

## **Mobilidade nas Escolhas de Profissões no Mercado de Trabalho Brasileiro**

**Ronaldo de Albuquerque e Arraes (CAEN/UFC)**

**Francisca Livia Menezes (CAEN/UFC)**

**Andrei Gomes Simonassi( CAEN/UFC)**

**Denise Xavier Araújo (CAEN/UFC)**

### **Resumo**

As mudanças dos padrões de consumo e hábitos da população após a estabilização da economia brasileira têm provocado debates acerca do possível surgimento de uma nova classe média, assim como a constatação recente de redução das desigualdades de renda tem implicação direta sobre a distribuição de ocupações no mercado de trabalho, tanto do lado da oferta quanto da demanda. Motivado disso, objetiva-se analisar o mercado de trabalho no período pós-plano real buscando, inicialmente, agrupar as mais de oitocentas categorias ocupacionais registradas em um número reduzido que permita uma modelagem de análise. Seguindo princípios teóricos do esquema de classes de Erickson, Goldthorpe e Portocarrero (1979) e Goldthorpe, Llewellyn e Payne (1987) reduziu-se o agrupamento em sete categorias. Através da aplicação de um Modelo Discreto Multinomial verificam-se os determinantes da participação dos trabalhadores em uma determinada categoria e, por meio de equações de rendimentos, com correção de seletividade amostral, examinam-se os fatores que afetam as rendas desses trabalhadores. Constata-se uma expansão da renda e do nível educacional em quase todas as categorias, bem como se evidencia que as variáveis anos de estudo, experiência, condição na família, gênero, raça e região têm forte influência na escolha ocupacional e nos rendimentos dos trabalhadores. Significativas diferenças são observadas em relação ao retorno da educação na renda dos indivíduos quando se comparam os diferentes estratos ocupacionais, porquanto tal retorno tem tido uma tendência decrescente em algumas categorias, principalmente nas de renda mais elevada.

**Palavras-Chave:** Categorias Profissionais, Seletividade Amostral, Equações Mincerianas

### **Abstract**

The changes in consumption patterns and habits of the population as a result of the stability of the Brazilian economy post 1994 has provoked debate about whether or not a new middle class in Brazil has arisen. Besides, the findings in the literature of a recent reduction in income inequality in the country have direct implications on changes that have occurred in the distribution of occupations in the labor market. Based on these discussions and evidences, this paper analyzes the Brazilian labor market in 1995, 2003 and 2009 from two approaches: first, by reducing the existing eight hundreds occupational categories into seven, following the principle of the theoretical scheme of classes of Erickson, Goldthorpe and Portocarrero (1979) and Goldthorpe, Llewellyn and Payne (1987); second, the application of a multinomial discrete choice model allows identifying the determinants of workers participation in a particular category and, through estimation of mincerian earning equations, with correction for sample selection, it is inferred about the factors that affect workers' earnings. The results point for an expansion of income and educational level in almost all categories, as well as evidencing that years of schooling, experience, family status, gender, race and region have a significant influence on occupational choice and workers' earnings. Yet, there are also significant differences from the returns to education as different occupational strata are compared. Moreover, this return has shown to be decreasing over time in some categories, especially for those in higher earnings strata.

**Keywords:** Labor Market, Occupational Category, Selectivity Bias, Mincerian Equations

## 1 INTRODUÇÃO

A mudança dos padrões de consumo e hábitos da população após a consolidação da estabilidade da economia brasileira tem provocado debates acerca do possível surgimento de uma nova classe média no país. Aliada a isso, a constatação recente de redução das desigualdades de renda tem implicação direta sobre transformações ocorridas na distribuição de ocupações no mercado de trabalho, tanto do lado da oferta quanto da demanda (Barros, 2007).

Estudos preliminares mostram que essa redução da desigualdade vem sendo impulsionada principalmente pela redução da pobreza e pelo incremento na renda dos indivíduos decorrente da criação de novas oportunidades de emprego, a maior parte deles, formais, com carteira assinada. Além disso, as políticas públicas, em especial as de transferência de renda, têm implicado em uma melhoria na qualidade de vida dos brasileiros situados na cauda inferior da distribuição de renda.

O incremento da demanda por emprego pode exigir que os indivíduos estejam qualificados o suficiente para suprir essa necessidade do mercado. Caso contrário, haverá um descompasso entre oferta e demanda no mercado de trabalho, o que pode acarretar em custos tanto para os empregadores como para os trabalhadores. É daí que se insere a importância da educação para o equilíbrio desse mercado.

Diante disso, faz-se relevante investigar não apenas como tem se comportado o nível de educação dos trabalhadores, mas também o que os leva a optarem por determinada categoria ocupacional. Acredita-se ainda ser indispensável que essa análise leve em consideração as diferenças entre as diversas categorias ocupacionais em virtude das diferentes exigências que se fazem a cada uma no que se refere ao nível de educação. Da forma tradicional, é importante analisar quais os benefícios da educação para os indivíduos e qual o efeito marginal de um incremento no nível educacional sobre a renda desses trabalhadores e também o quão diferenciado são esses impactos entre as ocupações.

Todavia, o elevado número de categorias ocupacionais consiste no principal obstáculo à mensuração do proposto. Para transpô-lo e tornar a sua execução factível, é necessário agrupar as ocupações em grupos menores para que se possam obter conclusões mais precisas, mesmo incorrendo em perda de informações.

Alguns pesquisadores propuseram o agrupamento das inúmeras categorias ocupacionais em estratos menores. Uma das primeiras propostas deve-se a Erickson, Goldthorpe e Portocarrero (1979) e aperfeiçoada por Goldthorpe, Llewellyn e Payne (1987), que propuseram um esquema conhecido como EGP (iniciais dos primeiros autores), composto por sete classes e utilizado internacionalmente, inclusive pelo Projeto CASMIN (*Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations*), cuja finalidade centra-se na análise de mobilidade da mão de obra em realidades industriais de vários países da União Européia. Posteriormente, surgiram diversas outras propostas de agregação, mas todas mantendo similaridade com a proposta de EGP. Entre estas, destaca-se a de Vale Silva (1988) que, incorporando eixos significativos para a identificação de semelhanças e diferenças entre as categorias, como a dicotomia entre os setores rural e urbano e manual e não manual, agrupou as várias categorias ocupacionais em dezoito. Esse esquema, entretanto, não foi muito utilizado em decorrência da dificuldade de análise, de forma que os pesquisadores têm buscado reduzir o agrupamento para um número menor de categorias.

No Brasil, anualmente, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) realiza a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) que fornece, entre outras informações das famílias, dados de rendimentos, escolaridade e ocupação do representante familiar. O problema é, mais uma vez, a vasta diversidade de ocupações - superior a 800 classificações - que dificulta a análise da evolução e da mobilidade dos indivíduos entre elas.

A proposta deste estudo contribui com o debate sobre este tema conduzindo duas investigações: a primeira relacionada à escolha profissional e a segunda aos determinantes dos rendimentos. A partir do princípio teórico do esquema de classes EGP, faz-se, inicialmente, uma recodificação de dados da PNAD de forma a agrupar as diversas categorias ocupacionais em apenas sete. E, a partir delas, uma análise do mercado de trabalho brasileiro por categorias ocupacionais para verificar os determinantes das escolhas ocupacionais e dos rendimentos dos indivíduos. São estimados um modelo de escolha discreta multinomial e equações de rendimento seguindo a proposta de Mincer (1974) e Heckman (2005), considerando-se o viés de seletividade amostral.

Este artigo está dividido cinco seções adicionais. Inicialmente, apresentam-se as abordagens mais relevantes na literatura associada ao tema. Em sequência, descrevem-se as variáveis estudadas, a metodologia utilizada e as avaliações empíricas, analisam-se os resultados e, conclui-se o trabalho com as considerações finais.

## **2 REVISÃO SELETIVA DA LITERATURA: RETORNOS DA EDUCAÇÃO E OCUPAÇÕES**

Embora as discussões precursoras acerca da magnitude da taxa de retorno de educação na renda dos indivíduos devam-se a Schultz (1961) e Ben-Porath (1967), elas foram intensificadas a partir da publicação do artigo seminal de Mincer (1974), o qual formalizou teoricamente a derivação da equação de rendimentos tendo como variável dependente a renda sendo explicada por educação e experiência.

Tendo por base este estudo, surgiram diversas abordagens buscando analisar a relação entre renda e educação. No Brasil, o trabalho precursor foi o de Langoni (1973) que, ao analisar os determinantes das diferenças de renda, concluiu que nível educacional, idade, gênero, setor de atividade e região de residência são as variáveis mais relevantes para explicar as diferenças salariais entre os trabalhadores.

Lam e Levison (1990, 1992) estudaram os diferenciais de renda nos EUA e no Brasil e sua relação com idade, experiência e educação. Através de equações mincerianas estimadas em diferentes níveis de renda e escolaridade, a partir de dados da PNAD/1985, concluíram que, tanto para o Brasil como para os EUA, os retornos para a educação aumentam com a idade, mas, corroborando a hipótese de que para o primeiro este retorno seria maior. Constataram ainda ser tal retorno um dos mais altos do mundo, com uma taxa em torno de 15%. Leal e Werlang (1991), também utilizando os dados da PNAD no período de 1976-89, estimaram equações nos moldes das de Mincer obtendo taxa de retorno similar, em torno de 15%.

Também de acordo, Resende e Wyllie (2005) investigaram os retornos para a educação utilizando como base de dados a Pesquisa sobre Padrão de Vida (PPV-IBGE) para 1996 e 1997 e encontraram taxas de 12,6% e 15,9% para mulheres e homens, respectivamente. Soares e Gonzaga (1999), através da estimação de um modelo *switching-regressions*, encontraram um retorno marginal de 15,4 referente a um ano a mais de estudo. Utilizando técnica de variável instrumental, Ueda e Hoffman (2002) computaram um retorno médio de 9,8 para educação. Porém, Menezes Filho (2001) afirma que essa taxa tem mostrado uma tendência declinante ao longo do tempo devido ao próprio processo de expansão educacional no país. Esta afirmação contradiz o estudo de Heckman et al (2008), porquanto suas estimativas para a taxa de retorno da educação nos Estados Unidos, no período 1940-2000, não mostra tal tendência temporal.

Kassouf (1994, 1998) trouxe uma importante contribuição para a literatura ao estimar equações de rendimentos considerando o problema da seletividade amostral. A partir de dados da Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição (PNSN) para o ano de 1989, provida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a autora estimou, no primeiro trabalho, equações de participação no mercado de trabalho e de determinação de salários para homens e mulheres em idade ativa utilizando o procedimento de Heckman (1979) em dois estágios. Fez uma comparação entre os métodos tradicionais de estimação de salário hora e os que corrigem o viés de seletividade, chegando à conclusão de que, utilizando-se os métodos tradicionais, os parâmetros estimados apresentam uma tendenciosidade positiva, no caso dos trabalhadores do sexo masculino e negativa para os do sexo feminino. Em seguida, estendeu a análise do primeiro trabalho e calculou os retornos à experiência e educação considerando a diferença entre sexos e a segmentação do mercado, modificando a metodologia para a correção da seletividade amostral. Agora com uma variável policotômica, ela utilizou o procedimento de Lee (1983) que consiste em uma generalização do método de Heckman para o caso de uma variável dependente que assume mais de dois valores. Para tanto, ela estimou um Logit Multinomial com a variável dependente assumindo três valores: 0, caso os indivíduos não estejam trabalhando; 1, se trabalham no mercado formal; 2, se trabalham no mercado informal. Com isso, atestou a existência de viés de seletividade amostral nos parâmetros estimados. A autora concluiu que o número de filhos, educação, experiência, entre outras, são determinantes da participação dos indivíduos tanto no setor formal como no informal. Em relação aos rendimentos, estes se mostraram dependentes de variáveis como raça, região, educação e experiência.

Os trabalhos citados até aqui analisam os retornos para a educação considerando diferenças espaciais, setores, atributos individuais, etc. Esta pesquisa propõe uma análise levando em consideração as diferentes ocupações dos indivíduos. Além disso, pretende-se verificar os fatores determinantes da participação do trabalhador em um determinado estrato ocupacional.

Com base em utilizando informações extraídas de pesquisas públicas dos EUA, Schmicht e Strauss (1975) definiram cinco categorias ocupacionais e verificaram os fatores condicionantes da participação dos indivíduos em cada uma delas. Através da estimação de um modelo de escolha discreta do tipo multinomial como função das variáveis raça, gênero, educação e experiência. Seus resultados mostraram que as duas primeiras têm uma forte influência na participação do indivíduo em uma determinada ocupação.

Freguglia et al. (2001) utilizando dados da PNAD nos anos de 1993, 1999 e 2005, e RAIS-MIGRA, contemplando o período 1995-2006, definiram seis categorias ocupacionais e analisaram os efeitos da educação no mercado de trabalho. Através de um modelo logit multinomial, com a variável dependente podendo assumir seis valores: 1, se o indivíduo está no setor agrícola; 2, se faz trabalho manual; 3, para trabalho não manual; 4, se trabalha por conta própria (excluída agricultura); 5, se estudante; 6, se não trabalha e nem estuda. Concluíram que as políticas que visam a melhoria da educação levam a um aumento do nível educacional dos indivíduos e, no longo prazo, aumentam a probabilidade de eles entrarem para o setor de trabalho não manual.

A maior dificuldade nos trabalhos que focam essa abordagem é a definição das ocupações, em virtude do elevado número de classificações, sendo, portanto, necessário agregá-las para tornar a análise factível, mesmo acarretando em perda de informação. Diante disso, vários pesquisadores propuseram formas de agregar tais categorias em grupos menores, embora buscando minimizar a perda de informações.

As primeiras versões de distribuição ocupacional foram propostas por Erickson, Goldthorpe e Portocarrero (1979) e Goldthorpe, Llewellyn e Payne (1987), cujo esquema, conhecido internacionalmente como EGP (iniciais dos primeiros autores) é composto por sete

classes. Baseados nessa agregação foram classificadas as ocupações de diversos países estudados no Projeto CASMIN (*Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations*), coordenado por Goldthorpe em meados dos anos 80.

Esse esquema metodológico leva em consideração as relações de trabalho entre empregadores e empregados e o setor de atividades, rural e urbano. De acordo com Ribeiro e Scalon (2001) as classes resultantes da agregação são compostas por indivíduos comparáveis em termos de seus níveis de renda, graus de segurança econômica, possibilidades de avanço na carreira e de seus graus de autonomia para desempenhar as atividades de trabalho.

Existem diversas outras propostas de agregação de classes, mas todas mantêm certo grau de similaridade com a de Goldthorpe. Pastore (1979), ao propor a agregação das inúmeras categorias em seis grupos, ressalta a heterogeneidade de cada um deles, em virtude do reduzido número de estratos. Visando reduzir essa diferença intra-grupos, Silva (1988) propôs a utilização de dezoito categorias, as quais, por serem excessiva, não foi utilizada por outros. Ao contrário, por exemplo, Scalon (1999) redefiniu o agrupamento das dezoito categorias de Silva (1988) em nove, mas minimizando a perda de informações. Para tanto, a autora utiliza técnicas de análise por conglomerados e também um critério para a combinação de categorias via modelos log-lineares.

Com o intuito de verificar quais os determinantes da participação dos indivíduos em uma determinada categoria ocupacional, bem como identificar as variáveis que influenciam os rendimentos desses indivíduos, esta pesquisa utiliza o princípio teórico do esquema EGP e faz uma recodificação dos dados da PNAD referentes às ocupações, de forma a agrupar as mais de 800 classificações de categorias ocupacionais em apenas sete: profissionais administradores e gerentes; trabalhadores não manuais de rotina; pequenos proprietários; empregadores e proprietários rurais; trabalhadores manuais qualificados técnicos e supervisores; trabalhadores manuais não qualificados; trabalhadores manuais não qualificados do setor rural. A partir dessas categorias, é feita uma análise do mercado de trabalho brasileiro, por categorias ocupacionais, seguindo a literatura tradicional, que quase sempre aborda o mercado de forma agregada, mas, ampliando a análise relativa aos estudos anteriores ao investigar os determinantes das escolhas ocupacionais.

### **3 PERFIS DAS CATEGORIAS OCUPACIONAIS**

Como abordado na seção anterior, a verificação empírica realizada neste artigo é baseada em sete categorias ocupacionais agrupadas de acordo com o esquema de classes EGP. O gráfico 1 mostra a evolução da composição dessas categorias ao longo do período em estudo, 1995-2009. Análise preliminar da trajetória das categorias revela haver uma dinâmica semelhante destas no período anterior a 2003, caracterizada por certa estabilidade, e uma evolução do número de componentes dos estratos a partir deste ano. Diante disso, com o intuito de facilitar a análise, o exercício empírico conduzido na seção 5 adiante é esquematizado para três anos: 1995, após a estabilização da economia brasileira; 2003, ano em que ocorreu uma mudança na ideologia política na esfera federal, com isso poder-se-á verificar possíveis efeitos dessa mudança ao se comparar esta estimação com a de anos posteriores; 2009, ano mais recente com disponibilidade de dados.

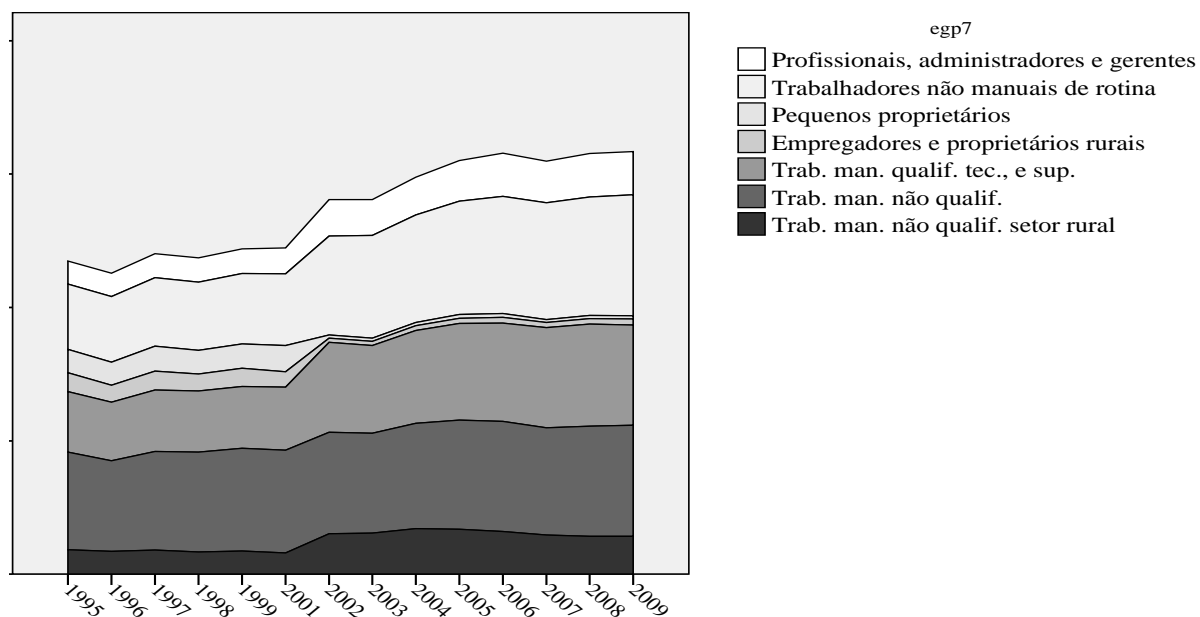


Gráfico 1 – Evolução da Composição das Categorias Ocupacionais

Fonte: Elaboração dos autores com base na PNAD

As categorias mais numerosas são a dos trabalhadores não manuais de rotina, a dos trabalhadores manuais técnicos e supervisores e trabalhadores manuais não qualificados. Essas categorias contrastam com a dos pequenos proprietários, que sofre uma redução do número de indivíduos que a constitui a partir de 2002. Esse comportamento pode ser atribuído à uma migração para a categoria dos profissionais, administradores e gerentes, que engloba os profissionais liberais. Alega-se ainda que tal redução possa ser decorrente de uma limitação de pesquisas como a PNAD, uma vez que esse tipo de dados é coletado através da aplicação de questionários nas residências dos indivíduos. E deve-se considerar que existe a possibilidade de ser mais difícil entrevistar um pequeno empresário em decorrência da disponibilidade deste.

### 3.1 Educação e Rendimentos

Seguindo a literatura padrão, um dos objetivos desta pesquisa é mostrar quais benefícios um maior nível educacional pode trazer para os indivíduos em termos de rendimento. O gráfico 2 mostra a evolução da média de anos de estudo por categorias ocupacionais de acordo com a agregação adotada no estudo. Observa-se uma expansão educacional em quase todas as categorias, com destaque para a dos pequenos proprietários. Diante desse incremento educacional resta saber se este se traduz em maiores rendimentos para os trabalhadores, cuja evolução da renda real média nos estratos ocupacionais é ilustrada no gráfico 3.

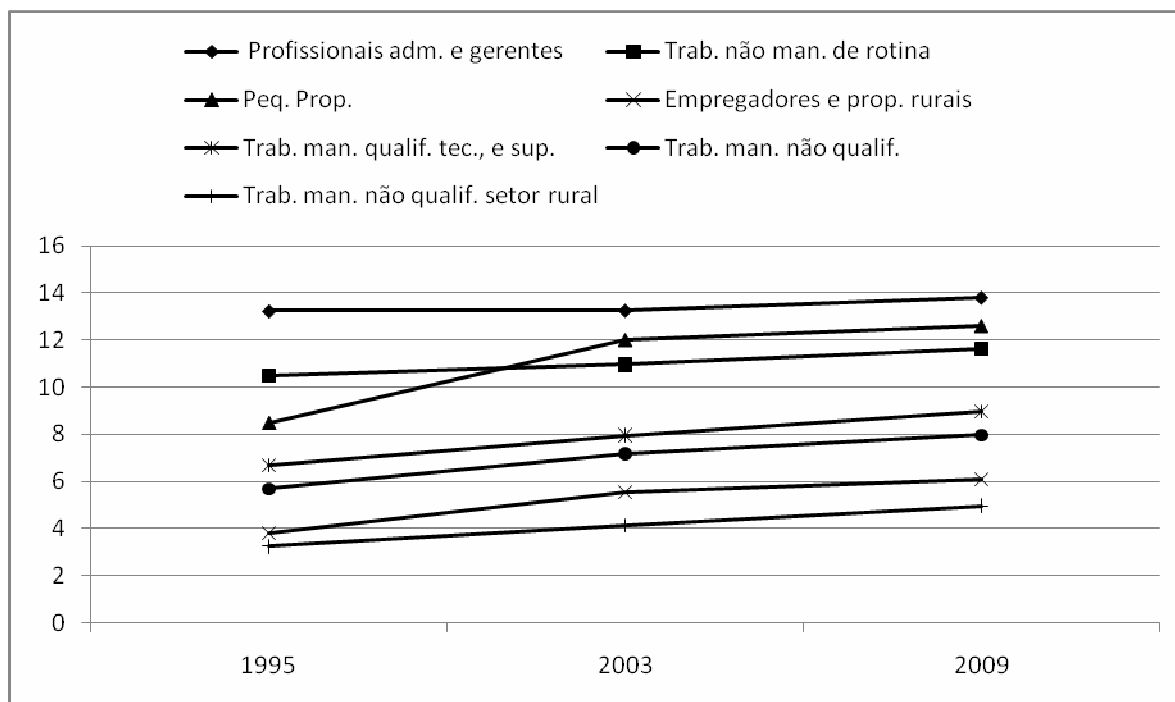


Gráfico 2 – Evolução da Média de Anos de Estudo por Categorias Ocupacionais  
 Fonte: Elaboração dos autores com base na PNAD

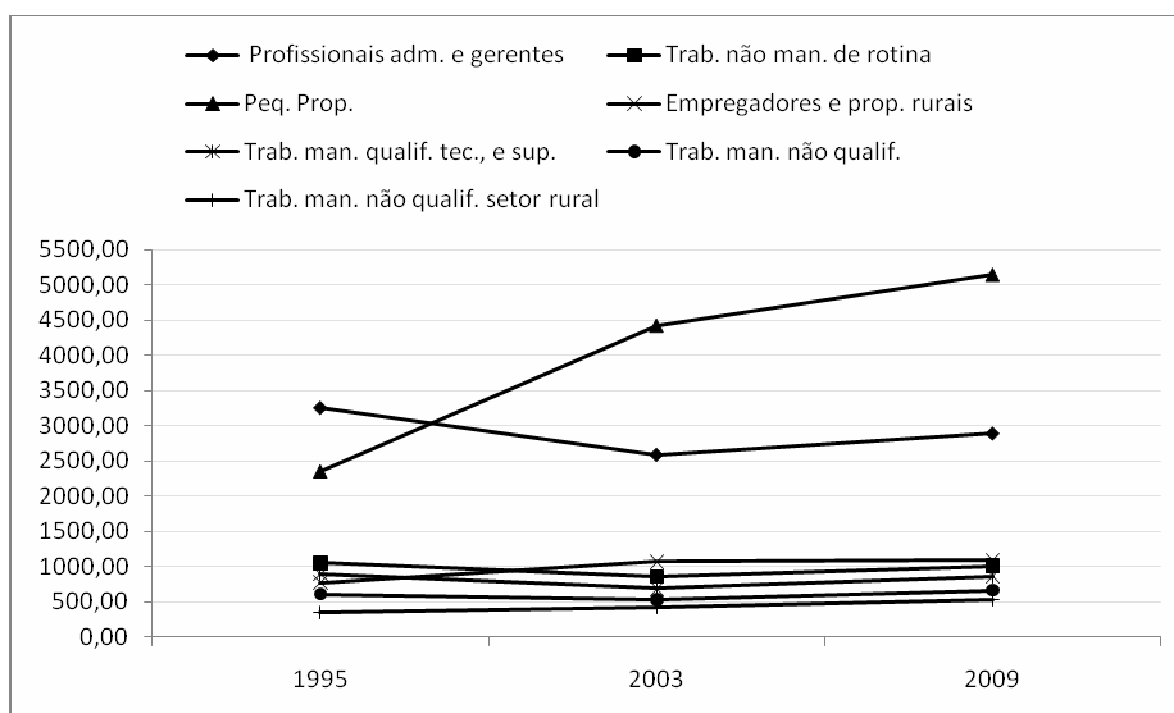


Gráfico 3 – Renda Real Média por Categorias Ocupacionais  
 Fonte: Elaboração dos autores com base na PNAD

Observa-se um crescimento da renda real média principalmente nas categorias dos pequenos proprietários, fato que, associado ao comportamento da média de anos de estudo dessa categoria visualizado no gráfico 2, sugere que a educação pode ter um retorno positivo nos rendimentos. As inferências feitas na seção 5 permitem verificar a validade dessa conclusão através da estimação de equações de rendimento.

Os indivíduos do setor rural também tiveram um incremento nas suas rendas entre 1995 e 2009, na Tabela 9 no Apêndice B pode-se ver que, para os trabalhadores este foi de

aproximadamente 40%, já para os empregadores e proprietários 8%. Nas categorias dos profissionais, administradores e gerentes e dos trabalhadores não manuais de rotina houve um decréscimo da renda de -11,26% e de -7%, respectivamente.

Tais fatos apontam para uma redução, ainda que sensível, da desigualdade de renda entre as categorias ocupacionais e a educação parece ter uma importante contribuição nesse processo.

### 3.2 Discriminação por Gênero e Raça

O gráfico 4 ilustra a evolução da composição de cada categoria de acordo com o gênero.

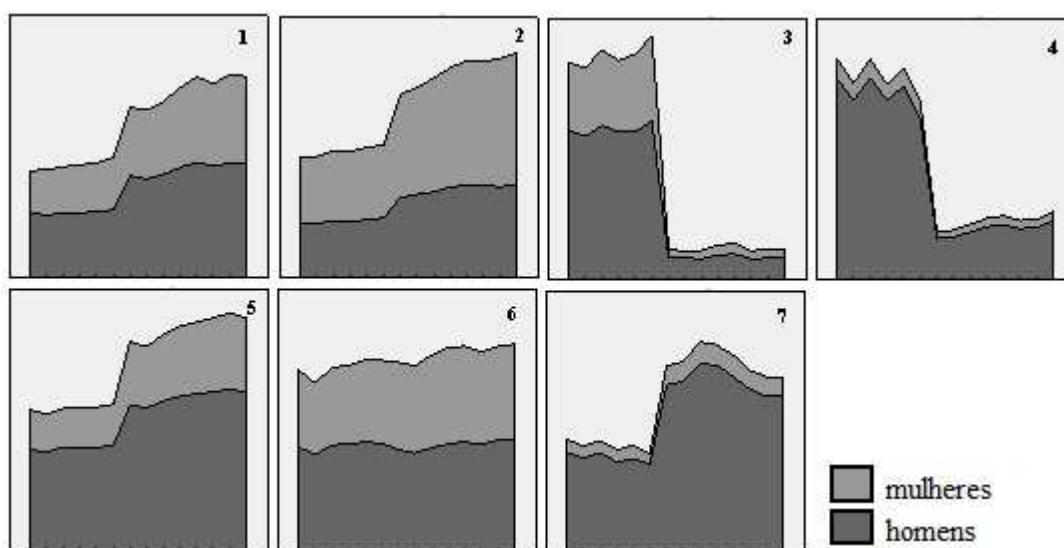


Gráfico 4 – Evolução da Composição das Ocupações por Gênero

Notas:

\*cada ponto do eixo horizontal em cada gráfico representa um ano do período em análise (1995-2009);

\*\*1: profissionais, administradores e gerentes; 2: trabalhadores não manuais de rotina; 3: pequenos proprietários; 4: empregadores e proprietários rurais; 5: trabalhadores manuais qualificados técnicos e supervisores; 6: trabalhadores manuais não qualificados; 7: trabalhadores manuais não qualificados do setor rural.

Fonte: Elaboração dos autores com base na PNAD

Aceito na literatura que tem aumentado a participação das mulheres no mercado de trabalho, o gráfico mostra que isso tem ocorrido principalmente nas categorias dos profissionais administradores e gerentes, dos trabalhadores não manuais de rotina, e dos trabalhadores manuais técnicos e supervisores e se intensifica a partir do ano de 2001.

Outra questão muito enfatizada na literatura diz respeito à discriminação racial, cuja composição das categorias ocupacionais é visualizada no gráfico 5.



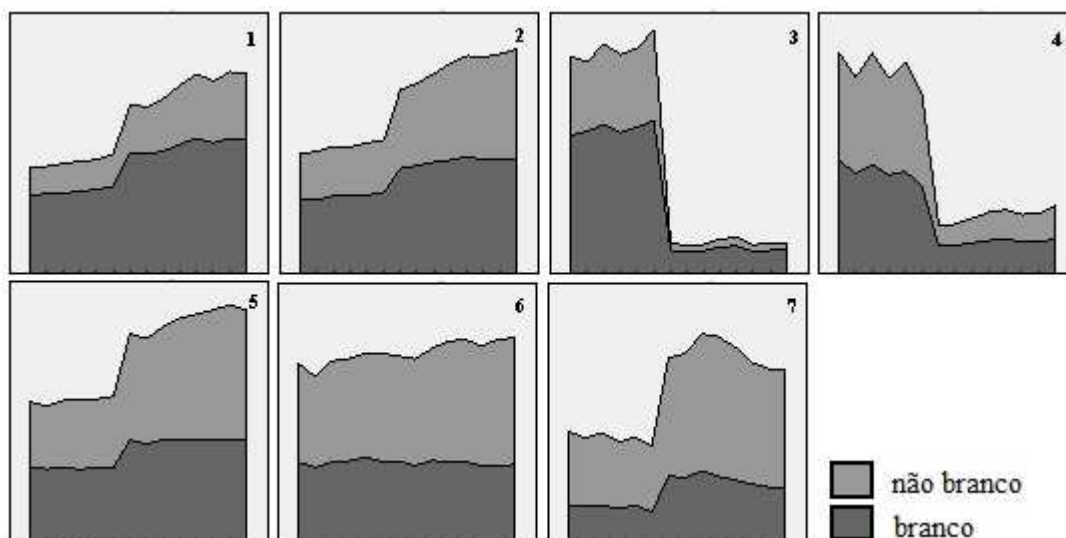


Gráfico 5 – Evolução da Composição das Ocupações por Raça

Notas:

\*cada ponto do eixo horizontal em cada gráfico representa um ano do período em análise (1995-2009);

\*\*1: profissionais, administradores e gerentes; 2: trabalhadores não manuais de rotina; 3: pequenos proprietários; 4: empregadores e proprietários rurais; 5: trabalhadores manuais qualificados técnicos e supervisores; 6: trabalhadores manuais não qualificados; 7: trabalhadores manuais não qualificados do setor rural.

Fonte: Elaboração dos autores com base na PNAD

Percebe-se que há uma predominância de trabalhadores brancos em quase todas as categorias, principalmente na de profissionais administradores e gerentes, na dos trabalhadores manuais qualificados e na dos pequenos proprietários. Entretanto, observa-se que está havendo um incremento da participação dos não brancos na maioria das categorias.

Em relação à desigualdade de renda entre brancos e não brancos, estudo recente elaborado pela consultoria Data Popular constatou que a renda total da população negra aumentou cerca de 38% entre 2007 e 2010, percentual que é o dobro do acréscimo verificado na renda média da população branca, 19%. (iG São Paulo, nov. de 2010), demonstrando um indício de redução da desigualdade de renda. Entretanto, é necessário analisar se essa expansão dos rendimentos aconteceu proporcionalmente entre todos os indivíduos não brancos, ou seja, entre todos os estratos ocupacionais. O gráfico 6 mostra a comparação da renda real média entre brancos e não brancos por categoria ocupacional em três anos do período em análise.

Pode-se visualizar por esse gráfico que a renda dos indivíduos não brancos aumentou em todas as categorias ao longo do período. Percebe-se, todavia, um descompasso entre os rendimentos de brancos e não brancos, mesmo estando estes dentro de um mesmo grupo ocupacional. Contudo, essa diferença vem diminuindo, principalmente entre os profissionais, administradores e gerentes e os pequenos proprietários.

As tendências ilustradas para gênero e raça no período 1995-2009 sugerem que as variáveis denotadas por sexo e raça parecem ser relevantes para explicar a participação de um indivíduo em um determinado estrato ocupacional. Essas constatações darão suporte às verificações empíricas constantes na seção 5 que permitirão obter resultados mais precisos.

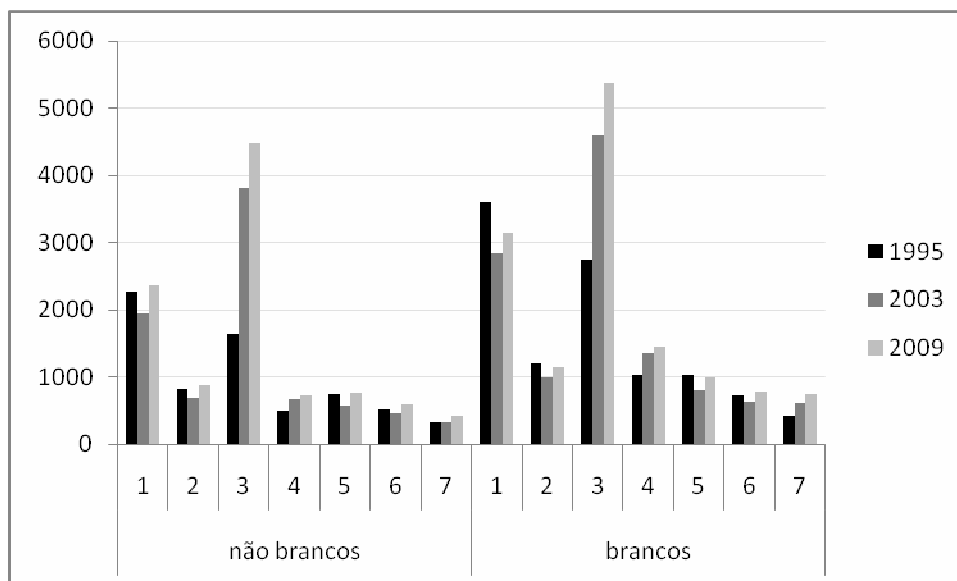


Gráfico 6 – Renda Real Média de Brancos e Não Brancos por Categoria Ocupacional

Notas:

\*1: profissionais, administradores e gerentes; 2: trabalhadores não manuais de rotina; 3: pequenos proprietários; 4: empregadores e proprietários rurais; 5: trabalhadores manuais qualificados técnicos e supervisores; 6: trabalhadores manuais não qualificados; 7: trabalhadores manuais não qualificados do setor rural.

Fonte: Elaboração dos autores com base na PNAD

### 3.3 Desigualdade de Renda entre as Grandes Regiões

Também é importante destacar a diferença de renda entre indivíduos que residem em distintas regiões do país atestada pelo gráfico 7, que apresenta a comparação da renda real média dos trabalhadores segundo as grandes regiões em três anos do período em análise.

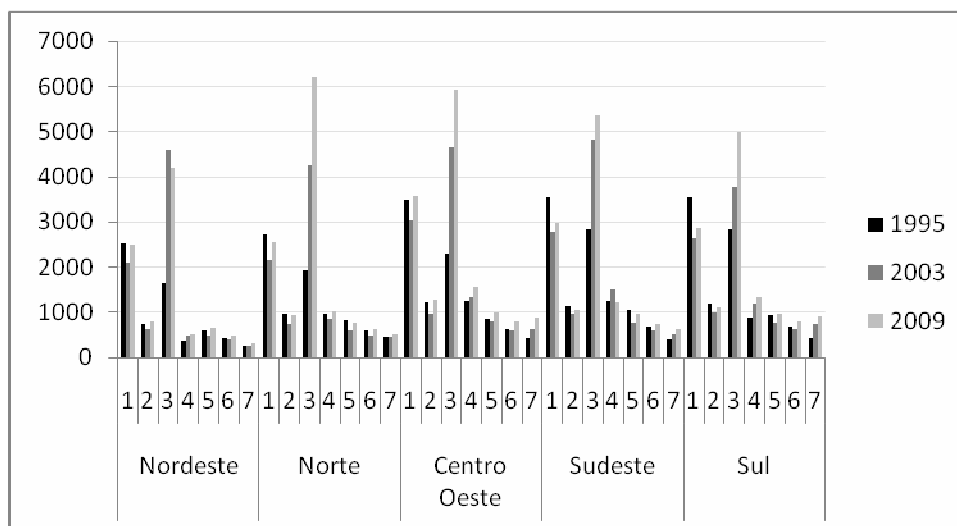


Gráfico 7 – Renda Real Média por Região

Notas:

\*1: profissionais, administradores e gerentes; 2: trabalhadores não manuais de rotina; 3: pequenos proprietários; 4: empregadores e proprietários rurais; 5: trabalhadores manuais qualificados técnicos e supervisores; 6: trabalhadores manuais não qualificados; 7: trabalhadores manuais não qualificados do setor rural.

Fonte: Elaboração dos autores com base na PNAD

É nítido o hiato de renda existente entre o Nordeste e as demais regiões. Vale destacar o crescimento da renda em quase todas as regiões de 2003 para 2009, sendo este maior na região Nordeste, 31,74%, seguido pelas regiões Centro Oeste e Norte com 25,79% e 22,71% o que representa mais um indício de redução da desigualdade. Diante de tais fatos faz-se relevante verificar a influência da região de residência dos indivíduos sobre seus rendimentos, bem como se esse efeito é diferenciado quando se confrontam os estratos ocupacionais.

#### 4 METODOLOGIA

Nesta seção é apresentada a metodologia para a execução das duas investigações propostas. Na primeira, identificam-se os determinantes da participação dos indivíduos em cada estrato ocupacional. A segunda baseia-se em equações de rendimento tipo mincerianas, de forma a permitir analisar a contribuição da escolaridade, experiência e outros atributos individuais sobre a taxa de crescimento do rendimento médio familiar.

A base de dados para estimação dos modelos propostos foi extraída da PNAD/IBGE no período 1995–2009<sup>1</sup>. Para transformar as rendas nominais em termos reais utilizou-se o deflator INPC<sup>2</sup>, provido pelo Ipeadata.

##### 4.1 Escolha Profissional: O Modelo Multinomial

O primeiro exercício empírico consiste na estimação de um modelo de escolha discreta cuja variável dependente é policotômica, a qual assume sete valores ordenados de zero a seis correspondentes a cada uma das categorias especificadas na seção anterior. Para a estimação desse modelo, optou-se pela hipótese da distribuição logística, cuja equação é expressa por:

$$P_j = P\left(Y_i = \frac{j}{X_i}\right) = \frac{e^{\beta_j' X_i}}{\sum_{k=1}^J e^{\beta_k' X_i}}, \quad i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, J \quad (1)$$

Onde:  $Y_i$  é uma variável aleatória que representa a escolha de um indivíduo  $i$  por uma determinada ocupação  $j$ ;  $X_i$  é um vetor de variáveis correspondentes às características dos indivíduos.

A estimação desse modelo gera a probabilidade de um indivíduo escolher uma determinada categoria, dadas as características que compõem o vetor  $X_i$ , permitindo, assim, verificar os principais determinantes da escolha ocupacional dos trabalhadores.

Como a variável dependente pode assumir sete valores e o modelo será estimado com intercepto, tem-se:

$$P_{ij} = P\left(Y_i = \frac{j}{X_i}\right) = \frac{e^{[(\delta_j + \beta_j' X_i)]}}{\sum_{k=0}^6 e^{[(\delta_k + \beta_k' X_i)]}}, \quad i = 1, \dots, n; j = 0, \dots, 6 \quad (2)$$

Esse modelo é composto por  $J+1$  equações, entretanto, podem-se estimar apenas  $J$  delas, ou seja, há um problema de indeterminação. Assim é necessário definir uma categoria de referência, por exemplo,  $Y_i = 0$ ,  $\delta_0 = 0$  e  $\beta_0 = 0$ . Dessa forma, tem-se:

<sup>1</sup> Exceto em 2000 quando se dispõe do censo demográfico.

<sup>2</sup> Deflator elaborado a partir de dados do Índice Nacional de Preços ao Consumidor - Restrito (INPC) do IBGE e do Índice Geral de Preços (IGP) do Ministério do Trabalho, com três ajustes: a) alteração da data de referência, centrando o índice no primeiro dia do mês; b) alteração do valor referente a jul. 1994, devido à mudança de unidade monetária ocorrida então; c) expansão da série para períodos anteriores à sua criação. (Fonte: Ipeadata)

$$P_{ij} = P\left(Y_i = \frac{j}{X_i}\right) = \frac{e^{\beta_j + \beta_j X_i}}{1 + \sum_{k=1}^6 e^{\beta_k + \beta_k X_i}}, \quad i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, 6 \quad (3)$$

A interpretação do modelo estimado varia de acordo com a categoria definida como base, a qual é escolhida arbitrariamente. Cameron e Trivedi (2005) argumentam que tal interpretação é mais proveitosa quando se tem como base uma categoria tida como natural, que, neste artigo, assume-se aquela que engloba o maior número de trabalhadores, qual seja, a dos trabalhadores não manuais de rotina, que tem liderado a partir de 2003. Para encontrar a probabilidade de escolha dessa categoria, é suficiente computar seu complemento em relação às demais, ou seja:

$$P\left(Y_i = \frac{0}{X_i}\right) = 1 - \sum_{j=1}^6 P\left(Y_i = \frac{j}{X_i}\right) \quad (4)$$

Por ser um modelo não linear, as estimativas dos parâmetros são obtidas via o método da Máxima Verossimilhança, as quais, além de não representarem o efeito marginal de uma variável explicativa sobre variações da dependente como em modelos tradicionais, não são de interpretação imediata, pois, sequer seus sinais ditam, necessariamente, a direção desses efeitos. Embora se deseje associar  $\beta_j$  com a  $j$ -ésima escolha, qualquer tentativa nesse sentido levaria a interpretação equivocada, uma vez que o subvetor  $\beta$  contribui no efeito marginal de cada característica, tanto através das probabilidades ( $\beta_k, k = 0, 1, \dots, j$ ) quanto da média ponderada constante no efeito ( $\bar{\beta}$ ), conforme a equação (5) derivada da equação (3):

$$\frac{\partial P_{ij}}{\partial X_i} = P_{ij} \left[ \beta_j - \sum_{k=0}^j [P_k \beta_k] \right] = P_{ij} [\beta_j - \bar{\beta}] \quad (5)$$

Além do mais, como decorrência da soma das probabilidades igualarem a unidade, a soma desses efeitos marginais igualam a zero (CAMERON e TRIVEDI, 2005).

#### 4.2 Equações Mincerianas com Correção de Seletividade Amostral

Para cada categoria ocupacional especifica-se uma equação de rendimentos seguindo a proposta inicial de Mincer (1974) adaptada por Heckman (2005). Tais equações podem ser estimadas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários, embora seja necessário levar em consideração a possibilidade de viés de seletividade amostral (KASSOUF, 1994).

Cabe ressaltar que os dados da PNAD apresentam algumas limitações, uma vez que são construídos através de questionários aplicados nas residências dos indivíduos. Dessa forma, pode acontecer de os entrevistados não fornecerem certas informações, o que resulta em perda de dados relevantes, cujas omissões nos modelos podem acarretar em estimadores viesados. Segundo Wooldridge (2006), no caso específico de equações de rendimentos, o viés pode ser decorrente de se considerar apenas a renda dos indivíduos que estão no mercado de trabalho, de forma que a renda dos desempregados não é avaliada. No entanto, o fato de o indivíduo trabalhar pode estar correlacionado com fatores não observáveis que afetam a renda deste. Assim, utilizar apenas indivíduos que estejam trabalhando para obter estimativas de rendimentos pode produzir estimadores viesados.

Para não incorrer neste problema, é comum a utilização do procedimento de Heckman (1979) em dois estágios. Entretanto, esse método restringe a variável dependente utilizada no modelo do primeiro estágio a apenas dois valores, mas aqui se especifica uma variável dependente policotômica que pode assumir sete valores. Por essa razão, foi utilizado o

procedimento de Lee (1983) que propôs uma generalização do método de Heckman (1979) para o caso de modelos cuja variável dependente pode assumir mais que dois valores, o qual é composto de dois passos, onde o primeiro consiste na estimação de um logit multinomial, como descrito na subseção anterior e, no segundo, estima-se a seguinte equação:

$$E\left(\frac{W_i}{Y_i} = j\right) = \gamma_i' Z_i + \sigma \rho_j \frac{\phi[I_{1i}(\beta_j' X_i)]}{\Phi(\beta_j' X_i)} + v_i \quad (6)$$

Onde:  $W_i$  é a renda do indivíduo  $i$  que pertence a uma determinada categoria  $j$ ;  $Z_i$  é um conjunto de variáveis que *a priori* explicam a renda e que pode ser um subconjunto de  $X_i$ ;  $\rho_j$

é a correlação entre  $v_i$  e  $\frac{\varepsilon_i}{\mathbb{E}[Y]_i = j}$ ;  $\phi$  é a função de densidade normal padronizada avaliada em  $I_{1i}(\beta_j' X_i)$ ;  $I_{1i}$  é a inversa da função de densidade normal padronizada;  $\Phi$  é a função de densidade normal padronizada acumulada avaliada em  $(\beta_j' X_i)$ ;

Assim, pode-se estimar para cada categoria  $i$  uma equação do tipo:

$$\log w_i = \gamma_i' Z_i + \sigma \rho_j \varphi + v_i \quad (7)$$

Onde  $\varphi = \frac{\phi[I_{1i}(\beta_j' X_i)]}{\Phi(\beta_j' X_i)}$ , variável que é semelhante a razão inversa de Mills no procedimento de Heckman em dois estágios. A estimação da equação (7) pode ser feita por MQO após substituir nela os valores estimados de  $\beta_j'$  advindos do modelo multinomial. A significância de  $\varphi$  indicará a presença de viés de seletividade amostral.

### 4.3 Definições das Variáveis


A variável dependente das equações de rendimentos, (*lrendreal*) é o logaritmo da renda real, sendo esta o rendimento mensal do trabalho principal em valores constantes de 2009.

Como explicativas foram incluídas nos modelos variáveis que se supõe serem importantes para explicar a escolha ocupacional dos indivíduos, bem como os seus rendimentos. As variáveis utilizadas foram:

- (*aestud*) anos de estudo - corresponde à série, ao nível ou ao grau dos indivíduos. A equivalência é feita de forma que cada série concluída com aprovação é considerada como 1 ano de estudo;
- (*exper*) experiência - calculada considerando-se a idade menos seis, menos os anos de estudo<sup>3</sup>. Ao adotar esse procedimento assume-se que todos os indivíduos analisados iniciam sua vida estudantil com 6 anos e não dependem nenhum tempo fora da escola ou do mercado de trabalho. Berndt (1991 *apud* KASSOUF, 1998). Além disso, considera-se que quem estuda não trabalha. Foram analisados apenas indivíduos entre 15 e 65 anos<sup>4</sup> para assim levar-se em consideração apenas os trabalhadores em idade ativa;
- (*condf*) - condição na família, assume 1 para cônjuge, e 0 caso contrário;
- (*raça*) - 1 para indivíduos brancos e 0 para não brancos;

<sup>3</sup> Esse procedimento foi adotado porque na PNAD não há informações acerca da experiência dos indivíduos.

<sup>4</sup> De acordo com o IBGE a população em idade ativa compreende indivíduos com mais de 15 anos e, 65 é a partir de quando trabalhadores urbanos do sexo masculino têm direito à aposentadoria por idade. Embora as mulheres e os trabalhadores rurais tenham direito a esse benefício um pouco mais cedo (60, para mulheres na zona urbana, 60 e 55 para homens e mulheres na zona rural, respectivamente) adotou-se esse nível de idade, 65, por englobar os demais.

- (*gênero*) - 1 para homens e 0 para mulheres;
- (*metropol*) - 1 para região metropolitana e 0 caso contrário;
- (*expeduc*) - experiência multiplicada por anos de estudo;
- (*mills*)  - variável explicitada na subseção anterior, assim nomeada por se assemelhar a razão inversa de Mills do procedimento de Heckman (1979) em dois estágios;
- (*centroeste*) – 1 para indivíduos da região Centro Oeste e 0 caso contrário;
- (*nordeste*) - 1 para indivíduos da região Nordeste e 0 caso contrário;
- (*sudeste*) - 1 para indivíduos da região Sudeste e 0 caso contrário;
- (*sul*) - 1 para indivíduos da região Sul e 0 caso contrário<sup>5</sup>;

## 5 RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados dos modelos econométricos propostos para avaliar os determinantes da escolha ocupacional e dos rendimentos dos indivíduos. Como justificado na seção 3, os modelos foram estimados para os anos de 1995, 2003 e 2009.

Na primeira subseção são apresentados os resultados do Multilogit, em seguida os resultados das equações de rendimento e, com base nestas, na subseção seguinte, é feita uma projeção da idade e da experiência que maximiza os rendimentos dos trabalhadores em cada categoria ocupacional.

### 5.1 Resultados do Modelo Multinomial para as Escolhas Ocupacionais

Como dito na seção 4, os coeficientes estimados deste modelo não podem ser interpretados da forma usual, uma vez que a estimação apresenta funções não lineares, por isso é feita pelo método da Máxima Verossimilhança, assim, o efeito marginal das variáveis explicativas sobre a dependente não é dado pelo coeficiente. Em decorrência disso, a interpretação dos modelos apresentados será feita, não somente através dos sinais dos coeficientes mas também dos efeitos marginais dos regressores, os quais indicam as direções das probabilidades quando ocorrem alterações nas variáveis explanatórias. Deve-se considerar ainda na interpretação, a ocupação dos trabalhadores não manuais de rotina como base.

As tabelas 1 e 2 reportam as estimativas dos coeficientes, os efeitos marginais (entre colchetes) e as estatísticas de ajustamento do modelo nos três anos propostos.

Observa-se que poucos são os coeficientes não significantes ao nível de significância de 5%, resultado este que garante a significância de todas as equações conforme estatísticas de teste de Wald<sup>6</sup>. Algumas variáveis se apresentam significantes em uma categoria e em outras não, mas, segundo Hoffmann (2004, *apud* LIMA, 2008), esse comportamento é comum em modelos desse tipo.

Em relação aos coeficientes da variável *aestud*, estes se apresentaram significantes, mas positivos apenas nas categorias dos profissionais, administradores e gerentes e na dos pequenos proprietários, implicando que um maior nível educacional aumenta a chance de os indivíduos pertencerem a essas duas categorias, conforme se observam efeitos marginais positivos para essas categorias, em relação à substituição das demais que requerem menos qualificação. Já os coeficientes da variável *exper*, também são significantes e seus efeitos marginais positivos nessas duas categorias, indicando que além da educação a experiência tem uma influência positiva na participação dos trabalhadores nesses estratos. Esses coeficientes

<sup>5</sup> A região Norte foi excluída da análise para evitar colinearidade perfeita.

<sup>6</sup> Teste de Hausman também rejeitou a hipótese de irrelevantes alternativas, o que ratifica a confiança no modelo.

também são positivos nas categorias dos empregadores e proprietários rurais e dos trabalhadores manuais qualificados, técnicos e supervisores, sugerindo que nestas, a experiência é mais importante do que os anos de estudo para explicar a escolha dos indivíduos.

A variável *expeduc*, composta da interação entre anos de estudo e experiência, foi incluída para compensar o *trade off* entre duas componentes de capital humano, pois, em geral, acumula-se uma em detrimento da outra. Um sinal negativo dessa variável indica que o efeito de *aestud* diminui com o aumento da *exper*, ou seja, a educação teria seu efeito arrefecido como determinante para um indivíduo se manter empregado, caso possuísse um elevado nível de experiência, e *vice-versa* (KASSOUF, 1998). Os coeficientes dessa variável se apresentaram negativos em todas as categorias em 1995, embora tal ocorrência para 2003 e 2009 tenha se constatado apenas nas categorias dos profissionais, administradores e gerentes e dos pequenos proprietários.

Tabela 1 - Participação dos Indivíduos nas Categorias Ocupacionais

variáveis	Adm. e gerentes			Peq. prop.			Emp. e prop. rurais		
	1995	2003	2009	1995	2003	2009	1995	2003	2009
<i>aestud</i>	0.4275 [.01596]	0.4363 [.02801]	0.4963 [.0319]	0.1188 [.0254]	0.3031 [.0021]	0.3248 [.0022]	-0.3302 [-.0025]	-0.2534 [-.0003]	-0.2704 [-.0007]
<i>exper</i>	0.2177 [.0037]	0.1855 [.0081]	0.1912 [.0085]	0.2429 [.0142]	0.2476 [.0010]	0.229 [.0010]	0.1224 [.0007]	0.0817 [.0003]	0.0933 [.0006]
<i>exper2</i>	-0.002 [-.00003]	-0.0014 [-.00005]	-0.0012 [-.00004]	-0.0025 [-.0001]	-0.0026 [-9.7e-06]	-0.0021 [-7.6e-06]	-0.001 [-1.4e-06]	-0.0006 [-9.9e-07]	-0.0009 [-3.1e-06]
<i>condf</i>	0.2961 [.0035]	0.208 [.0049]	0.1875 [.0042]	0.3219 [.0137]	0.2877 [.0008]	0.2979 [.0009]	0.7447 [.0094]	0.3994 [.0011]	0.6826 [.0041]
<i>raca</i>	0.2835 [.0110]	0.3989 [.0264]	0.4262 [.0267]	0.3154 [.0386]	0.8257 [.0045]	0.8373 [.0046]	0.1422 [.0045]	0.2923 [.0017]	0.3859 [.0036]
<i>sexo</i>	0.616 [.0031]	0.6746 [.0115]	0.7271 [.0101]	0.832 [.0272]	1.3168 [.0036]	1.2757 [.0032]	2.0569 [.02235]	1.6594 [.0042]	1.848 [.0087]
<i>metropol</i>	0.085 [.0072]	0.0267* [.0062]	-0.0134 [-.0010]	-0.2981 [-.0090]	-0.1393 [-.0001]	0.0259 [.00008]	-3.1498 [-.0516]	-2.8516 [-.0098]	0.0019 [-.00004]
<i>expeduc</i>	-0.0077 [-.0002]	-0.0072 [-.0004]	-0.008 [-.0004]	-0.0077 [-.0005]	-0.0054 [-.00003]	-0.0057 [-.00003]	-0.0027 [-.00001]	0.0015 [1.8e-06]	0.0004* [-5.6e-06]
<i>centroeste</i>	-0.1744 [-.0047]	0.1947 [.0078]	0.1852 [.0046]	0.475 [-.0353]	0.1748* [.0006]	0.5679 [.0026]	0.523 [.0102]	0.8435 [.0042]	0.2211 [.0009]
<i>nordeste</i>	-0.285 [-.0060]	-0.1462 [-.0073]	0.1061 [.0027]	-0.1469 [-.0085]	-0.090* [-.0005]	0.4156 [.0018]	1.2007 [.0285]	0.3266 [.0012]	-0.3645 [-.0026]
<i>sudeste</i>	-0.4008 [-.0117]	-0.0320* [-.0083]	0.1238 [-.0016]	-0.5653 [-.0506]	0.0989* [-.0002]	0.4358 [.0013]	0.253 [.0030]	-0.1017* [-.0009]	-0.8213 [-.0058]
<i>sul</i>	-0.3321 [-.0131]	-0.0424 [-.0120]	0.1125 [-.0050]	-0.2657 [-.0386]	0.3361 [.0004]	0.7522 [.0029]	1.256 [.02230]	0.592 [.0014]	-0.0112 [-.0015]
<i>_cons</i>	-7.9283	-8.2698	-9.2769	-4.6878	-11.013	-11.624	-2.8108	-4.2593	-3.9478
<i>estatísticas</i>	1955			2003			2009		
Nº Obs.	117368			140497			156117		
Wald- $\chi^2$	87522.49			85561.01			81149.28		

Pseudo R <sup>2</sup>	0.2116	0.1896	0.1629
-----------------------	--------	--------	--------

---

Fonte: Elaboração dos autores com base na PNAD

Notas: (\*) não significativa a 5%; efeitos marginais entre colchetes; a categoria dos trabalhadores não manuais de rotina foi utilizada como referência

Berndt (1991 *apud* KASSOUF, 1998) argumenta que mensurar experiência é uma forma de se medir o estoque de capital humano, que também pode se depreciar. O autor explica que quando os indivíduos são jovens, quanto maior o nível de experiência, mais oportunidades de emprego surgem, mas apenas até certo ponto, quando a participação desses indivíduos no mercado de trabalho começa a se reduzir, indicando que com aumento da idade a habilidade destes começa a decrescer. Por essa razão foi incluído o quadrado dessa variável nos modelos, espera-se, portanto, que ela tenha um sinal negativo, o que aconteceu em todas as categorias, exceto na dos trabalhadores manuais não qualificados do setor rural, no ano de 2003, quando ela se apresentou positiva.



Tabela 2 - Participação dos Indivíduos nas Categorias Ocupacionais

variáveis	Trab. man. qual.			Trab. man. n. qual.			Trab. man. n. qual. rurais		
	1995	2003	2009	1995	2003	2009	1995	2003	2009
<i>aestud</i>	-0.1985 [-.0061]	-0.2212 [-.0148]	-0.228 [-.0162]	-0.3232 [-.0578]	-0.3409 [-.0544]	-0.354 [-.0553]	-0.608 [-.0079]	-0.5564 [-.0110]	-0.5343 [-.0139]
<i>exper</i>	0.1029 [.0069]	0.0249 [.0049]	0.0211 [.0025]	0.0519 [-.0101]	-0.0215 [-.0098]	-0.0086 [-.0065]	0.0244 [-.0010]	-0.059 [-.0019]	-0.0441 [-.0022]
<i>exper2</i>	-0.0013 [-.0001]	-0.0007 [-.0001]	-0.0006 [-.0001]	-0.0007 [.0001]	-0.0002 [.00003]	-0.0005 [-.00002]	-0.0004 [9.69e-06]	0.0005 [.00002]	0.0001 [.00002]
<i>condf</i>	0.1361 [-.0067]	0.0978 [-.0012]	0.0938 [-.0013]	0.1984 [.0147]	0.1748 [.0234]	0.1282 [.0091]	-0.0618* [-.0042]	0.1341 [.0009]	0.4247 [.0126]
<i>raca</i>	-0.135 [.0011]	-0.2399 [-.0211]	-0.1894 [-.0205]	-0.3288 [-.0749]	-0.3416 [-.0553]	-0.2703 [-.0456]	-0.47 [-.0062]	-0.3678 [-.0057]	-0.2427 [-.0047]
<i>sexo</i>	0.9468 [.1139]	0.9266 [.1449]	0.9605 [.1276]	0.2557 [-.0947]	0.1395 [-.0881]	0.3261 [-.0537]	2.0822 [.02570]	2.1688 [.0468]	2.0881 [.0580]
<i>metropol</i>	-0.1191 [.0186]	-0.0332 [.0226]	0.0066 [-.0003]	-0.0798 [.04220]	-0.0697 [-.0881]	0.0124 [.0015]	-2.5052 [-.0424]	-2.4417 [-.0629]	0.0574 [.0019]
<i>expeduc</i>	-0.0021 [1.43e-06]	0.001 [-9.52e-06]	0.0015 [.0001]	-0.0014 [.0003]	0.0031 [.0007]	0.0036 [.0007]	-0.003 [-.00002]	0.0025 [.00004]	0.0022 [.00004]
<i>centroeste</i>	0.0428* [.0075]	0.0124* [-.0068]	0.1257 [.0103]	0.0227* [.0029]	0.0083* [-.0086]	0.1308 [.0122]	0.8614 [.0223]	0.4226* [.0130]	-0.0198* [-.0041]
<i>nordeste</i>	-0.0898 [-.0118]	-0.0491* [-.0204]	0.0322* [-.0051]	-0.1192 [-.0283]	-0.0050* [-.0079]	0.0703 [.0064]	0.7321 [.0174]	1.0981 [.0406]	0.3269 [.01134]
<i>sudeste</i>	0.1989 [.0352]	0.2524 [.0301]	0.3451 [.0573]	0.1158 [.0178]	0.1775 [.0074]	0.1695 [.0034]	0.9761* [.0194]	0.6531 [.0158]	-0.0764* [-1.90]
<i>sul</i>	0.4073 [.0405]	0.3728 [.0400]	0.4172 [.0623]	0.2922 [.01121]	0.2361 [-.0029]	0.2272 [.0021]	1.1555 [.0224]	1.2098 [.0392]	0.2332 [.0005]
<i>_cons</i>	0.0685*	1.0808	1.1396	2.5185	3.0991	2.9851	1.4192	2.064	1.99
<i>estatísticas</i>	1955		2003		2009				
Nº Obs.	117368		140497		156117				
Wald- $\chi^2$	87522.49		85561.01		81149.28				
Pseudo R <sup>2</sup>	0.2116		0.1896		0.1629				

Fonte: Elaboração dos autores com base na PNAD

Notas: (\*) não significativa a 5%; efeitos marginais entre colchetes; a categoria dos trabalhadores não manuais de rotina foi utilizada como referência

Quanto a *gênero*, esta se apresentou positiva e relevante em todas as categorias nos três anos, indicando maior chance a favor dos homens em todas as ocupações. Já os coeficientes da variável *raça*, se mostraram positivos nas categorias dos profissionais, administradores e gerentes, dos pequenos proprietários, dos empregadores e proprietários rurais, mas negativos na dos trabalhadores manuais qualificados técnicos e supervisores, dos trabalhadores manuais não qualificados e dos trabalhadores manuais qualificados no setor rural, resultado que condiz com a análise gráfica feita na seção 3, ratificado pelos efeitos marginais.

O fato de o indivíduo ser cônjuge, representado pela variável *condf*, de acordo com os modelos estimados, aumenta a chance de ele compor um determinado grupo ocupacional. Já em relação à área em que ele reside, o fato de ser região metropolitana, representado pela variável *metropol*, no ano de 1995, exerce uma influência positiva nas categorias

profissionais, administradores e gerentes, mas negativa nas demais. Em 2003, quando significativa, esta influência é negativa. Entretanto, em 2009, essa variável se apresentou negativa apenas na categoria dos profissionais, administradores e gerentes, mas positiva nas demais.

Em relação à região do país a que o indivíduo pertence os coeficientes da variável *sudeste*, em 1995, se apresentaram negativos apenas nas categorias dos profissionais, administradores e gerentes, e na dos pequenos proprietários. Em 2003, os coeficientes foram significantes apenas nas categorias dos trabalhadores manuais não qualificados e na dos trabalhadores manuais não qualificados do setor rural, com um efeito positivo nas duas. Já em 2009, o efeito dessa variável foi negativo apenas entre empregadores e proprietários rurais. A variável *sul*, quando significativa, foi positiva em quase todos os casos. A variável *centroeste*, em 1995, quando significativa foi positiva em todos os estratos, exceção dos profissionais, administradores e gerentes. Já em 2003, e 2009, os coeficientes foram todos positivos, quando significantes.

No que se refere aos coeficientes da variável *nordeste*, em 1995, eles foram negativos nas categorias dos profissionais, administradores e gerentes, na dos pequenos proprietários, na dos trabalhadores manuais qualificados técnicos e supervisores, e na dos trabalhadores manuais não qualificados e positivos nas demais. Já em 2003, os coeficientes foram negativos nas categorias dos profissionais, administradores e gerentes e dos trabalhadores não manuais qualificados, em 2009, os coeficientes foram negativos apenas na categoria dos empregadores e proprietários rurais. Isso pode ser ocasionado pelo fato de o Nordeste, em relação às regiões Sul e Sudeste, ser menos desenvolvido e, no período analisado, essa região tem apresentado um crescimento elevado, o que aumenta o nível de emprego em todas as categorias, justificando assim a maior participação dos nordestinos nos estratos ocupacionais estudados.

A Tabela 3 apresenta a probabilidade de um indivíduo estar alocado em uma determinada categoria, dadas as variáveis explicativas utilizadas.

Tabela 3 – Probabilidades

Categoria	1995	2003	2009
Adm. e gerentes	3.13%	6.17%	4.81%
Peq. prop.	3.67%	0.71%	0.51%
Emp. e prop. rurais	28.72%	3.28%	3.42%
Trab. man. qual.	9.58%	14.49%	17.09%
Trab. man. n. qual.	18.41%	18.01%	22.98%
Trab. man. n. qual. rurais	31.62%	46.65%	40.53%
Trab. n. man. rotina	4.87%	10.69%	10.65%

Fonte: Elaboração dos autores com base na PNAD

Percebe-se uma subida monotônica nas categorias dos trabalhadores manuais qualificados, na dos trabalhadores manuais não qualificados e na dos trabalhadores não manuais de rotina, o que pode ser reflexo do aumento da demanda por emprego, com o crescimento da economia.

## 5.2 Resultados das Equações de Rendimento

As tabelas 4 e 5 mostram os resultados das equações de rendimentos estimadas para os anos de 1995, 2003 e 2009:

Tabela 4 – Evolução dos Rendimentos dos Trabalhadores por Categoria Ocupacional

	<i>Adm. e gerentes</i>			<i>Trab. não manuais</i>			<i>Peq. prop</i>	
	1995	2003	2009	1995	2003	2009	1995	2009
<i>estudo</i>	0.1234 [12.27]	0.0875 [8.78]	0.0443 [4.54]	0.1807 [53.96]	0.1693 [56.69]	0.1600 [60.94]	0.1632 [22.41]	0.1600 [22.41]
<i>exper</i>	0.0785 [13.71]	0.0739 [14.86]	0.0532 [11.42]	0.0686 [27.70]	0.0722 [37.50]	0.0568 [31.62]	0.0717 [12.32]	0.0568 [31.62]
<i>exper2</i>	-0.0009 [-11.82]	-0.0009 [-15.54]	-0.0007 [-13.34]	-0.0008 [-20.56]	-0.0009 [-31.41]	-0.0006 [-23.96]	-0.0009 [-11.45]	-0.0006 [-23.96]
<i>raca</i>	0.1469 [7.12]	0.0865 [4.93]	0.0216* [1.38]	0.1521 [16.26]	0.1502 [20.40]	0.1136 [18.55]	0.2166 [8.28]	0.1136 [18.55]
<i>sexo</i>	0.3856 [20.04]	0.2603 [15.83]	0.2339 [16.22]	0.2847 [20.78]	0.2584 [21.98]	0.2083 [17.66]	0.6386 [26.71]	0.2083 [17.66]
<i>metropol</i>	0.1583 [9.46]	0.1239 [9.54]	-0.0009* [-0.35]	0.2550 [29.72]	0.1473 [21.58]	-0.0084 [-6.99]	0.1760 [7.97]	-0.0084 [-6.99]
<i>esxpeduc</i>	-0.0019 [-7.80]	-0.0015 [-6.90]	-0.0005 [-2.42]	-0.0018 [-13.90]	-0.0016 [-15.72]	-0.0014 [-15.24]	-0.0012 [-4.48]	-0.0014 [-15.24]
<i>centroeste</i>	0.2068 [5.41]	-0.1122 [-4.25]	-0.1398 [-6.31]	0.1988 [9.86]	-0.2245 [-17.37]	-0.2081 [-20.34]	0.0298* [8.85]	-0.2081 [-20.34]
<i>nordeste</i>	-0.2121 [-5.75]	0.0912 [3.66]	-0.0155* [-0.73]	-0.3120 [-17.01]	0.1295 [10.16]	0.0548 [5.44]	-0.3434 [-8.81]	0.0548 [5.44]
<i>sudeste</i>	0.1533 [4.38]	0.0417* [1.52]	0.0116* [0.50]	0.1172 [6.69]	0.1183 [8.31]	0.0787 [6.84]	0.0084* [0.19]	0.0787 [6.84]
<i>sul</i>	0.1498 [4.01]	0.1605 [5.92]	0.1444 [5.86]	0.0861 [4.43]	0.2007 [14.13]	0.1623 [13.58]	0.0533* [1.20]	0.1623 [13.58]
<i>mills</i>	-2.2102 [-9.07]	-2.6177 [-12.41]	-3.0263 [-16.36]	1.7480 [13.75]	1.3741 [11.88]	1.4245 [12.91]	0.9729* [1.80]	1.4245 [12.91]
<i>_cons</i>	6.3100 [20.61]	7.0064 [24.24]	8.2032 [30.46]	2.8225 [31.82]	2.9135 [35.76]	3.3875 [46.59]	3.5681 [7.65]	3.3875 [46.59]
<i>R2</i>	0.4299	0.3549	0.3127	0.4494	0.398	0.3676	0.3694	0.3676

Notas: \* Não significativa a 5%; estatísticas t entre colchetes

Fonte: Elaboração dos autores com base na PNAD

Tabela 5 – Evolução dos Rendimentos dos Trabalhadores por Categoria Ocupacional

	<i>Trab. man. qual.</i>			<i>Trab. man. n. qual.</i>	
	1995	2003	2009	1995	2003
<i>estudo</i>	0.1249 [36.75]	0.1139 [38.45]	0.1139 [40.26]	0.1108 [33.25]	0.1168 [32.73]
<i>exper</i>	0.0881 [41.55]	0.0800 [39.25]	0.0731 [39.23]	0.0619 [39.66]	0.0744 [39.36]
<i>exper<sup>2</sup></i>	-0.0012 [-38.49]	-0.0011 [-38.00]	-0.0009 [-38.80]	-0.0008 [-37.68]	-0.0010 [-37.92]
<i>Raça</i>	0.1305 [13.40]	0.1196 [14.95]	0.0799 [11.29]	0.1428 [18.37]	0.1313 [15.79]
<i>gênero</i>	0.8051 [65.33]	0.6160 [55.35]	0.6369 [59.91]	0.7197 [71.99]	0.7908 [ 71.13 ]
<i>metropol</i>	0.2381 [22.36]	0.1503 [16.95]	-0.0156 [-11.78]	0.1757 [20.16]	0.1448 [17.43]
<i>esxpeduc</i>	-0.0017 [-11.45]	-0.0017 [-18.75]	-0.0018 [-16.46]	-0.0007 [-6.18]	-0.0013 [-11.60]
<i>centroeste</i>	0.0593 [ 2.62]	-0.2630 [14.67]	-0.2132 [-18.09]	0.0660 [4.02]	-0.2683 [-20.51]
<i>nordeste</i>	-0.3643 [-17.43]	0.1899 [9.53 ]	0.2247 [18.83]	-0.2772 [-18.58]	0.1411 [11.34]
<i>sudeste</i>	0.1551 [7.79]	0.1972 [13.82]	0.2409 [18.19]	0.0828 [5.84]	0.1298 [9.16]
<i>sul</i>	0.1097 [5.07]	0.2099 [13.80]	0.1799 [13.30]	0.0766 [4.88]	0.2002 [14.12]
<i>mills</i>	1.8708 [11.42]	1.5512 [12.78]	2.0908 [15.57]	-0.2305 [-2.51]	-0.3517 [-3.14]
<i>_cons</i>	2.6543 [21.97]	2.9160 [33.13]	2.9400 [32.16]	4.2772 [107.02]	3.9119 [75.42]
<i>R2</i>	0.3941	0.3216	0.3177	0.4147	0.4019

Notas: \* Não significativa a 5%; estatísticas t entre colchetes

Fonte: Elaboração dos autores com base na PNAD

Os coeficientes das variáveis *aestud*, *exper*, *exper<sup>2</sup>* apresentaram os sinais esperados, positivo para as duas primeiras, e negativo para a última, sendo esta incluída no modelo por acreditar-se que um incremento da experiência contribui para o aumento dos rendimentos, mas apenas até certo ponto, quando essa contribuição começa a decrescer.

A derivada parcial das equações de rendimentos com relação à *aestud* representa o retorno da educação, em termos percentuais, nos rendimentos dos indivíduos, mas é necessário atribuir valores para a variável *exper*, nesse caso, adotou-se a média em cada ano para cada categoria. A tabela 6 apresenta a contribuição de 1 ano de estudo na renda dos trabalhadores por categoria ocupacional.

Tabela 6 - Contribuição de um Ano de Estudo na Renda dos Trabalhadores por Categoria Ocupacional

Categoria	1995	2003	2009
Profissionais adm. e gerentes	8.91%	5.10%	3.44%
Trab. não man. de rotina	15.46%	13.92%	13.77%
Peq. Proprietários	13.43%	7.05%	5.72%
Empregadores e prop. Rurais	14.34%	18.73%	8.94%
Trab. man. qualif. tec., e sup.	8.74%	7.71%	7.45%
Trab. man. não qualif.	9.48%	10.07%	7.11%
Trab. man. não qualif. setor rural	6.60%	8.11%	9.65%

Fonte: Elaboração dos autores com base na PNAD

Percebe-se que o retorno da educação na renda dos indivíduos vem diminuindo ao longo do período em quase todas as categorias, principalmente na dos profissionais administradores e gerentes e na dos pequenos proprietários. Já na categoria dos trabalhadores manuais não qualificados do setor rural esse retorno vem aumentando.

A variável *expeduc*, incluída no modelo por razões semelhantes às explicitadas na subseção anterior, quando significativa, apresentou coeficientes negativos, com exceção da categoria dos trabalhadores manuais do setor rural no ano de 2003. Em relação à variável *sexo*, esta se apresentou significativa e positiva em todas as categorias nos três anos. Já a variável *raça*, quando significativa, também foi positiva. Mostrando que, de acordo com os modelos estimados, existe discriminação salarial entre homens e mulheres e brancos e não brancos. A variável *metropol* quando significativa foi positiva, em 1995 e 2003, mas em 2009, quando significativa, ela só não foi negativa na categoria dos profissionais administradores e gerentes.

Os coeficientes da variável *nordeste*, quando significantes foram negativos. Já os da variável *sudeste* e *centroeste*, quando significantes, foram positivos em todas as categorias nos três anos, exceto na dos pequenos proprietários em 2009 para a região sudeste. Tais resultados sugerem que o fato de o trabalhador residir na região Nordeste acarreta em rendimentos menores em relação aos das demais regiões, o que corrobora a análise gráfica feita na seção 3.

A variável *mills* apresentou-se significativa na maioria dos casos, advertindo que sua presença nos modelos foi necessária para evitar o problema da seletividade amostral. Ela se apresentou negativa nas categorias dos profissionais administradores e gerentes, dos pequenos proprietários, dos trabalhadores manuais não qualificados e na dos trabalhadores manuais não qualificados do setor rural, indicando que fatores não observados que aumentam a probabilidade de participação no mercado de trabalho diminuem as taxas de salário. Já entre os trabalhadores não manuais de rotina e os trabalhadores manuais qualificados técnicos e supervisores essa variável foi positiva, ou seja, os fatores não observados aumentam as taxas de salário. Entre os empregadores e proprietários rurais não foi verificada a presença de viés.

### 5.3 Nível Máximo de Rendimento

A partir da derivada parcial das equações de rendimento em relação à experiência é possível obter-se a experiência e a idade que maximizam os rendimentos dos trabalhadores em cada categoria. Para isso, é necessário atribuir valores para a variável *aestud*, nesse caso, o valor adotado foi a média em cada ano para cada categoria. Após calcular o nível de experiência para o qual a renda é máxima, basta somar a esse valor 6, que corresponde a idade em que o indivíduo supostamente entra na escola, mais a média de anos de estudo. A tabela 7 apresenta os resultados:

Tabela 7 - Experiência e Idade que Maximizam os Rendimentos por Categoria Ocupacional

Categorias	1995		2003		2009	
	exper_max	idade_max	exper_max	idade_max	exper_max	idade_max
Profissionais adm. e gerentes	29	49	30	50	34	54
Trab. não man. de rotina	30	47	31	48	34	51
Peq. Prop.	35	50	*	*	41	59
Empregadores e prop. rurais	46	55	48	59	47	59
Trab. man. qualif. tec., e sup.	32	45	31	45	31	46
Trab. man. não qualif.	34	46	33	46	33	46
Trab. man. não qualif. setor rural	33	42	39	49	33	43

Nota: \*os resultados para a categoria dos pequenos proprietários no ano de 2003 não foram consistentes uma vez que as estimativas apontam para um nível máximo de experiência/idade superior à expectativa de vida observada. Possivelmente, para a amostra utilizada, isso se deve a um relacionamento convexo entre experiência/idade e rendimento.

Fonte: Elaboração dos autores com base na PNAD

Berndt (1991 *apud* KASSOUF, 1998) argumenta que mensurar experiência é uma forma de se medir o estoque de capital humano, que também pode se depreciar. O autor explica que quando os indivíduos são jovens, quanto maior o nível de experiência, mais oportunidades de emprego surgem, mas apenas até certo ponto, quando a participação desses indivíduos no mercado de trabalho começa a se reduzir, indicando que com aumento da idade a habilidade destes começa a decrescer. Por essa razão foi incluído o quadrado dessa variável nos modelos, espera-se, portanto, que ela tenha um sinal negativo, o que aconteceu em todas as categorias, exceto na dos trabalhadores manuais não qualificados do setor rural, no ano de 2003, quando ela se apresentou positiva.

Pode-se ver que entre 1995 e 2009 a idade que maximiza os rendimentos aumentou na maioria das categorias, com exceção da dos trabalhadores manuais qualificados técnicos e supervisores, da dos trabalhadores manuais não qualificados e da dos trabalhadores manuais não qualificados do setor rural. Isso pode ser decorrente do aumento da expectativa de vida dos brasileiros, o que faz com que os trabalhadores tenham que aumentar o tempo de contribuição para financiar os maiores gastos com previdência, ou que estes estejam uma maior acumulação de capital humano a fim de melhor se posicionarem na concorrência do mercado de trabalho.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

A partir do agrupamento das diversas categorias ocupacionais em apenas sete, seguindo o princípio teórico do esquema de classes EGP, faz-se uma análise do mercado de trabalho brasileiro por estrato ocupacional no período de 1995 a 2009.

São estimados um modelo logit multinomial, com o intuito de verificar os determinantes da participação dos trabalhadores em uma determinada categoria, e também equações mincerianas de rendimentos, de acordo com a proposta de Mincer (1974) e Heckman (2005), corrigido o problema de viés de seletividade amostral com base no procedimento de Lee (1983). Os modelos são estimados em três anos do período em estudo 1995, 2003 e 2009.

Verifica-se uma expansão educacional em quase todas as categorias, com destaque para duas destas que contemplam os pequenos proprietários e os empregadores e proprietários rurais. Em relação à renda real média, houve um crescimento em quase todas as categorias, exceção para administradores e gerentes e para trabalhadores não manuais de rotina, em que foi verificado um decréscimo.

Os resultados do modelo multinomial indicam que escolaridade, experiência, condição na família, gênero, raça, têm forte influência na escolha ocupacional dos trabalhadores. Entretanto, algumas diferenças entre as categorias podem ser observadas, uma vez que essas variáveis se apresentaram positivas em alguns estratos, mas negativas em outros, mostrando a importância da análise desagregada em categorias.

As equações de rendimentos dos trabalhadores, estimadas com correção do viés de seletividade amostral, mostram que, principalmente, escolaridade, experiência, gênero, raça, região de residência afetam os rendimentos dos indivíduos, com efeitos diferenciados em cada categoria. A sustentação desses resultados é amparada pela significância da variável que corrige o problema de seletividade amostral, demonstrando que sua presença é extremamente necessária para prover confiabilidade nos demais coeficientes da equação de rendimentos.

Em relação ao retorno da educação na renda dos indivíduos, são observadas diferenças significativas quando se comparam as diferentes categorias. Além disso, percebe-se que este vem diminuindo em algumas categorias, principalmente nas de renda mais elevada. Estes resultados distinguem dos encontrados na literatura, e atesta sua contribuição ao desagregar as categorias profissionais para mensuração de tais efeitos. Enquanto a maioria encontra uma taxa de retorno agregada, variando de 10% a 15%, comprova-se que esse intervalo pertence apenas a alguns grupos ocupacionais específicos. Fica demonstrado, assim, que o direcionamento da mobilidade das ocupações tem efeito sobre essas taxas, contestando aqueles que afirmam que o declínio de referidas taxas deve-se exclusivamente ao processo de expansão educacional no país.

Aliado a isso, constata-se também que tem ocorrido, nos últimos anos, um aumento da idade média, conseqüentemente da experiência dos trabalhadores, que maximizam seus rendimentos na maioria das categorias ocupacionais, resultado este possivelmente decorrente de investimentos feitos para acumular mais capital humano a fim de aumentar sua produtividade e melhorar sua posição ocupacional visando maximizar seus rendimentos no mercado de trabalho.

## REFERÊNCIAS

- BARROS, Ricardo P. et al. **A Queda Recente da Desigualdade de Renda no Brasil**. In: BARROS, Ricardo P., FOGUEL, Miguel N., ULYSSEA, Gabriel. *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente*. IPEA, Brasília, v.1, p.107-127, 2007.
- BEN-PORATH, Y. The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings. **Journal of Political Economy**, v. 75, n.4, p. 352-365, 1967.
- BRASIL. Secretaria de Assuntos Estratégicos. **Ipeadata**, 2010. Disponível em: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>. Acesso em: outubro de 2010.
- \_\_\_\_\_. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **IBGE**, 2010. Disponível em: <[www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)>. Acesso em: julho de 2010.
- \_\_\_\_\_. **Ministério da Previdência Social**, 2010. Disponível em: <[www.previdenciasocial.gov.br](http://www.previdenciasocial.gov.br)>. Acesso em: outubro de 2010.
- CAMERON, A. Colin; TRIVEDI, Pravia K. **Microeconometrics – Methods and Applications**. Cambridge University Press, Cambridge, 2005.
- ERICKSON, Robert e GOLDTHORPE, John H. "The CASMIN Project and the American Dream". **European Sociological Review**, v. 8, p. 283-306, 1992.
- \_\_\_\_\_. **The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies**. Oxford, Oxford University Press, 1993.
- \_\_\_\_\_. e PORTOCARRERO, Luciene. "Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies". **British Journal of Sociology**, v. 30, 1979.
- ECONOMIA, **iG São Paulo**. São Paulo, 19 de Nov. 2010. Disponível em: <<http://economia.ig.com.br>>. Acesso em 19 nov. 2010.

- FREGUGLIA, Ricardo et al. Education and Labour Market Occupation Outcomes: Evidence from Brazil. **Working Paper**. Lancaster University Management School, 31p. UK, 2001.
- GOLDTHORPE J H: **Social Mobility and Class Structure in Modern Britain**, 2. ed. Oxford: Clarendon Press, 1987.
- HECKMAN, J.J. Sample Selection Bias as a Specification Error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, Jan. 1979.
- \_\_\_\_\_, J.J. et al. Earning Functions, Rates of Return and Treatment Effects: the Mincer Equation and Beyond. **Discussion paper n.1700**, 200 p., University of Chicago, USA, August, 2005.
- KASSOUF, A. L. The wage rate estimation using the Heckman procedure. **Revista de Econometria**, p. 89-107, 1994.
- \_\_\_\_\_. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. **Economia aplicada**, v. 2, n. 2, p. 243-269, abr./jun. 1998.
- LEE, Lung-Fei. Generalized Econometric Models with Selectivity. **Econometrica**, v. 51, n. 2, p. 507-512, Mar. 1983.
- LAM, D.; LEVISON, D. Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: Estados Unidos e Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, p. 219-256, 1990.
- \_\_\_\_\_.Declining inequality of schooling in Brazil and its effects on inequality of wages. **Journal of Development Economics**, n.37, p.199-225, 1992.
- LEAL, C. I. S.; WERLANG, S. R. C. Retornos em educação no Brasil: 1976/89. **Pesquisa e planejamento Econômico**, p. 559-574, 1991.
- LIMA, J. R. F. **Efeitos da Pluriatividade e Rendas Não-Agrícolas sobre a Pobreza e Desigualdade Rural na Região Nordeste**. 2008 157 p. Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.
- MENEZES-FILHO, N. A. **A evolução da educação no Brasil e seu impacto no mercado de trabalho**. São Paulo: USP/ Departamento de Economia, março, 2001.
- MINCER, J. B. **Schooling, Experience and Earnings**. Columbia University Press, New York, 152 p., 1974.
- PASTORE, José. **Desigualdade e Mobilidade Social no Brasil**. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1979.
- RESENDE, M.; WYLLIE, R. **Retorno para Educação no Brasil: Evidências Empíricas Adicionais**. Texto para discussão n.03, UFRJ, Rio de Janeiro, 2005.
- SCALON, Maria Celi **Dados**, v. 41, n. 2, 1998.
- \_\_\_\_\_; RIBEIRO, Carlos Antônio Costa. Mobilidade de Classe no Brasil em Perspectiva Comparada. **Dados**, v.44, n.01, 2001.
- \_\_\_\_\_. **Mobilidade Social no Brasil: Padrões e Tendências**. Rio de Janeiro, Revan/IUPERJ-UCAM, 1999.
- SCHMICHT, Peter; STRAUSS, Robert. The Prediction of Occupation Using Multiple Logit Models. **International Economic Review**, v.16, p. 471-486, 1975.
- SCHULTZ, T.W. Investment in Human Capital. **American Economic Review**, v.51, n.5, p.1035-1039, 1961.
- SILVA, Nelson do Valle e RODITI, Déborah. "Et Plus Ça Change. Tendências Históricas da Fluidez Social no Brasil", in C. Hasenbalg e N. V. Silva (eds.), **Estrutura Social, Mobilidade e Raça**. Rio de Janeiro, IUPERJ/Vértice, 1988.
- SOARES, R. R.; GONZAGA, G. Determinação de salários no Brasil: Dualidade ou não - linearidade no retorno da educação . **Revista de Econometria**, v.19, n.2, 1999.
- UEDA, E. M.; HOFFMAN, R. Estimando o retorno em educação no Brasil. **Economia Aplicada**, v.6, n.2, 2002.
- WOOLDRIDGE, J M. **Introdução à Econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo Thomson, 2006.



