtf, Brasil, 1993 a 2007



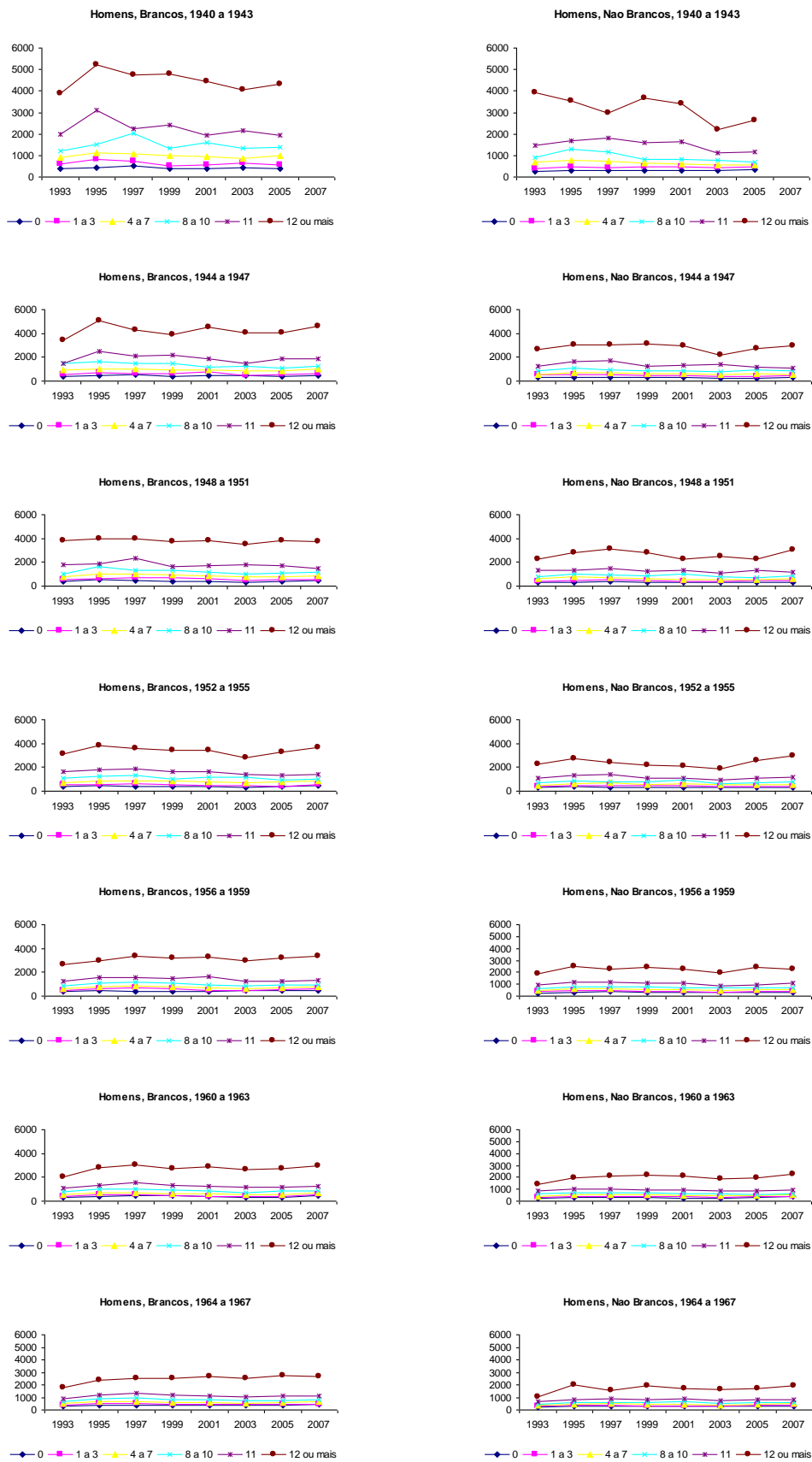
Fonte: PNAD, 1993 a 2007

Tabela A3- Composição dos grupos homogêneos por ano de nascimento, rendtf, Brasil, 1993 a 2007

Ano de Nascimento	Período							
	1993	1995	1997	1999	2001	2003	2005	2007
1932-1935	3,64	3,27	2,51	0	0	0	0	0
1936-1939	4,88	4,68	3,46	3,31	2,36	0	0	0
1940-1943	6,89	6,54	4,93	4,88	3,64	3,44	2,57	0
1944-1947	8,90	8,70	7,02	6,92	5,35	5,03	3,94	3,66
1948-1951	11,70	11,49	9,48	9,39	7,68	7,55	6,04	5,68
1952-1955	14,40	14,4	12,27	12,15	9,88	10,15	8,41	8,41
1956-1959	15,59	15,99	14,01	14,43	12,54	12,34	10,22	10,24
1960-1963	17,16	17,56	15,31	16,18	14,09	14,38	12,38	12,58
1964-1967	16,84	17,37	16,04	16,69	14,73	15,26	13,40	14,30
1968-1971	0	0	14,95	16,05	14,79	15,8	13,85	14,09
1972-1975	0	0	0	0	14,95	16,06	14,30	15,22
1976-1979	0	0	0	0	0	0	14,90	15,83

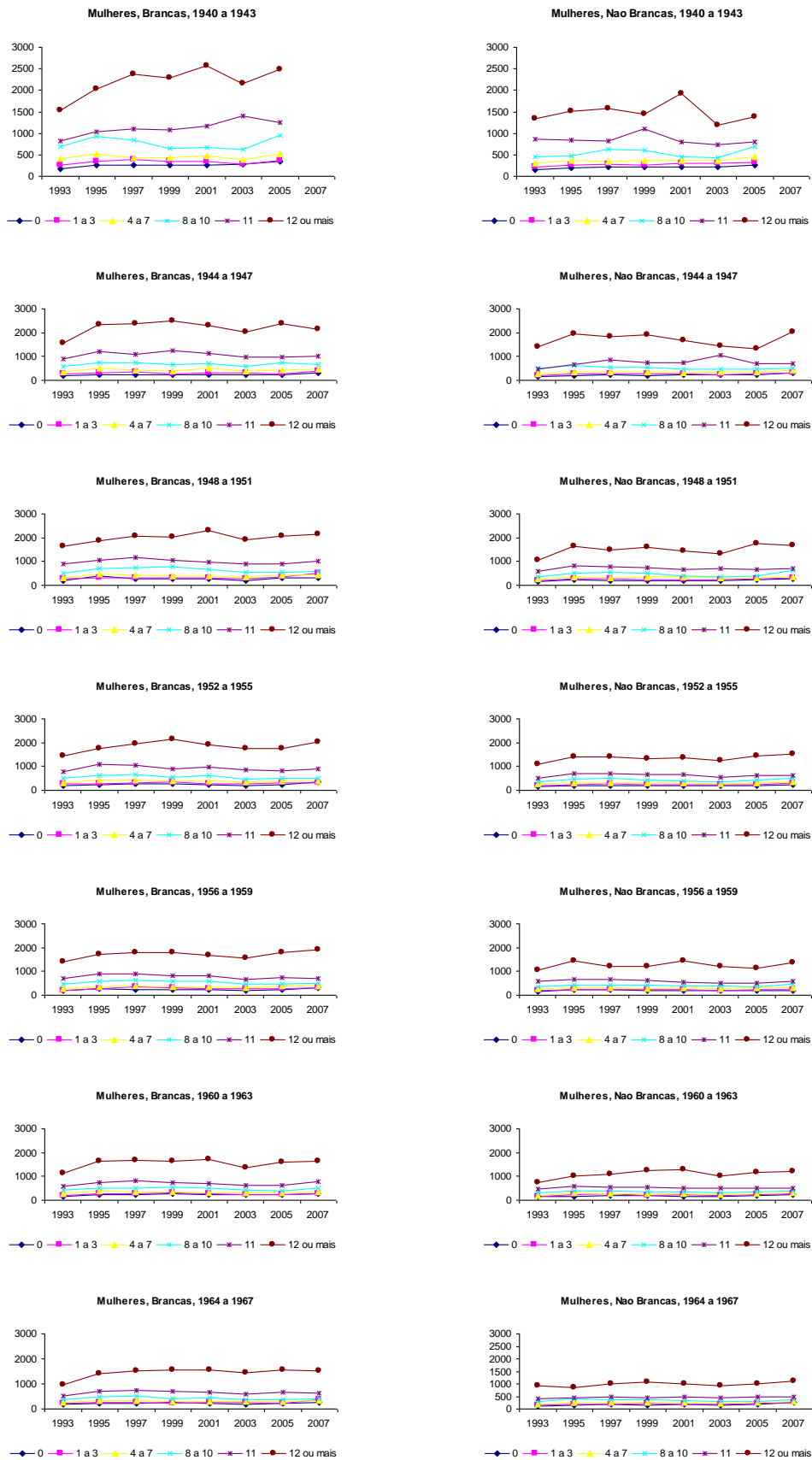
Fonte: PNAD, 1993 a 2007

Gráfico A9 – Média do rendimento de todas as fontes, homens, Brasil, 1993 a 2007



Fonte: PNAD, 1993 a 2007

Gráfico A10 – Média do rendimento de todas as fontes, mulheres, Brasil, 1993 a 2007



Fonte: PNAD, 1993 a 2007

Tabela A4 - Distribuição das frequências da matriz de transição: rendimento de todas as fontes, Brasil, 1993 a 2007

		1995									
Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°	
1993	1°	8.08	1.01	0.51	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	1.52	6.57	2.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	0.00	2.53	5.56	1.52	0.51	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.00	0.00	2.02	5.05	3.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	0.00	3.54	4.55	2.02	0.00	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.00	0.00	1.52	7.07	1.52	0.00	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.51	1.01	7.07	1.52	0.00	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.52	7.07	1.52	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.52	7.07	1.52
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.52	8.08
		1997									
Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°	
1995	1°	7.22	2.58	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	2.06	6.19	1.55	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	0.52	1.03	7.73	1.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.00	0.00	1.03	5.67	3.09	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	0.00	3.09	5.67	1.03	0.52	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.00	0.00	1.55	6.70	1.55	0.00	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.06	7.22	1.03	0.00	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.03	7.22	1.55	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.55	7.22	1.55
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.55	8.25
		1999									
Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°	
1997	1°	6.90	2.46	0.49	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	2.96	5.42	1.48	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	0.00	1.97	6.40	1.97	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.00	0.00	1.97	6.40	1.48	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	0.00	1.48	7.88	0.49	0.00	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	8.37	1.97	0.00	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.49	1.48	6.90	0.99	0.00	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.99	7.39	1.97	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.97	6.90	0.99
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.99	8.87
		2001									
Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°	
1999	1°	7.92	1.98	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	1.98	5.45	2.48	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	0.00	2.48	5.45	1.98	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.00	0.00	1.98	5.94	2.48	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	0.00	2.48	5.45	1.98	0.00	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.00	0.00	1.98	6.93	0.99	0.00	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.99	7.43	1.98	0.00	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.98	5.94	1.98	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.98	6.93	0.99
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.99	8.91

		2003									
	Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°
2001	1°	8.06	1.90	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	1.90	6.16	1.90	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	0.00	1.42	7.11	0.95	0.47	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.00	0.47	0.47	7.58	1.42	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	0.47	1.42	6.64	1.42	0.00	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.00	0.00	1.42	7.11	1.90	0.00	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.90	6.64	1.42	0.00	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.42	7.58	0.95	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.95	8.06	0.95
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.95	9.00
		2005									
	Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°
2003	1°	8.10	1.43	0.48	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	1.90	7.14	0.95	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	0.00	1.43	7.14	1.43	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.00	0.00	0.95	6.67	2.38	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	0.48	1.90	6.19	1.43	0.00	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.00	0.00	1.43	7.14	1.43	0.00	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.43	7.14	1.43	0.00	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.43	7.62	0.95	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.95	7.62	1.43
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.43	8.57
		2007									
	Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°
2005	1°	6.94	2.31	0.46	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	2.78	5.09	2.31	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	0.00	1.85	6.48	0.93	0.93	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.00	0.93	0.46	6.02	1.85	0.46	0.00	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	0.46	2.78	5.56	0.93	0.46	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.00	0.00	1.85	6.48	1.85	0.00	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.31	6.02	1.39	0.00	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.39	7.87	0.93	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.93	8.33	0.93
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.93	8.80
		1999									
	Decis	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°
1993	1°	6.15	3.35	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	3.35	5.03	1.12	0.56	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	0.00	1.12	6.70	2.23	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.00	0.56	2.23	5.03	2.23	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	0.00	2.23	5.03	2.23	0.56	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.00	0.00	2.79	4.47	2.79	0.00	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.35	5.03	1.68	0.00	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.68	6.15	2.23	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.23	6.15	1.68
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.68	8.38

Decis	2007										
	1°	2°	3°	4°	5°	6°	7°	8°	9°	10°	
2001	1°	8.33	1.56	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2°	1.04	6.77	2.08	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	3°	0.52	1.56	4.69	2.60	0.52	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4°	0.00	0.00	2.60	6.77	1.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	5°	0.00	0.00	0.52	1.04	5.73	2.60	0.00	0.00	0.00	0.00
	6°	0.00	0.00	0.00	0.00	2.08	5.73	2.08	0.00	0.00	0.00
	7°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.52	1.56	7.29	1.04	0.00	0.00
	8°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.04	7.29	1.56	0.00
	9°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.56	6.77	1.56
	10°	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.56	8.33

Fonte: PNAD, 1993 a 2007

Tabela A5 - Total de grupos homogêneos representativos, Brasil, 1993 a 2007

<b>Período</b>	<b>Rendimento-hora do trabalho principal</b>	<b>Rendimento de todas as fontes</b>
1993-1995	198	198
1995-1997	192	194
1997-1999	201	203
1999-2001	200	202
2001-2003	211	211
2003-2005	209	210
2005-2007	215	216
1993-1999	177	179
2001-2007	192	192
1993-2007	144	144

Fonte: PNAD, 1993 a 2007

## ANEXO B

### PME: 1992 a 2001

Tabela B1 – Composição da amostra – atributos individuais, Brasil Metropolitan, 1992 a 2001

Ano	Mulheres	Homens	Não Chefes	Chefes
1992-93	40.80	59.20	38.19	61.81
1994-95	38.12	61.88	35.79	64.21
1996-97	38.81	61.19	36.87	63.13
1998-99	40.15	59.85	37.73	62.27
2000-01	41.00	59.00	38.39	61.61

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B2 – Composição da amostra – anos de estudo, Brasil Metropolitan, 1992 a 2001

Ano	0	1 a 3	4 a 7	8 a 10	11	12 ou mais
1992-93	10.17	9.53	33.89	24.90	14.08	7.42
1994-95	7.49	8.94	31.39	23.37	16.51	12.30
1996-97	6.24	7.66	30.33	22.94	18.46	14.37
1998-99	5.07	7.13	28.47	23.09	20.54	15.71
2000-01	4.13	5.92	27.93	22.73	22.62	16.68

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B3 – Composição da amostra – atributos do mercado de trabalho, Brasil Metropolitan, 1992 a 2001

Ano	Jornada Parcial	Jornada Integral	Setor Informal	Setor Formal
1992-93	14.61	85.39	49.93	50.07
1994-95	12.43	87.57	47.22	52.78
1996-97	12.39	87.61	49.42	50.58
1998-99	13.97	86.03	49.82	50.18
2000-01	12.80	87.20	50.80	49.20

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B4 – Composição da amostra – região metropolitana: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitan, 1992 a 2001

Ano	RMRE	RMSA	RMBH	RMRJ	RMSP	RMPOA
1992-93	12.68	12.73	23.49	19.63	18.58	12.89
1994-95	9.33	10.78	20.37	20.00	22.21	17.31
1996-97	9.19	11.52	22.67	19.19	21.20	16.23
1998-99	9.76	12.43	21.22	17.02	19.95	19.62
2000-01	10.35	12.58	22.15	17.08	23.32	14.51

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B5 – Média do rendimento-hora do trabalho principal – atributos individuais, Brasil Metropolitan, 1992 a 2001

Ano	Mulheres	Homens	Não Chefes	Chefes
1992-93	3.01	3.89	3.18	3.77
1994-95	4.65	6.34	4.61	6.30
1996-97	6.13	8.18	6.03	8.17
1998-99	6.63	8.70	6.57	8.65
2000-01	6.36	8.04	6.33	7.99

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B6 – Média do rendimento-hora do trabalho principal – anos de estudo, Brasil Metropolitano, 1992 a 2001

Ano	0	1 a 3	4 a 7	8 a 10	11	12 ou mais
1992-93	1.76	2.47	2.84	3.18	4.88	9.03
1994-95	1.94	2.80	3.39	4.18	7.23	16.13
1996-97	2.46	3.51	4.24	5.08	8.61	19.57
1998-99	2.63	3.59	4.21	5.15	8.62	20.28
2000-01	2.49	3.38	3.84	4.72	7.37	18.62

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B7 – Média do rendimento-hora do trabalho principal – atributos do mercado de trabalho, Brasil Metropolitano, 1992 a 2001

Ano	Jornada Parcial	Jornada Integral	Setor Informal	Setor Formal
1992-93	4.68	3.34	3.18	3.90
1994-95	7.07	5.54	4.69	6.61
1996-97	9.58	7.10	6.65	8.15
1998-99	10.88	7.37	6.95	8.75
2000-01	10.10	6.94	6.74	8.01

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B8 – Média do rendimento-hora do trabalho principal – região metropolitana, Brasil Metropolitano, 1992 a 2001

Ano	RMRE	RMSA	RMBH	RMRJ	RMSP	RMPOA
1992-93	2.61	2.84	3.53	3.43	4.75	3.78
1994-95	2.94	4.06	5.10	5.41	7.87	6.64
1996-97	4.40	4.61	7.14	6.96	11.06	7.32
1998-99	4.75	5.03	7.74	7.48	11.41	8.27
2000-01	4.43	5.07	7.12	6.89	10.30	7.75

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B9 – Mobilidade direcional e decomposição da mobilidade não direcional – atributos individuais: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 1992 a 2001

	Ano	Mulheres	Homens	Não Chefes	Chefes
Mobilidade Direcional	1992-93	0.0408	0.0114	0.0546	0.0041
	1994-95	0.2392	0.1944	0.2484	0.1909
	1996-97	0.1446	0.0679	0.1517	0.0661
	1998-99	0.1028	0.0169	0.1033	0.0199
	2000-01	0.1419	0.0843	0.1509	0.0811
Efeito Desempenho	1992-93	0.0408	0.0114	0.0546	0.0041
	1994-95	0.2392	0.1944	0.2484	0.1909
	1996-97	0.1446	0.0679	0.1517	0.0661
	1998-99	0.1028	0.0169	0.1033	0.0199
	2000-01	0.1419	0.0843	0.1509	0.0811
Efeito Distributivo	1992-93	0.5174	0.5194	0.5104	0.5237
	1994-95	0.3481	0.3754	0.3495	0.3736
	1996-97	0.3759	0.4087	0.3765	0.4073
	1998-99	0.4092	0.4584	0.4212	0.4493
	2000-01	0.3638	0.3963	0.3692	0.3916

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B10 – Movimento de participação – atributos individuais: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 1992 a 2001

Ano	Mulheres	Homens	Não Chefes	Chefes
1992-93	0.5610	0.5488	0.5748	0.5447
1994-95	0.5558	0.5400	0.5630	0.5384
1996-97	0.4460	0.4341	0.4527	0.4315
1998-99	0.4506	0.4371	0.4555	0.4356
2000-01	0.4569	0.4362	0.4637	0.4337

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B11 – Mobilidade direcional e decomposição da mobilidade não direcional – anos de estudo: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 1992 a 2001

	Ano	0	1 a 3	4 a 7	8 a 10	11	12 ou mais
Mobilidade Direcional	1992-93	-0.0102	0.0137	0.0273	0.0355	0.0218	0.0262
	1994-95	0.1905	0.1664	0.2121	0.2179	0.2253	0.2247
	1996-97	0.0822	0.0702	0.1066	0.1047	0.1006	0.0854
	1998-99	0.0639	0.0570	0.0490	0.0509	0.0379	0.0673
	2000-01	0.0822	0.0886	0.1020	0.1023	0.1143	0.1298
Efeito Desempenho	1992-93	0.0102	0.0137	0.0273	0.0355	0.0218	0.0262
	1994-95	0.1905	0.1664	0.2121	0.2179	0.2253	0.2247
	1996-97	0.0822	0.0702	0.1066	0.1047	0.1006	0.0854
	1998-99	0.0639	0.0570	0.0490	0.0509	0.0379	0.0673
	2000-01	0.0822	0.0886	0.1020	0.1023	0.1143	0.1298
Efeito Distributivo	1992-93	0.5335	0.4972	0.4908	0.5018	0.5500	0.6212
	1994-95	0.3521	0.3760	0.3492	0.3598	0.3872	0.3853
	1996-97	0.3893	0.4105	0.3789	0.3960	0.4053	0.4149
	1998-99	0.4154	0.4244	0.4365	0.4427	0.4618	0.4205
	2000-01	0.4014	0.3920	0.3704	0.3838	0.3863	0.3907

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B12 – Movimento de participação – anos de estudo: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 1992 a 2001

Ano	0	1 a 3	4 a 7	8 a 10	11	12 ou mais
1992-93	0.5136	0.5038	0.5311	0.5485	0.5451	0.6106
1994-95	0.5673	0.5205	0.5422	0.5608	0.5679	0.5133
1996-97	0.4386	0.4604	0.4551	0.4628	0.4418	0.4043
1998-99	0.4325	0.4423	0.4577	0.4622	0.4585	0.4024
2000-01	0.4513	0.4661	0.4424	0.4674	0.4481	0.4194

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B13 – Movimento de participação – atributos do mercado de trabalho: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 1992 a 2001

Ano	Jornada Parcial	Jornada Integral	Setor Informal	Setor Formal
1992-93	0.5901	0.5009	0.6194	0.5075
1994-95	0.5920	0.4900	0.6217	0.4981
1996-97	0.4780	0.3879	0.5031	0.3928
1998-99	0.4692	0.3869	0.5038	0.3978
2000-01	0.4737	0.3955	0.5002	0.4003

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B14 – Mobilidade direcional e decomposição da mobilidade não direcional – atributos do mercado de trabalho: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 1992 a 2001

	<b>Ano</b>	<b>Jornada Parcial</b>	<b>Jornada Integral</b>	<b>Informal</b>	<b>Formal</b>
Mobilidade Direcional	1992-93	-0.2223	0.0654	0.0191	0.0276
	1994-95	-0.0110	0.2431	0.2866	0.1442
	1996-97	-0.1885	0.1382	0.1116	0.0841
	1998-99	-0.2829	0.1056	0.0684	0.0345
	2000-01	-0.2033	0.1535	0.1268	0.0883
Efeito Desempenho	1992-93	0.2223	0.0654	0.0191	0.0276
	1994-95	0.0110	0.2431	0.2866	0.1442
	1996-97	0.1885	0.1382	0.1116	0.0841
	1998-99	0.2829	0.1056	0.0684	0.0345
	2000-01	0.2033	0.1535	0.1268	0.0883
Efeito Distributivo	1992-93	0.3870	0.4650	0.5889	0.4485
	1994-95	0.5951	0.3292	0.3665	0.3637
	1996-97	0.3480	0.3494	0.4531	0.3401
	1998-99	0.2881	0.3713	0.4984	0.3793
	2000-01	0.3439	0.3290	0.4278	0.3367

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B15 – Movimento de participação – região metropolitana: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 1992 a 2001

<b>Ano</b>	<b>RMRE</b>	<b>RMSA</b>	<b>RMBH</b>	<b>RMRJ</b>	<b>RMSP</b>	<b>RMPOA</b>
1992-93	0.5912	0.5516	0.5677	0.5619	0.5345	0.5484
1994-95	0.5785	0.5760	0.5604	0.5701	0.5251	0.5245
1996-97	0.4850	0.4855	0.4733	0.4221	0.4214	0.4065
1998-99	0.4941	0.4794	0.4703	0.4073	0.4637	0.3859
2000-01	0.4635	0.4928	0.4970	0.3839	0.4403	0.4035

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B16 – Efeito desempenho e distributivo – região metropolitana: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 1992 a 2001

	<b>Ano</b>	<b>RMRE</b>	<b>RMSA</b>	<b>RMBH</b>	<b>RMRJ</b>	<b>RMSP</b>	<b>RMPOA</b>
Mobilidade Direcional	1992-93	-0.0781	-0.0118	0.0241	0.0423	0.0718	0.0579
	1994-95	0.1666	0.1100	0.2134	0.1806	0.3165	0.1975
	1996-97	0.0286	0.0349	0.1165	0.1157	0.1275	0.0948
	1998-99	-0.0088	0.0363	0.0238	0.0832	0.0744	0.0695
	2000-01	0.0535	0.0443	0.1261	0.1374	0.1270	0.1084
Efeito Desempenho	1992-93	0.0781	0.0118	0.0241	0.0423	0.0718	0.0579
	1994-95	0.1666	0.1100	0.2134	0.1806	0.3165	0.1975
	1996-97	0.0286	0.0349	0.1165	0.1157	0.1275	0.0948
	1998-99	0.0088	0.0363	0.0238	0.0832	0.0744	0.0695
	2000-01	0.0535	0.0443	0.1261	0.1374	0.1270	0.1084
Efeito Distributivo	1992-93	0.5110	0.5118	0.5090	0.4934	0.4889	0.4544
	1994-95	0.4010	0.4532	0.3660	0.3693	0.3114	0.3534
	1996-97	0.4605	0.4537	0.3975	0.3640	0.3786	0.3767
	1998-99	0.5002	0.4676	0.4698	0.3739	0.4464	0.3956
	2000-01	0.4381	0.4656	0.3792	0.3008	0.3972	0.3517

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B17 – Movimento de participação – ano de nascimento: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitanano, 1992 a 2001

<b>Coortes</b>	<b>1992-93</b>	<b>1994-95</b>	<b>1996-97</b>	<b>1998-99</b>	<b>2000-01</b>
1936-1939	0,7390	0,6429	0,5464	0,5235	0,6285
1940-1943	0,5999	0,6209	0,5395	0,5107	0,5367
1944-1947	0,6230	0,5811	0,4918	0,5231	0,5035
1948-1951	0,5600	0,5724	0,4731	0,4736	0,4912
1952-1955	0,5798	0,5516	0,4637	0,4489	0,4839
1956-1959	0,5883	0,5754	0,4496	0,4365	0,4860
1960-1963	0,6018	0,5621	0,4385	0,4531	0,4740
1964-1967	0,6217	0,6044	0,4821	0,4497	0,4750
1968-1971	*	0,5890	0,4937	0,4995	0,5101
1972-1975	*	*	*	0,4828	0,5226

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B18 – Mobilidade direcional – ano de nascimento: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitanano, 1992 a 2001

<b>Coortes</b>	<b>1992-93</b>	<b>1994-95</b>	<b>1996-97</b>	<b>1998-99</b>	<b>2000-01</b>
1936-1939	-0,0323	0,0948	-0,0060	-0,0514	-0,0717
1940-1943	-0,0574	0,1588	-0,0188	-0,0726	-0,0048
1944-1947	-0,0336	0,1398	-0,0330	-0,0637	0,0190
1948-1951	-0,0456	0,1275	-0,0088	-0,0618	-0,0139
1952-1955	-0,0226	0,1184	-0,0121	-0,0710	0,0008
1956-1959	-0,0367	0,1389	0,0060	-0,0793	0,0006
1960-1963	-0,0239	0,1318	0,0039	-0,0433	-0,0162
1964-1967	-0,0372	0,1433	0,0131	-0,0586	-0,0008
1968-1971	*	0,2387	0,0221	-0,0414	0,0149
1972-1975	*	*	*	-0,0763	0,0102

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B19 – Efeito desempenho – ano de nascimento: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitanano, 1992 a 2001

<b>Coortes</b>	<b>1992-93</b>	<b>1994-95</b>	<b>1996-97</b>	<b>1998-99</b>	<b>2000-01</b>
1936-1939	0,0323	0,0948	0,0060	0,0514	0,0717
1940-1943	0,0574	0,1588	0,0188	0,0726	0,0048
1944-1947	0,0336	0,1398	0,0330	0,0637	0,0190
1948-1951	0,0456	0,1275	0,0088	0,0618	0,0139
1952-1955	0,0226	0,1184	0,0121	0,0710	0,0008
1956-1959	0,0367	0,1389	0,0060	0,0793	0,0006
1960-1963	0,0239	0,1318	0,0039	0,0433	0,0162
1964-1967	0,0372	0,1433	0,0131	0,0586	0,0008
1968-1971	*	0,2387	0,0221	0,0414	0,0149
1972-1975	*	*	*	0,0763	0,0102

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela B20 – Efeito distributivo – ano de nascimento: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 1992 a 2001

<b>Coortes</b>	<b>1992-93</b>	<b>1994-95</b>	<b>1996-97</b>	<b>1998-99</b>	<b>2000-01</b>
1936-1939	0,5036	0,4527	0,4671	0,4216	0,3999
1940-1943	0,4682	0,3847	0,4499	0,3746	0,4496
1944-1947	0,4821	0,4027	0,4143	0,3879	0,4286
1948-1951	0,4581	0,4137	0,4291	0,3753	0,4428
1952-1955	0,4838	0,4036	0,4147	0,3527	0,4408
1956-1959	0,4734	0,3997	0,4297	0,3477	0,4287
1960-1963	0,4868	0,3875	0,4113	0,3680	0,4056
1964-1967	0,446181	0,380462	0,406127	0,34579	0,404818
1968-1971	*	0,277238	0,376254	0,359771	0,397598
1972-1975	*	*	*	0,319601	0,37858

Fonte: PME, 1992 a 2001

### **PME: 2002 a 2009**

Tabela B21 – Composição da amostra – atributos individuais, Brasil Metropolitano, 2002-2009

<b>Ano</b>	<b>Mulheres</b>	<b>Homens</b>	<b>Não Brancos</b>	<b>Branco</b>	<b>Não Chefes</b>	<b>Chefes</b>
2002-03	42.02	57.98	41.40	58.60	40.71	59.29
2003-04	43.16	56.84	40.76	59.24	41.63	58.37
2004-05	43.87	56.13	42.5	57.5	42.62	57.38
2005-06	43.69	56.31	42.53	57.47	43.67	56.33
2006-07	43.82	56.18	42.35	57.65	44.22	55.78
2007-08	44.47	55.53	43.21	56.79	44.33	55.67
2008-09	44.59	55.41	43.97	56.03	44.22	55.78

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B22 – Composição da amostra – anos de estudo, Brasil Metropolitano, 2002-2009

<b>Ano</b>	<b>0</b>	<b>1 a 3</b>	<b>4 a 7</b>	<b>8 a 10</b>	<b>11</b>	<b>12 ou mais</b>
2002-03	3.90	8.02	28.22	18.65	24.11	17.10
2003-04	3.37	7.56	27.81	18.98	24.44	17.83
2004-05	3.37	7.32	27.67	17.32	26.08	18.23
2005-06	2.77	6.52	25.83	17.9	27.22	19.77
2006-07	2.78	6.49	25.13	17.51	28.30	19.79
2007-08	2.41	6.10	24.24	17.12	29.39	20.74
2008-09	2.17	5.33	23.24	17.02	30.40	21.84

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B23 – Composição da amostra – atributos do mercado de trabalho, Brasil Metropolitano, 2002-2009

<b>Ano</b>	<b>Jornada Parcial</b>	<b>Jornada Integral</b>	<b>Não Contribui para a Previdência</b>	<b>Contribui para a Previdência</b>	<b>Setor Informal</b>	<b>Setor Formal</b>
2002-03	10.63	89.37	40.87	59.13	45.16	54.84
2003-04	10.48	89.52	42.31	57.69	46.74	53.26
2004-05	10.84	89.16	42.77	57.23	47.47	52.53
2005-06	10.2	89.8	40.44	59.56	46.05	53.95
2006-07	10.66	89.34	40.43	59.57	45.67	54.33
2007-08	10.2	89.8	38.82	61.18	44.75	55.25
2008-09	10.29	89.71	37.23	62.77	42.88	57.12

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B24 – Composição da amostra – região metropolitana, Brasil Metropolitano, 2002-2009

Ano	RMRE	RMSA	RMBH	RMRJ	RMSP	RMPOA
2002-03	6.48	5.93	10.65	21.66	45.83	9.44
2003-04	5.56	5.58	10.86	27.86	41.49	8.64
2004-05	5.80	5.54	10.55	28.82	40.53	8.76
2005-06	6.02	5.24	10.35	28.57	41.46	8.37
2006-07	5.44	5.43	9.99	29.60	41.17	8.37
2007-08	5.19	5.50	10.45	30.19	40.11	8.56
2008-09	4.62	5.63	10.69	29.17	41.37	8.52

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B25 – Média do rendimento-hora do trabalho principal – atributos individuais, Brasil Metropolitano, 2002-2009

Ano	Mulheres	Homens	Não Brancos	Brancos	Não Chefes	Chefes
2002-03	5.23	7.10	4.06	8.30	5.21	7.08
2003-04	4.73	6.52	3.65	7.48	4.67	6.52
2004-05	4.88	6.36	3.73	7.45	4.69	6.49
2005-06	5.10	6.68	3.77	7.90	5.09	6.71
2006-07	5.15	6.96	4.06	7.98	5.15	6.98
2007-08	5.49	7.39	4.31	8.48	5.45	7.41
2008-09	5.67	7.65	4.67	8.67	5.70	7.63

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B26 – Média do rendimento-hora do trabalho principal – anos de estudo, Brasil Metropolitano, 2002-2009

Ano	0	1 a 3	4 a 7	8 a 10	11	12 ou mais
2002-03	2.52	2.64	3.17	4.36	6.59	18.38
2003-04	2.13	2.42	2.87	3.68	5.61	16.33
2004-05	2.02	2.34	2.93	3.73	5.55	15.47
2005-06	2.16	2.46	3.08	3.82	5.42	15.97
2006-07	2.54	2.53	3.13	3.86	5.68	16.10
2007-08	2.47	2.76	3.28	3.97	5.73	16.77
2008-09	2.66	2.91	3.44	4.13	5.85	16.60

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B27 – Média do rendimento-hora do trabalho principal – atributos do mercado de trabalho, Brasil Metropolitano, 2002-2009

Ano	Jornada Parcial	Jornada Integral	Não Contribui para a Previdência	Contribui para a Previdência	Setor Formal	Setor Informal
2002-03	10.20	5.82	3.25	8.54	8.28	6.27
2003-04	8.28	5.41	2.94	7.86	7.47	5.49
2004-05	8.31	5.38	2.96	7.81	7.50	5.28
2005-06	8.63	5.67	3.10	8.05	7.60	5.76
2006-07	8.81	5.82	3.22	8.23	7.86	5.83
2007-08	9.58	6.17	3.63	8.45	8.15	6.30
2008-09	9.75	6.41	3.56	8.74	8.37	6.43

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B28 – Média do rendimento-hora do trabalho principal – região metropolitana, Brasil Metropolitano, 2002-2009

Ano	RMRE	RMSA	RMBH	RMRJ	RMSP	RMPOA
2002-03	4.24	4.93	5.68	5.88	8.51	6.53
2003-04	3.70	5.09	5.54	5.63	7.18	5.82
2004-05	3.80	4.92	5.51	5.44	7.33	5.82
2005-06	3.82	4.82	5.90	5.74	7.75	6.14
2006-07	3.82	5.04	5.88	6.22	7.99	6.15
2007-08	4.33	5.22	6.39	7.09	7.62	6.62
2008-09	4.61	5.95	6.58	6.83	7.81	7.13

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B29 – Mobilidade direcional e decomposição da mobilidade não direcional – atributos individuais: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 2002-2009

	Ano	Mulheres	Homens	Não Brancos	Branco	Não Chefes	Chefes
Mobilidade Direcional	2002-03	-0.0689	-0.0732	-0.0625	-0.0792	-0.0705	-0.0721
	2003-04	0.0119	0.0134	0.0203	0.0067	0.0210	0.0073
	2004-05	0.0334	0.0416	0.0468	0.0309	0.0449	0.0334
	2005-06	0.0564	0.0524	0.0615	0.0479	0.0631	0.0474
	2006-07	0.0545	0.0533	0.0573	0.0509	0.0598	0.0493
	2007-08	0.0442	0.0402	0.0468	0.0378	0.0531	0.0334
	2008-09	0.0343	0.0239	0.0388	0.0190	0.0343	0.0237
Efeito Desempenho	2002-03	0.0689	0.0732	0.0625	0.0792	0.0705	0.0721
	2003-04	0.0119	0.0134	0.0203	0.0067	0.0210	0.0073
	2004-05	0.0334	0.0416	0.0468	0.0309	0.0449	0.0334
	2005-06	0.0564	0.0524	0.0615	0.0479	0.0631	0.0474
	2006-07	0.0545	0.0533	0.0573	0.0509	0.0598	0.0493
	2007-08	0.0442	0.0402	0.0468	0.0378	0.0531	0.0334
	2008-09	0.0343	0.0239	0.0388	0.0190	0.0343	0.0237
Efeito Distributivo	2002-03	0.3473	0.3529	0.3717	0.3328	0.3534	0.3490
	2003-04	0.3436	0.3409	0.3325	0.3497	0.3365	0.3457
	2004-05	0.3086	0.2921	0.2956	0.3019	0.2975	0.3001
	2005-06	0.2822	0.2759	0.2686	0.2867	0.2744	0.2816
	2006-07	0.2576	0.2608	0.2564	0.2621	0.2580	0.2606
	2007-08	0.2726	0.2815	0.2679	0.2860	0.2692	0.2841
	2008-09	0.2837	0.2980	0.2716	0.3099	0.2861	0.2964

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B30 – Movimento de participação – atributos individuais: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 2002-2009

Ano	Mulheres	Homens	Não Brancos	Branco	Não Chefes	Chefes
2002-03	0.5290	0.4747	0.5457	0.4703	0.5309	0.4744
2003-04	0.4619	0.4104	0.4524	0.4192	0.4742	0.4044
2004-05	0.4555	0.3986	0.4516	0.4060	0.4629	0.3957
2005-06	0.4430	0.3800	0.4323	0.3912	0.4475	0.3761
2006-07	0.4221	0.3711	0.4214	0.3758	0.4314	0.3640
2007-08	0.4308	0.3784	0.4295	0.3836	0.4311	0.3777
2008-09	0.4358	0.3858	0.4170	0.3986	0.4466	0.3783

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B31 – Movimento de participação – anos de estudo: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitan, 2002-2009

Ano	0	1 a 3	4 a 7	8 a 10	11	12 ou mais
2002-03	0.6334	0.5699	0.5521	0.5321	0.5164	0.4319
2003-04	0.5524	0.5017	0.4803	0.4561	0.4477	0.3797
2004-05	0.5057	0.4908	0.4537	0.4643	0.4375	0.3754
2005-06	0.4865	0.4826	0.4689	0.4199	0.4193	0.3590
2006-07	0.4622	0.4524	0.4594	0.4252	0.3912	0.3500
2007-08	0.5220	0.4504	0.4574	0.4432	0.4092	0.3576
2008-09	0.5027	0.4446	0.4294	0.4229	0.4091	0.3875

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B32 – Mobilidade direcional e decomposição da mobilidade não direcional – anos de estudo: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitan, 2002-2009

	Ano	0	1 a 3	4 a 7	8 a 10	11	12 ou mais
Mobilidade Direcional	2002-03	-0.0636	-0.0552	-0.0607	-0.0770	-0.0792	-0.0829
	2003-04	0.0332	0.0264	0.0307	0.0106	0.0092	-0.0202
	2004-05	0.0653	0.0620	0.0499	0.0274	0.0432	0.0074
	2005-06	0.0713	0.0698	0.0524	0.0634	0.0630	0.0255
	2006-07	0.0065	0.0789	0.0657	0.0559	0.0536	0.0332
	2007-08	0.0459	0.0635	0.0539	0.0412	0.0384	0.0255
	2008-09	0.0432	0.0937	0.0460	0.0438	0.0205	-0.0133
Efeito Desempenho	2002-03	0.0636	0.0552	0.0607	0.0770	0.0792	0.0829
	2003-04	0.0332	0.0264	0.0307	0.0106	0.0092	0.0202
	2004-05	0.0653	0.0620	0.0499	0.0274	0.0432	0.0074
	2005-06	0.0713	0.0698	0.0524	0.0634	0.0630	0.0255
	2006-07	0.0065	0.0789	0.0657	0.0559	0.0536	0.0332
	2007-08	0.0459	0.0635	0.0539	0.0412	0.0384	0.0255
	2008-09	0.0432	0.0937	0.0460	0.0438	0.0205	0.0133
Efeito Distributivo	2002-03	0.3903	0.3768	0.3620	0.3413	0.3351	0.3432
	2003-04	0.3436	0.3399	0.3227	0.3385	0.3421	0.3392
	2004-05	0.2845	0.2734	0.2813	0.3137	0.2985	0.3269
	2005-06	0.2887	0.2643	0.2864	0.2576	0.2640	0.3136
	2006-07	0.3322	0.2419	0.2527	0.2452	0.2531	0.2889
	2007-08	0.2987	0.2600	0.2656	0.2679	0.2734	0.3115
	2008-09	0.2928	0.2275	0.2633	0.2595	0.2929	0.3430

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B33 – Movimento de participação – atributos do mercado de trabalho: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitan, 2002-2009

Ano	Jornada Parcial	Jornada Integral	Não Contribui para a Previdência	Contribui para a Previdência	Setor Formal	Setor Informal
2002-03	0.5726	0.4824	0.8482	0.3778	0.3523	0.5293
2003-04	0.4828	0.4239	0.7664	0.3168	0.3054	0.4364
2004-05	0.4587	0.4177	0.7256	0.3167	0.2998	0.4224
2005-06	0.4428	0.3995	0.7140	0.3037	0.2911	0.3989
2006-07	0.4442	0.3874	0.6991	0.2882	0.2719	0.3953
2007-08	0.4375	0.3948	0.6750	0.3028	0.2853	0.4062
2008-09	0.4551	0.3992	0.6911	0.3248	0.3083	0.4152

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B34 – Mobilidade direcional e decomposição da mobilidade não direcional – atributos do mercado de trabalho: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 2002-2009

	Ano	Jornada Parcial	Jornada Integral	Não Contribui Previdência	Contribui Previdência	Setor Formal	Setor Informal
Mobilidade Direcional	2002-03	-0.3422	-0.0307	-0.0525	-0.0803	-0.0752	-0.0661
	2003-04	-0.1608	0.0390	0.0299	0.0039	0.0095	0.0172
	2004-05	-0.1354	0.0640	0.0645	0.0239	0.0295	0.0495
	2005-06	-0.1052	0.0764	0.0728	0.0446	0.0531	0.0555
	2006-07	-0.1154	0.0785	0.0806	0.0403	0.0446	0.0661
	2007-08	-0.1027	0.0621	0.0795	0.0243	0.0280	0.0610
	2008-09	-0.1345	0.0505	0.0610	0.0138	0.0204	0.0398
Efeito Desempenho	2002-03	0.3422	0.0307	0.0525	0.0803	0.0752	0.0661
	2003-04	0.1608	0.0390	0.0299	0.0039	0.0095	0.0172
	2004-05	0.1354	0.0640	0.0645	0.0239	0.0295	0.0495
	2005-06	0.1052	0.0764	0.0728	0.0446	0.0531	0.0555
	2006-07	0.1154	0.0785	0.0806	0.0403	0.0446	0.0661
	2007-08	0.1027	0.0621	0.0795	0.0243	0.0280	0.0610
	2008-09	0.1345	0.0505	0.0610	0.0138	0.0204	0.0398
Efeito Distributivo	2002-03	0.2599	0.3644	0.4918	0.2853	0.2673	0.4709
	2003-04	0.3199	0.2968	0.4238	0.2992	0.2794	0.4255
	2004-05	0.3266	0.2546	0.3613	0.2653	0.2460	0.3680
	2005-06	0.3535	0.2386	0.3474	0.2436	0.2189	0.3573
	2006-07	0.3195	0.2170	0.3208	0.2286	0.2082	0.3280
	2007-08	0.3449	0.2397	0.3285	0.2538	0.2312	0.3413
	2008-09	0.3116	0.2525	0.3408	0.2704	0.2450	0.3608

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B35 – Efeito desempenho e distributivo – região metropolitana: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 2002-2009

	Ano	RMRE	RMSA	RMBH	RMRJ	RMSP	RMPOA
Mobilidade Direcional	2002-03	-0.0727	-0.0110	-0.0273	-0.1168	-0.1177	-0.0492
	2003-04	0.0167	0.0103	0.0368	0.0037	-0.0105	0.0274
	2004-05	0.0544	0.0333	0.0578	0.0368	0.0274	0.0240
	2005-06	0.0234	0.0738	0.0829	0.0534	0.0441	0.0448
	2006-07	0.0778	0.0597	0.0710	0.0352	0.0468	0.0499
	2007-08	0.0563	0.0426	0.0574	0.0454	0.0198	0.0395
	2008-09	0.0243	0.0487	0.0334	0.0363	0.0056	0.0325
Efeito Desempenho	2002-03	0.0727	0.0110	0.0273	0.1168	0.1177	0.0492
	2003-04	0.0167	0.0103	0.0368	0.0037	0.0105	0.0274
	2004-05	0.0544	0.0333	0.0578	0.0368	0.0274	0.0240
	2005-06	0.0234	0.0738	0.0829	0.0534	0.0441	0.0448
	2006-07	0.0778	0.0597	0.0710	0.0352	0.0468	0.0499
	2007-08	0.0563	0.0426	0.0574	0.0454	0.0198	0.0395
	2008-09	0.0243	0.0487	0.0334	0.0363	0.0056	0.0325
Efeito Distributivo	2002-03	0.3601	0.4346	0.4282	0.3369	0.2619	0.3477
	2003-04	0.3996	0.3632	0.3370	0.2609	0.3553	0.3472
	2004-05	0.3483	0.3609	0.3134	0.1848	0.3222	0.3346
	2005-06	0.3994	0.3151	0.2866	0.1544	0.2880	0.3185
	2006-07	0.3444	0.2934	0.2790	0.1503	0.2713	0.2974
	2007-08	0.3469	0.3128	0.3003	0.1669	0.3060	0.3058
	2008-09	0.3803	0.2973	0.3253	0.1912	0.3204	0.2996

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B36 – Movimento de participação – região metropolitana: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 2002-2009

<b>Ano</b>	<b>RMRE</b>	<b>RMSA</b>	<b>RMBH</b>	<b>RMRJ</b>	<b>RMSP</b>	<b>RMPOA</b>
2002-03	0.5488	0.5515	0.5188	0.5514	0.4305	0.4695
2003-04	0.4877	0.4703	0.4595	0.3303	0.4345	0.4362
2004-05	0.5404	0.4764	0.4413	0.2902	0.4258	0.4465
2005-06	0.5555	0.4718	0.4476	0.2643	0.3841	0.4345
2006-07	0.5393	0.4474	0.4340	0.2526	0.3704	0.4362
2007-08	0.5267	0.4418	0.4603	0.2764	0.3899	0.4213
2008-09	0.5651	0.4073	0.4591	0.2977	0.4099	0.4029

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B37 – Movimento de participação – ano de nascimento: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 2002-2009

<b>Coorte</b>	<b>2002-03</b>	<b>2003-04</b>	<b>2004-05</b>	<b>2005-06</b>	<b>2006-07</b>	<b>2007-08</b>	<b>2008-09</b>
1936-1939	0,6893	0,6986	0,4491	*	*	*	*
1940-1943	0,6212	0,6535	0,4903	0,4199	0,5214	0,4724	0,5012
1944-1947	0,5342	0,4091	0,4892	0,4272	0,4862	0,3842	0,4570
1948-1951	0,5206	0,4385	0,4387	0,4453	0,4020	0,4493	0,5095
1952-1955	0,4933	0,4446	0,4214	0,4135	0,3816	0,4321	0,4015
1956-1959	0,4888	0,4013	0,3899	0,3847	0,3723	0,3880	0,3806
1960-1963	0,4661	0,3810	0,3993	0,3750	0,3576	0,3739	0,4079
1964-1967	0,4794	0,4027	0,3990	0,3812	0,3824	0,3766	0,3911
1968-1971	0,4555	0,4232	0,4177	0,3907	0,3538	0,3793	0,3739
1972-1975	0,5057	0,4402	0,4159	0,3935	0,3965	0,3962	0,3811
1976-1979	0,5660	0,5031	0,4722	0,4696	0,4164	0,4036	0,4090
1980-1983	*	*	*	0,3230	0,4529	0,4165	0,3988

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B38 – Mobilidade direcional – ano de nascimento: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 2002-2009

<b>Coorte</b>	<b>2002-03</b>	<b>2003-04</b>	<b>2004-05</b>	<b>2005-06</b>	<b>2006-07</b>	<b>2007-08</b>	<b>2008-09</b>
1936-1939	-0,1246	-0,0330	-0,0867	*	*	*	*
1940-1943	-0,0708	-0,0112	0,0326	0,0065	0,0783	-0,0383	0,0492
1944-1947	-0,1056	-0,0108	0,0205	0,0112	0,0524	0,0520	0,0051
1948-1951	-0,1053	-0,0111	0,0293	0,0145	0,0251	0,0435	0,0199
1952-1955	-0,0632	0,0087	0,0392	0,0462	0,0506	0,0392	-0,0114
1956-1959	-0,0689	-0,0017	0,0276	0,0477	0,0407	0,0260	0,0340
1960-1963	0,0622	0,0218	0,0248	0,0365	0,0492	0,0330	0,0361
1964-1967	-0,0832	0,0024	0,0487	0,0512	0,0509	0,0316	0,0115
1968-1971	-0,0697	0,0181	0,0374	0,0782	0,0517	0,0499	0,0308
1972-1975	-0,0580	0,0419	0,0450	0,0703	0,0723	0,0430	0,0323
1976-1979	-0,0122	0,0433	0,0659	0,0875	0,0663	0,0612	0,0525
1980-1983	*	*	*	-0,0137	0,0791	0,0708	0,0350

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B39 – Efeito desempenho – ano de nascimento: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 2002-2009

<b>Coorte</b>	<b>2002-03</b>	<b>2003-04</b>	<b>2004-05</b>	<b>2005-06</b>	<b>2006-07</b>	<b>2007-08</b>	<b>2008-09</b>
1936-1939	0,124554	0,0330	0,0867	*	*	*	*
1940-1943	0,070796	0,0112	0,0326	0,0065	0,0783	0,0383	0,0492
1944-1947	0,105553	0,0108	0,0205	0,0112	0,0524	0,0520	0,0051
1948-1951	0,10526	0,0111	0,0293	0,0145	0,0251	0,0435	0,0199
1952-1955	0,063201	0,0087	0,0392	0,0462	0,0506	0,0392	0,0114
1956-1959	0,068921	0,0017	0,0276	0,0477	0,0407	0,0260	0,0340
1960-1963	0,062182	0,0218	0,0248	0,0365	0,0492	0,0330	0,0361
1964-1967	0,083243	0,0024	0,0487	0,0512	0,0509	0,0316	0,0115
1968-1971	0,069663	0,0181	0,0374	0,0782	0,0517	0,0499	0,0308
1972-1975	0,057958	0,0419	0,0450	0,0703	0,0723	0,0430	0,0323
1976-1979	0,01215	0,0433	0,0659	0,0875	0,0663	0,0612	0,0525
1980-1983	*	*	*	0,0137	0,0791	0,0708	0,0350

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela B40 – Efeito distributivo – ano de nascimento: rendimento-hora do trabalho principal, Brasil Metropolitano, 2002-2009

<b>Coorte</b>	<b>2002-03</b>	<b>2003-04</b>	<b>2004-05</b>	<b>2005-06</b>	<b>2006-07</b>	<b>2007-08</b>	<b>2008-09</b>
1936-1939	0,401351	0,4089	0,3410	*	*	*	*
1940-1943	0,415595	0,4155	0,3303	0,3746	0,2971	0,3874	0,3968
1944-1947	0,385199	0,3391	0,3580	0,3441	0,3112	0,3138	0,3622
1948-1951	0,355578	0,3681	0,3281	0,3320	0,3127	0,3155	0,3478
1952-1955	0,3794	0,3763	0,3081	0,3089	0,2695	0,3007	0,3266
1956-1959	0,368631	0,3591	0,3134	0,2863	0,2761	0,3064	0,2950
1960-1963	0,364464	0,3200	0,3155	0,3001	0,2617	0,2939	0,2894
1964-1967	0,317147	0,3423	0,2854	0,2816	0,2625	0,2822	0,3182
1968-1971	0,330866	0,3201	0,2972	0,2493	0,2558	0,2634	0,2750
1972-1975	0,322047	0,3083	0,2713	0,2372	0,2270	0,2586	0,2732
1976-1979	0,398008	0,2929	0,2548	0,2349	0,2346	0,2331	0,2460
1980-1983	*	*	*	0,3009	0,2178	0,2285	0,2655

Fonte: PME, 2002 a 2009

## ANEXO C

Tabela C1 – Mobilidade absoluta, rendimento de todas as fontes, Brasil, 1993 a 2007

	MQOP		Pseudo-painel	
Log( $y_{t-1}$ )	0.997*** (0.00576)	0.121*** (0.0361)	0.997*** (0.00595)	0.117*** (0.0373)
Intercepto	-0.0251 (0.0355)	5.001*** (0.212)	-0.0273 (0.0366)	5.355*** (0.228)
Efeitos de Coorte	Não	Sim	Não	Sim
Observações	1297	1297	1297	1297
Número de grupos			244	244
R2	0.965			0.009

Fonte: Elaboração própria

Notas: Erros padrão robustos entre parênteses, significância: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%.

Tabela C2 – Mobilidade condicionada, rendimento de todas as fontes, Brasil, 1993 a 2007

	MQOP		Pseudo-painel		MQOP		Pseudo-painel	
Log( $y_{t-1}$ )	1.009*** (0.00319)	0.349*** (0.0363)	1.007*** (0.00356)	0.322*** (0.0390)	0.998*** (0.00570)	0.0533 (0.0397)	0.998*** (0.00588)	0.0528 (0.0414)
1995	0.255*** (0.00779)	0.262*** (0.00738)	0.260*** (0.00906)	0.265*** (0.00826)				
1997	0.317*** (0.00757)	0.290*** (0.00758)	0.317*** (0.00881)	0.288*** (0.00851)				
1999	0.292*** (0.00751)	0.250*** (0.00786)	0.291*** (0.00864)	0.248*** (0.00866)				
2001	0.363*** (0.00735)	0.253*** (0.0103)	0.366*** (0.00856)	0.252*** (0.0112)				
2003	0.185*** (0.00596)	0.138*** (0.00863)	0.197*** (0.00903)	0.135*** (0.00986)				
2005	0.143*** (0.00794)	0.173*** (0.00796)	0.150*** (0.00855)	0.169*** (0.00859)				
2007	-	-	-	-				
2001-2007					0.0166** (0.00732)	-0.0379*** (0.00721)	0.0181** (0.00750)	-0.0374*** (0.00742)
Intercepto	-0.324*** (0.0206)	3.500*** (0.216)	-0.310*** (0.0230)	3.909*** (0.241)	-0.0383 (0.0352)	5.401*** (0.233)	-0.0413 (0.0363)	5.765*** (0.255)
Efeitos de Coorte	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Observações	1290	1296	1297	1297	1297	1297	1297	1297
Número de grupos			244	244			244	244
R2	0.991			0.687	0.965			0.031

Fonte: Elaboração própria

Notas: Erros padrão robustos entre parênteses, significância: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%.

## ANEXO D

### PME 1992-2001

Tabela D1 – Composição da amostra nos quantis (10, 25, 50, 75 e 90), Homens, Brasil Metropolitano, 1992 a 2001

Variáveis	Quantis				
	10	25	50	75	90
Chefes de domicílio	79.52	81.83	84.30	90.70	92.58
Jornada Integral	91.19	92.22	93.33	91.32	89.66
Setor Formal	34.97	43.59	49.64	61.32	64.90
RMRE	25.18	19.63	14.67	4.66	3.77
RMSA	23.46	19.56	15.95	5.86	5.73
RMBH	20.46	22.52	22.69	20.02	20.80
RMRJ	14.10	17.04	18.44	16.85	14.74
RMSP	7.52	9.00	13.42	34.76	36.80
RMPOA	9.28	12.25	14.83	17.84	18.15
Idade Média	40.55	40.05	39.82	41.19	42.41
Escolaridade Média	5.17	5.54	5.99	11.31	13.26

Fonte: PME, 1992 a 2001

Tabela D2 – Mobilidade incondicional, Homens, Brasil Metropolitano, 1992 a 2001

	MQO	10	25	50	75	90
Log( $y_{t-1}$ )	0.696*** (0.00239)	0.656*** (0.00407)	0.733*** (0.00350)	0.768*** (0.00280)	0.727*** (0.00201)	0.666*** (0.00276)
Intercepto	0.501*** (0.00399)	-0.181*** (0.00526)	0.0894*** (0.00464)	0.379*** (0.00434)	0.803*** (0.00455)	1.297*** (0.00673)
Observações	96938	96938	96938	96938	96938	96938
R2	0.543					

Fonte: Elaboração própria

Notas: Erros padrão robustos entre parênteses, significância: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%.

Tabela D3 – Mobilidade condicionada, Homens, Brasil Metropolitan, 1992 a 2001

	MQO	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
Log( $y_{t-1}$ )	0.542*** (0.00300)	0.531*** (0.00515)	0.601*** (0.00392)	0.616*** (0.00377)	0.557*** (0.00349)	0.485*** (0.00411)
idade1	0.0186*** (0.00177)	0.0172*** (0.00348)	0.0170*** (0.00218)	0.0177*** (0.00168)	0.0200*** (0.00169)	0.0217*** (0.00284)
idadeq1	-0.000165*** (0.00002)	-0.0002*** (0.00004)	-0.00018*** (0.00002)	-0.00016*** (0.00002)	-0.00015*** (0.00002)	-0.000129*** (0.00003)
condom	0.0908*** (0.00607)	0.122*** (0.00641)	0.0853*** (0.00695)	0.0717*** (0.00691)	0.0682*** (0.00623)	0.0790*** (0.00963)
educ1	0.0518*** (0.000584)	0.0380*** (0.000943)	0.0393*** (0.000630)	0.0432*** (0.000646)	0.0547*** (0.000685)	0.0677*** (0.00113)
jornada	0.179*** (0.00840)	0.238*** (0.0181)	0.235*** (0.0104)	0.198*** (0.00779)	0.150*** (0.00927)	0.0870*** (0.0117)
formal	0.0482*** (0.00394)	0.172*** (0.00671)	0.0968*** (0.00397)	0.0239*** (0.00376)	-0.0254*** (0.00428)	-0.0522*** (0.00668)
rm26	-0.378*** (0.00785)	-0.424*** (0.0156)	-0.351*** (0.00884)	-0.307*** (0.00934)	-0.338*** (0.0101)	-0.384*** (0.0123)
rm29	-0.352*** (0.00756)	-0.428*** (0.0150)	-0.347*** (0.00749)	-0.296*** (0.00796)	-0.305*** (0.0104)	-0.333*** (0.0161)
rm31	-0.166*** (0.00604)	-0.177*** (0.0100)	-0.152*** (0.00665)	-0.143*** (0.00572)	-0.164*** (0.00778)	-0.177*** (0.0115)
rm33	-0.174*** (0.00674)	-0.0925*** (0.00979)	-0.107*** (0.00895)	-0.153*** (0.00567)	-0.223*** (0.00787)	-0.271*** (0.00920)
rm43	-0.129*** (0.00620)	-0.0882*** (0.0103)	-0.0906*** (0.00766)	-0.108*** (0.00556)	-0.154*** (0.00765)	-0.184*** (0.0125)
salmin	-0.00996*** (0.000354)	-0.00757*** (0.000545)	-0.00784*** (0.000414)	-0.00982*** (0.000388)	-0.0111*** (0.000462)	-0.0112*** (0.000649)
txdes	0.000347 (0.00125)	0.0197*** (0.00184)	0.00805*** (0.00132)	-0.00199* (0.00112)	-0.00980*** (0.00117)	-0.0116*** (0.00184)
Intercepto	-0.254*** (0.0373)	-0.985*** (0.0805)	-0.647*** (0.0449)	-0.255*** (0.0335)	0.130*** (0.0363)	0.477*** (0.0675)
Observações	96938	96938	96938	96938	96938	96938
R2	0.607					

Fonte: Elaboração própria

Notas: Erros padrão robustos entre parênteses, significância: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%.

**PME 2002-2009**

Tabela D4 – Composição da amostra nos quantis (10, 25, 50, 75 e 90), Homens, Brasil Metropolitan, 2002 a 2009

Variáveis	Quantis				
	10	25	50	75	90
Branco	32.06	35.55	41.03	72.99	80.99
Chefes de domicílio	65.76	66.73	69.17	79.25	82.99
Jornada Integral	92.42	94.26	95.08	93.39	92.10
Setor Formal	25.52	39.68	48.55	64.68	67.16
Cont.Previdência	26.89	39.95	49.35	79.27	83.80
RMRE	26.47	21.04	15.43	6.29	5.76
RMSA	18.14	14.66	11.55	7.38	7.89
RMBH	16.35	19.04	19.72	19.43	19.89
RMRJ	17.06	20.02	21.26	19.88	18.65
RMSP	12.74	14.20	18.40	29.63	31.48
RMPOA	9.24	11.05	13.65	17.39	16.34
Idade Média	41.59	40.70	40.53	42.75	44.03
Escolaridade Média	5.41	5.95	6.50	11.55	13.03

Fonte: PME, 2002 a 2009

Tabela D5 – Mobilidade incondicional, Homens, Brasil Metropolitan, 2002 a 2009

	<b>MQO</b>	<b>10</b>	<b>25</b>	<b>50</b>	<b>75</b>	<b>90</b>
Log( $y_{t-1}$ )	0.674*** (0.00266)	0.662*** (0.00518)	0.757*** (0.00324)	0.785*** (0.00273)	0.715*** (0.00308)	0.642*** (0.00305)
Intercepto	0.600*** (0.00448)	0.0443*** (0.00651)	0.201*** (0.00446)	0.388*** (0.00535)	0.801*** (0.00594)	1.287*** (0.00744)
Observações	104536	104536	104536	104536	104536	104536
R2	0.573					

Fonte: Elaboração própria

Notas: Erros padrão robustos entre parênteses, significância: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%.

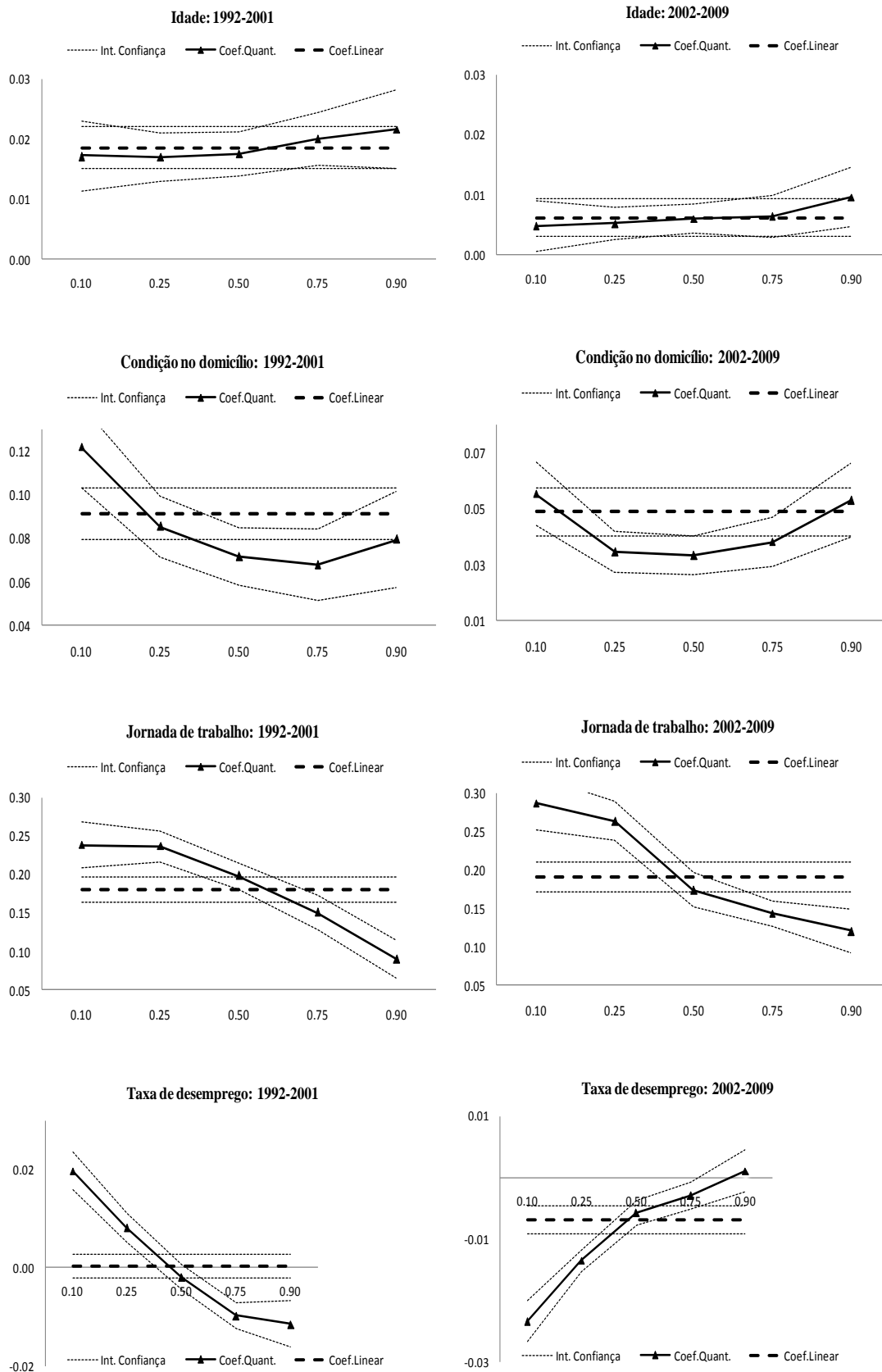
Tabela D6 – Mobilidade condicionada, Homens, Brasil Metropolitan, 2002 a 2009

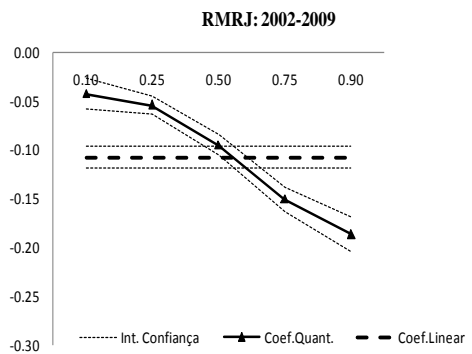
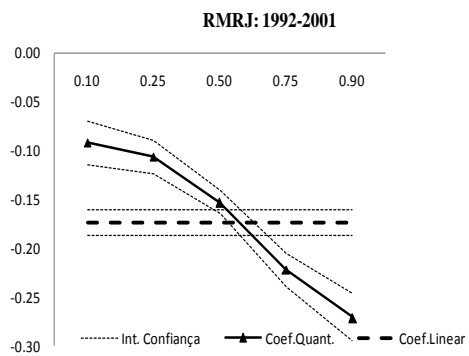
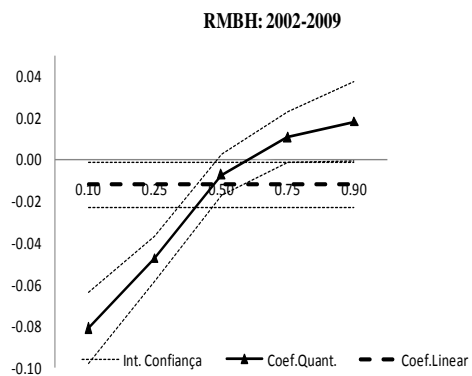
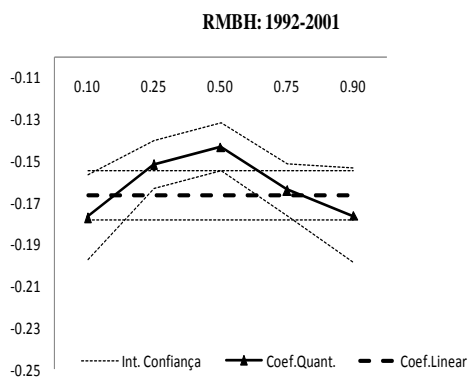
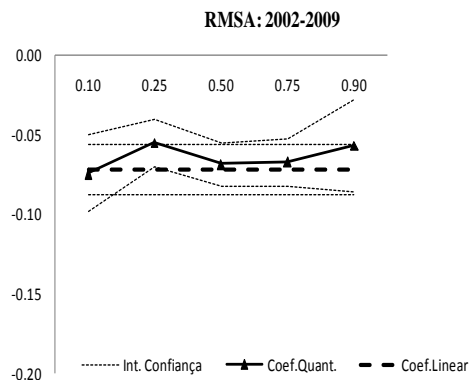
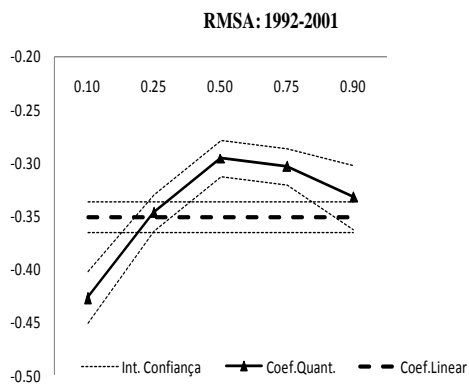
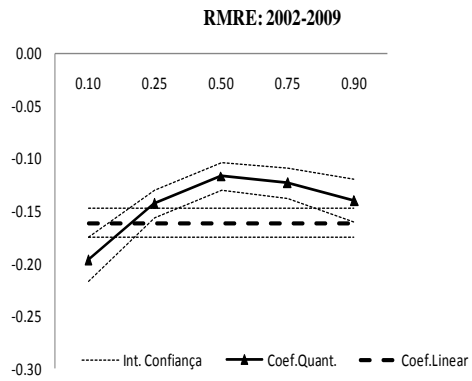
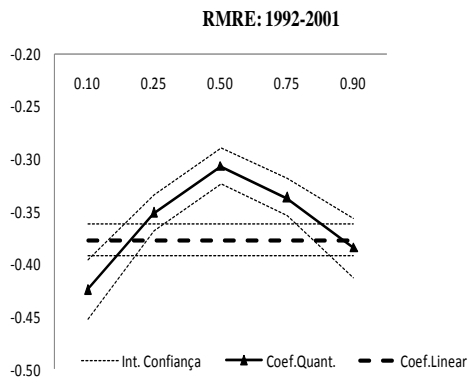
	<b>MQO</b>	<b>0.10</b>	<b>0.25</b>	<b>0.50</b>	<b>0.75</b>	<b>0.90</b>
Log( $y_{t-1}$ )	0.566*** (0.00374)	0.567*** (0.00473)	0.658*** (0.00444)	0.661*** (0.00290)	0.610*** (0.00351)	0.543*** (0.00453)
branco1	0.0943*** (0.00387)	0.0594*** (0.00393)	0.0592*** (0.00322)	0.0697*** (0.00289)	0.0923*** (0.00363)	0.123*** (0.00654)
idade1	0.00621*** (0.00163)	0.00479*** (0.00143)	0.00521*** (0.00124)	0.00597*** (0.00128)	0.00640*** (0.00169)	0.00958*** (0.00194)
idadeq1	0.00000 (0.00002)	-0.00003** (0.00002)	-0.00003* (0.00002)	-0.00001 (0.00001)	0.00002 (0.00002)	0.00003 (0.00002)
condom1	0.0488*** (0.00428)	0.0552*** (0.00607)	0.0345*** (0.00283)	0.0335*** (0.00404)	0.0380*** (0.00497)	0.0529*** (0.00639)
educ1	0.0523*** (0.000682)	0.0319*** (0.00119)	0.0304*** (0.000561)	0.0386*** (0.000397)	0.0518*** (0.000653)	0.0665*** (0.000986)
jornada	0.191*** (0.00988)	0.287*** (0.0182)	0.264*** (0.0134)	0.174*** (0.00855)	0.143*** (0.00927)	0.121*** (0.0192)
formal	0.172*** (0.00631)	0.272*** (0.0107)	0.205*** (0.00792)	0.166*** (0.00578)	0.133*** (0.00635)	0.0877*** (0.00816)
contribui1	-0.189*** (0.00690)	-0.0980*** (0.0128)	-0.146*** (0.00856)	-0.205*** (0.00615)	-0.280*** (0.00529)	-0.329*** (0.00974)
rm26	-0.162*** (0.00693)	-0.197*** (0.0108)	-0.143*** (0.00674)	-0.117*** (0.00484)	-0.124*** (0.00713)	-0.141*** (0.0101)
rm29	-0.0722*** (0.00812)	-0.0746*** (0.0144)	-0.0554*** (0.00951)	-0.0688*** (0.00818)	-0.0675*** (0.00813)	-0.0573*** (0.0112)
rm31	-0.0122** (0.00556)	-0.0812*** (0.00846)	-0.0478*** (0.00571)	-0.00740 (0.00616)	0.0105 (0.00653)	0.0181** (0.00821)
rm33	-0.108*** (0.00577)	-0.0425*** (0.00675)	-0.0544*** (0.00495)	-0.0952*** (0.00577)	-0.151*** (0.00779)	-0.187*** (0.00703)
rm43	-0.0573*** (0.00654)	-0.116*** (0.00718)	-0.0795*** (0.00687)	-0.0457*** (0.00737)	-0.0330*** (0.00953)	-0.0396*** (0.00906)
salmin	0.00382*** (0.000419)	0.00653*** (0.000761)	0.00491*** (0.000444)	0.00362*** (0.000455)	0.00237*** (0.000429)	0.00111 (0.000798)
txdes	-0.00693*** (0.00117)	-0.0234*** (0.00193)	-0.0135*** (0.00103)	-0.00575*** (0.00106)	-0.00295** (0.00140)	0.00104 (0.00133)
Intercepto	-0.0821** (0.0369)	-0.357*** (0.0440)	-0.247*** (0.0327)	-0.0602** (0.0301)	0.186*** (0.0391)	0.363*** (0.0508)
Observações	104525	104525	104525	104525	104525	104525
R2	0.663					

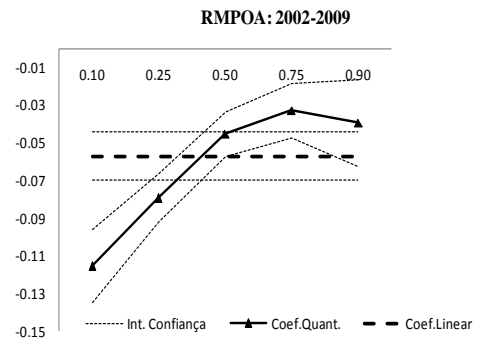
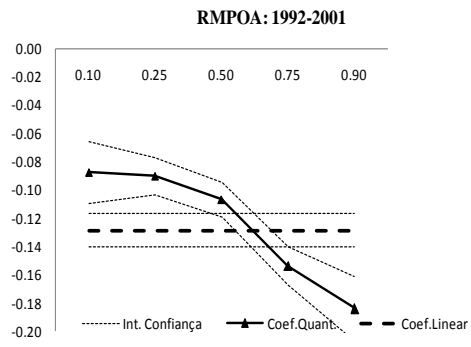
Fonte: Elaboração própria

Notas: Erros padrão robustos entre parênteses, significância: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%.

Gráfico D1 - Coeficientes das variáveis de controle, para os homens, Brasil Metropolitano, segundo quantis, no período considerado







Fonte: Elaboração própria