

## ESTIMANDO O RETORNO DA ESCOLARIDADE DOS JOVENS POR CLASSE DE RENDA: 1997-2012

Luciano Nakabashi<sup>1</sup>

Leonardo Assahide<sup>2</sup>

O mercado de trabalho passa por constantes alterações e é distinto dependendo da faixa etária, da classe de renda, da escolaridade, entre outras características dos trabalhadores. No presente estudo, busca-se analisar o mercado de trabalho para os jovens de acordo com faixa de renda domiciliar *per capita* de cada jovem, com especial ênfase à escolaridade. A qualificação dos jovens é essencial para o processo de ascensão econômica, como aquela presenciada na primeira década dos anos 2000. No entanto, os resultados indicam uma redução no retorno da escolaridade ao longo do período analisado, além do retorno ser menor para os jovens das classes mais baixas, o que mostra que os desafios atuais para a manutenção desse processo são grandes. Uma possibilidade levantada no presente estudo é que melhoras na qualidade da educação são importantes nesse sentido, mas uma análise mais aprofundada seria necessária para verificar os determinantes do diferencial do retorno da escolaridade entre os jovens das três classes de renda.

**Palavras-chave:** mercado de trabalho; jovens; classes de renda.

JEL: I26; C20.

## ESTIMATING THE RETURN TO SCHOOLING OF THE YOUNG POPULATION BY INCOME CLASS: 1997-2012

The labor market is constantly changing and it is different depending on worker age range, income class, education, among other worker characteristics. In this study, we seek to analyze the labor market for young people according to their family income per capita, with special emphasis on education. Young people's education and training are essential to increase their income, as in the first decade of this century in Brazil. However, the results indicate a decrease in the returns to schooling in the period analyzed in the present study, mainly to young workers from lower income classes, which is a challenge to the maintenance of the income rise process. One possibility to foster young workers' income is to invest in education quality, but further analysis is needed to verify the determinants of the returns to schooling differences among the youth of the three income classes.

**Keywords:** labor market; young workers; income classes.

---

1. Os autores gostariam de agradecer aos valiosos comentários de Daniel Domingues dos Santos, Ricardo Paes de Barros, Diana Grosner, Sabino Porto Júnior e demais participantes do seminário realizado no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), além do apoio financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República (SAE/PR).

2. Mestre em economia aplicada pela FEA-RP/USP. E-mail: <leo.assahide@gmail.com>.

## 1 INTRODUÇÃO

O mercado de trabalho no Brasil vem apresentando mudanças significativas ao longo do tempo de acordo com as transformações que ocorrem na própria economia. Sobretudo, a partir do início dos anos 2000, a sociedade brasileira presenciou um fenômeno muito importante que ficou conhecido como o surgimento da nova classe média, sendo ele decorrente da maior elevação da renda das camadas mais pobres da população.

A ascensão recente das classes menos favorecidas é um fenômeno de extrema relevância por quebrar, pelo menos em parte, a inércia na manutenção das famílias na mesma classe de renda devido à grande influência do *background* familiar na determinação das condições de trabalho dos filhos, como ressaltado por Reis e Ramos (2011) e Ferreira e Veloso (2006, 2003). Ferreira e Veloso (2003) apontam para a existência de uma limitada mobilidade educacional em diferentes gerações da classe trabalhadora decorrente da elevada correlação da escolaridade entre pais e filhos. Como consequência, Ferreira e Veloso (2006) destacam o reduzido grau de mobilidade dos rendimentos no mercado de trabalho no Brasil. Reis e Ramos (2011) destacam que a escolaridade e ocupação dos pais, a raça e a região de nascimento explicam entre 10% e 37% da desigualdade total de rendimentos, com maior importância para a escolaridade dos pais.

Algumas características primordiais, na explicação do processo de ascensão de um número considerável de famílias à nova classe média, passam pelo maior acesso ao sistema de ensino pelas camadas menos favorecidas da população, pelo maior grau de formalização da força de trabalho que ocorreu na primeira década dos anos 2000, pela redução da taxa de desemprego, forçando os salários reais para cima, com especial ênfase às classes menos favorecidas, pelos programas de distribuição de renda e elevação do salário mínimo, entre outros fatores.

Para a manutenção desse processo, é importante analisar as características que afetam os salários dos jovens, considerando que a forma de inserção destes no mercado de trabalho é um elemento crucial na determinação dos salários e da mobilidade social nas próximas décadas. Outro ponto que deve ser destacado é a comparação do mercado de trabalho dos jovens em relação ao dos adultos, visto que os primeiros ainda estão no início de sua experiência no mercado de trabalho, com maiores possibilidades de mudanças e com uma parcela significativa que ainda estuda (cerca de 15% dos jovens entre 15 e 29 anos), além possibilitar a visualização de outras diferenças no mercado de trabalho nas distintas faixas etárias, fornecendo pistas sobre as tendências deste mercado ao longo das próximas décadas.

Levando em conta essas considerações, o objetivo do presente estudo é analisar as características do mercado de trabalho dos jovens em relação aos adultos, entre 1995 e 2012. Adicionalmente, o estudo do mercado de trabalho dos jovens

foi realizado por classe de renda domiciliar *per capita*, com especial ênfase no avanço do nível de escolaridade.<sup>3</sup> A divisão por classe de renda do jovem é relevante para o melhor entendimento das peculiaridades de cada um dos mercados de trabalho experimentados pelos jovens de acordo com o nível de renda domiciliar *per capita*, apontando quais políticas podem ser adotadas para o estímulo do mercado de trabalho daqueles que são menos favorecidos. Na seção 3, apresentamos evidências que o mercado de trabalho dos jovens possui características distintas de acordo com o nível de renda domiciliar *per capita*.

Em um primeiro momento, foi realizada uma análise do mercado de trabalho dos jovens e adultos, considerando algumas características relevantes como as proporções de ocupados e desempregados, a evolução da escolaridade, a proporção de filhos em escolas públicas e particulares, entre outras. Essa análise tem como base os dados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (Pnad), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que possui amplas informações do mercado de trabalho e das características dos domicílios. O período da análise vai de 1995 a 2012, sendo este escolhido por se iniciar no ano em que a inflação já estava controlada e, desse modo, com dados mais confiáveis, além da dinâmica do mercado de trabalho ser mais homogênea a partir do controle inflacionário.

Em um segundo momento, os dados foram utilizados para estimações do retorno da escolaridade dos trabalhadores jovens brasileiros, ou seja, daqueles entre 15 e 29 anos, para 1997, 2002, 2007 e 2012, separando por classe de renda de acordo com a classificação da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República (SAE/PR). A separação, a cada cinco anos, foi realizada com o objetivo de se verificar as alterações nos coeficientes estimados que ocorrem em períodos mais longos, sendo que elas estão relacionadas às mudanças no mercado de trabalho. Para fins de comparação, também foram estimadas, para os mesmos anos e as mesmas especificações, regressões para os trabalhadores adultos (entre 25 e 64 anos).<sup>4</sup>

Essa comparação é importante porque a proporção de trabalhadores entre 25 e 64 anos que estuda é marginal, enquanto que para os jovens entre 15 e 29 anos ela é mais importante. Os resultados podem ser alterados devido aos jovens que trabalham temporariamente para o pagamento das despesas correntes enquanto terminam os estudos, de forma que os seus salários podem ficar mais distantes de suas respectivas produtividades marginais. Para os indivíduos que se dedicam inteiramente ao mercado de trabalho, as diferenças de produtividade estão mais relacionadas aos diferenciais de salários. No entanto, pelas semelhanças de vários resultados das estimações com

---

3. Escolaridade em anos de estudo, no presente estudo.

4. A faixa etária considerada para os adultos foi entre 25 e 64 anos e não entre 30 e 64 anos para fins de comparação com outros estudos, visto que, em geral, os estudos para o mercado de trabalho no Brasil utilizam a primeira divisão da faixa etária (entre 25 e 64 anos) ou de pessoas com 25 anos ou mais. Dessa forma, existe uma pequena sobreposição dos dados nas duas amostras (jovens e adultos).

as duas bases (jovens e adultos), esse potencial problema não parece ser relevante. De qualquer maneira, com as estimações realizadas de forma separada para jovens e adultos, é possível comparar as especificidades do mercado de trabalho de acordo com as diferentes faixas etárias e, desse modo, indicar as tendências futuras.

A análise com foco nos jovens se justifica pela reduzida quantidade de estudos realizados para essa faixa etária, que também apresenta características específicas em relação aos adultos, como , por exemplo, menor taxa de participação e maior taxa de desemprego. Mais raros ainda são os estudos voltados para essa faixa etária que utilizam métodos estatísticos geralmente aplicados na estimação do retorno salarial da escolaridade.

Outra contribuição do presente estudo é a separação dos jovens por classes de renda domiciliar *per capita*, ajudando a entender as especificidades de cada um desses mercados de trabalho, o que ajuda na elaboração de políticas públicas de acordo com a faixa de renda do jovem. Além disso, os resultados mostram que algumas dessas diferenças vêm se acentuando ao longo do tempo. Elas decorrem, pelo menos em parte, pelo diferencial de qualidade do sistema educacional experimentado pelos jovens das distintas classes de renda e pelo acesso ao ensino superior, como sugerido pelos dados. As causas das peculiaridades do mercado de trabalho para os jovens, de acordo com sua classe econômica, são importantes aspectos que devem ser aprofundados em futuros estudos.

Na parte empírica, inicia-se com uma análise dos dados por meio de gráficos e tabelas para que se tenha ideia da importância dos jovens na população brasileira e das especificidades do seu mercado de trabalho. Em um segundo momento, parte-se para a análise econométrica, em que os retornos salariais por ano de escolaridade são estimados pelo método de Heckman (1979) para corrigir o chamado viés de seleção amostral, sendo que este é ocasionado pela estratégia de procura de emprego por parte dos indivíduos. Os resultados também foram estimados pelo método *Conditional Mixed Process* (CMP) que leva em consideração a correlação dos erros nas equações de seleção e de salários, com ganhos potenciais de eficiência (Roodman, 2011). Os coeficientes estimados pelos dois métodos são similares.

Vários estudos foram realizados para o Brasil a partir da metodologia desenvolvida por Heckman, mas baseados em indivíduos com 25 anos ou mais ou entre 25 e 64 anos que participam do mercado de trabalho. Para citar alguns, Suliano e Siqueira (2012), em uma análise comparativa entre as regiões Nordeste e Sudeste do país, e controlando para o problema do viés de variável omitida, encontram um retorno salarial por ano adicional de escolaridade de 13%, na região Sudeste, e 16%, na região Nordeste. Resende e Wyllie (2006), tomando como base de dados a Pesquisa sobre Padrão de Vida (PPV-IBGE, dados de 1996-1997), encontram que o retorno da escolaridade fica entre 15,9% e 17,4% para os homens e 12,6%

e 13,5% para as mulheres. Os menores retornos são obtidos quando os autores introduzem uma variável para controlar a qualidade do ensino.

Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) estimaram o retorno salarial da educação controlando para diferentes fontes de viés que podem distorcer os resultados. Através dos diferentes métodos de estimação, os autores encontram evidências de que o retorno de um ano adicional de estudo fica entre 12,9% e 16%. Loureiro e Carneiro (2001), utilizando os dados da Pnad de 1998, encontraram que o retorno estimado para o homem urbano foi de 18,58%, enquanto que para o homem rural foi de 11,35%. Para as mulheres, os valores encontrados foram 23,32% e 18,06%, respectivamente. Em um estudo comparativo entre os rendimentos dos brasileiros e americanos, Lam e Levinson (1990), utilizando dados da Pnad de 1985, estimaram um retorno de mais de 17% nos diferentes grupos de idade. Como seria de se esperar, o retorno estimado da educação no Brasil foi consideravelmente maior em relação ao dos Estados Unidos, sendo o diferencial em torno de cinco pontos percentuais para quase todos os grupos de idade.

Considerando os resultados do presente estudo pelo método de Heckman, o retorno médio foi de 7,9% dos jovens entre 15 e 29 anos, em 1997, com considerável variação de acordo com a classe do jovem: de 4,7% para aqueles da classe baixa; 5,9% para os da classe média; e 9,7% para os da classe alta. Nota-se uma redução do retorno da escolaridade dos jovens no período analisado, passando para 7,8%, em 2002, para 7,6%, em 2007, e 6,7%, em 2012. Nesse contexto, ocorreu uma queda de quase 1,2 pontos percentuais em um período de 15 anos, sendo uma queda considerável, cerca de 15%. No último ano analisado, os jovens da classe baixa experimentaram uma retração do retorno da escolaridade para 2,8%; os da classe média para 4,5%; e os jovens da classe alta para 9,2%. Dessa forma, o diferencial do retorno salarial da escolaridade se tornou ainda mais elevado para os jovens das distintas classes, o que dificulta a manutenção da ascensão econômica dos jovens das classes mais baixas por essa via.

De acordo com os resultados para a população entre 25 e 64 anos, o retorno da escolaridade é mais elevado em relação ao dos jovens, apresentando uma tendência similar de retração: enquanto ele era de 9,9%, em 1997, ele passou para 9,7%, em 2002, 8,9%, em 2007, e 7,8%, em 2012. O retorno da escolaridade é menor em relação a estudos realizados para o mesmo período, provavelmente devido ao maior número de variáveis de controle utilizadas no presente estudo.

Tanto para os jovens quanto para os adultos, chama atenção o crescimento do retorno da experiência, apontando para a importância de se manter o jovem no mercado de trabalho como forma de elevação dos salários e, conseqüentemente, ascensão econômica, ainda mais em um cenário com retração dos retornos da escolaridade.

Além desta introdução, apresentamos, na próxima seção, a metodologia e a base de dados. Na terceira seção, são apresentados e comentados os resultados empíricos divididos em quatro subseções: *i*) uma análise preliminar dos dados para situar melhor o mercado de trabalho dos jovens brasileiros em relação aos adultos; *ii*) os resultados das estimações econométricas pelo método de Heckman para os jovens por classe de renda; *iii*) estimativas adicionais para os jovens por classe de renda sem os jovens com mais de 12 anos de escolaridade e estimativas pelo método CPM para checar a robustez dos resultados; e *iv*) resultados para os adultos pelos dois métodos mencionados acima. Por fim, as conclusões são apresentadas.

## 2 METODOLOGIA E DADOS

### 2.1 Método de estimação

No presente artigo, emprega-se a equação minceriana como especificação para as estimativas econométricas. A equação minceriana foi desenvolvida para realização de análises que utilizam dados microeconômicos, sobretudo àquelas relacionadas aos retornos salariais da educação. Segundo Griliches (1977), a equação de salários pode ser representada pela seguinte função:

$$w_i = \ln W_i = \alpha + \beta S_i + \delta X_i + u_i, \quad (1)$$

em que  $W$  é a renda ou salário;  $S$  representa os anos de escolaridade;  $\beta$  é retorno da escolaridade, representando a variação marginal da renda em relação à escolaridade;  $X$  é o conjunto de variáveis de controle que podem ter efeito sobre a renda; e  $u$  é o distúrbio aleatório que comporta todas as forças não diretamente explicadas no modelo, mas que possuem influência sobre os ganhos do indivíduo.

A equação de salários foi utilizada em diversos estudos empíricos que estimam o retorno salarial da escolaridade no caso brasileiro. Alguns exemplos são aqueles realizados por Suliano e Siqueira (2012), Resende e Wyllie (2006), Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004), Loureiro e Carneiro (2001), Kassouf (1994) e Lam e Levinson (1990). Outra opção seria o cálculo da taxa interna de retorno dos investimentos em educação como realizado por Barbosa-Filho e Pessoa (2008).

Tendo em vista que a análise dos retornos da educação gera a necessidade de se ter como base de dados somente àqueles que possuem rendimento e, conseqüentemente, que estão trabalhando, pode ocorrer viés amostral ou de seleção. A causa disso está na estratégia de oferta de trabalho, na qual, segundo Heckman (1974), o agente tem implícito um determinado salário de reserva que serve de parâmetro para o indivíduo aceitar ou não participar do mercado de trabalho (a participação se dará caso o salário ofertado seja superior ao salário de reserva).

A não consideração desse fenômeno faz com que as estimativas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) sejam tendenciosas devido ao aparecimento do viés de seleção amostral, uma vez que se é analisado de forma idêntica grupos que usam regras diferentes de decisão. Um exemplo clássico desse efeito, que é o objeto de estudo de Heckman (1974), refere-se ao rendimento das mulheres, as quais escolhem se vão ou não trabalhar de acordo com características específicas de formação, familiar, entre outros. Se as mulheres fizessem essa escolha de forma aleatória, seria possível usar MQO como método de estimação.

Uma solução para esse problema, que é comum nesse tipo de amostra, pode ser encontrada se existirem variáveis que afetam significativamente as chances de observação (chance de estar trabalhando), mas não afetam o salário oferecido como, por exemplo, o número de filhos que a mulher possui. Desse modo, ao se usar uma equação de seleção, a qual considera as variáveis que afetam a decisão de uma mulher entre trabalhar ou não, é possível corrigir o chamado viés de seleção. Isso é exatamente o que foi proposto por Heckman (1979).

Portanto, para realizar as estimações da renda, o procedimento desenvolvido por Heckman (1979) foi empregado. Nele, realizam-se as estimações em duas etapas para correção do viés de seleção. O primeiro estágio consiste em uma estimação de um modelo baseado na teoria econômica para a probabilidade do indivíduo estar trabalhando. Genericamente, podemos escrever como:

$$(ocupado = 1 | Z) = \Phi(Z\gamma), \quad (2)$$

onde o *ocupado* é uma *dummy* em que é 1 caso a pessoa esteja ocupada, e 0 caso contrário;  $Z$  é um vetor com as variáveis explicativas;  $\gamma$  é o vetor de parâmetros desconhecidos; e  $\Phi$  é a função de distribuição acumulada de uma distribuição normal. A estimativa do modelo pode ser utilizada para calcular a probabilidade de cada indivíduo estar empregado.

No segundo estágio, é realizada a correção do viés ao incorporar a variável de probabilidade predita, calculada no primeiro estágio como uma variável explicativa. Na estimação sem correção, tem-se a equação:

$$w^* = X\beta + u, \quad (3)$$

onde os estimadores são tendenciosos devido ao viés de seleção. Assim, o salário esperado para as pessoas ocupadas seria dado por:

$$E[w | X, ocupado = 1] = X\beta + E[u | X, ocupado = 1]. \quad (4)$$

Após realizar o Procedimento de Heckman, o salário esperado será dado por:

$$E[w | X, ocupado = 1] = X\beta + \rho \sigma_u \lambda (Z\gamma), \quad (5)$$

onde  $\rho$  é a correlação entre os determinantes da propensão a trabalhar e os determinantes do salário;  $\sigma_u$  é o desvio padrão de  $u$ ; e  $\lambda$  é a razão inversa de Mills calculado em  $Z\gamma$ . Portanto, o termo  $\rho \sigma_u \lambda (Z\gamma)$  corrige o viés de seleção da amostra. A equação do salário pode ser estimada substituindo  $\gamma$  por um Probit no primeiro estágio, estimando o termo  $\lambda$  e incluindo essa variável explicativa no modelo. Como o desvio padrão  $\sigma_u$  é maior que zero,  $\lambda$  só poderá ser zero se  $\rho = 0$ . Dessa maneira, testar se  $\rho = 0$  equivale a testar a seletividade da amostra.

Os resultados também foram estimados pelo método *Conditional Mixed Process* (CMP). Esse método é adequado para estimar, de forma conjunta, duas ou mais equações que possuem processos geradores do termo de erro que são correlacionados, o que é feito via o estimador de Mínimos Quadrados Generalizados *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR), sendo o método desenvolvido por Roodman (2011).

No método de Heckman, como exposto anteriormente, o método Probit é utilizado para estimar a equação de seleção. Nesta, estima-se  $\lambda$  que é utilizado na equação de salários somente para os trabalhadores que se encontram ocupados. Por outro lado, o método CMP estima as duas equações como um sistema, com ganhos potenciais de eficiência (Roodman, 2011).

O método é bastante flexível para atender a uma série de especificações de métodos que possuam duas ou mais equações que formam um sistema recursivo, como exposto por Roodman (2011), sendo este o caso do método de Heckman, em que se estima a equação de seleção para depois estimar a equação de salários. A utilização do método CPM é uma forma de testar a robustez dos resultados encontrados com o método de Heckman.

## 2.2 Base de dados e especificação do modelo

As estimações pelo Procedimento de Heckman foram feitas com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) para os anos de 1997, 2002, 2007 e 2012. Foram utilizadas, na equação de seleção, as variáveis que determinam o salário de reserva dos indivíduos, ou seja, o salário que o faz indiferente entre trabalhar ou não. No presente estudo, empregamos variáveis como escolaridade, experiência, *dummy* para gênero, *dummy* para raça, *dummies* para zona de residência (uma para urbana e outra para metropolitana), *dummy* indicando se o indivíduo é migrante de outro estado ou país, número de filhos, renda domiciliar *per capita*

excluindo aquela do indivíduo em questão, *dummies* para estado de residência e *dummy* indicando se o indivíduo é ou não chefe de família.<sup>5</sup>

Por falta de uma *proxy* mais adequada disponível na base de dados da Pnad, a experiência foi calculada a partir da diferença entre idade atual dos indivíduos e a idade em que eles começaram a trabalhar. Apesar dela não levar em conta o período em que as pessoas ficaram sem trabalhar, ela mede razoavelmente a experiência dos trabalhadores. Essa prática é comum na literatura e foi adotada por Braga, Firpo e Gonzaga (2009), por exemplo.

Na equação de participação do mercado de trabalho ou de seleção, devem ser incluídas as variáveis que afetam o salário de reserva dos trabalhadores. Variáveis como escolaridade, experiência, gênero, raça, zona de residência, se o indivíduo é chefe de família e quantidade de filhos são padrão na literatura, sendo utilizadas no primeiro estágio nos estudos de Silva, França e Neto (2014), Suliano e Siqueira (2012), Resende e Wylie (2006), Hoffmann e Kassouf (2005) e Kassouf (1994), para citar alguns.

A introdução da variável *dummy*, que verifica se o indivíduo é migrante de outro estado ou país, captura a sua disposição de trabalho, visto que considerável parte das mudanças entre estados são decorrentes de questões relacionadas ao mercado de trabalho, com ênfase para as pessoas que mudaram do Nordeste para o estado de São Paulo (Oliveira e Jannuzzi, 2005). Dessa forma, indivíduos que mudam de estado ou país podem ter diferentes salários de reserva daqueles que são nativos da localidade ou de regiões próximas. Os resultados do presente artigo indicam que o fato de ser imigrante possui um efeito positivo na probabilidade de ocupação no mercado de trabalho.<sup>6</sup>

A região de residência é importante porque os mercados de trabalho costumam ter suas especificidades dependendo se é rural, urbano ou metropolitano. A dinâmica do mercado de trabalho pode ser diferente devido às maiores quantidades de oferta e demanda por trabalho, além do custo de vida. Essas são variáveis comumente utilizadas na equação de seleção, como em Queiroz e Aragón (2015), Suliano e Siqueira (2012) e Hoffmann e Kassouf (2005).

A variável que captura a quantidade de filhos é clássica nos estudos que controlam para o viés de seleção. Pazello e Fernandes (2004) afirmam que a maternidade tem um efeito negativo da participação da mulher no mercado de

---

5. Uma variável relevante de se adicionar na equação de seleção é o estado civil. Isso não foi feito no presente estudo porque ela não está disponível para 1997, 2002 e 2007. As estimações com e sem o estado civil foram realizadas para 2012 e os resultados são similares. No presente estudo, apresentamos apenas os resultados sem a introdução do estado civil para comparabilidade das estimativas nos diferentes anos. Os resultados com o estado civil na equação de seleção estão disponíveis com os autores.

6. Os resultados da equação de seleção não foram apresentados no presente estudo por questão de espaço. Eles estão disponíveis com os autores. No decorrer desta seção, são feitos outros comentários das estimativas realizadas a partir da equação de seleção.

trabalho, o que ocorre também no presente estudo, sugerindo afetar o salário de reserva positivamente. No entanto, Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) e Silva e Kassouf (2000) encontram efeitos positivos do número de filhos na probabilidade de participação no mercado de trabalho. A explicação de Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) é que a presença de filhos leva a uma maior necessidade de participação do indivíduo no mercado de trabalho.

Uma possível explicação para esses resultados contraditórios é dada por Scorzafave e Menezes-Filho (2001) que encontram resultados indicando que ter filhos mais novos afeta negativamente a probabilidade de participação da mulher no mercado de trabalho, enquanto ter filhos entre 11 e 17 anos eleva a probabilidade de participação. Queiroz e Aragón (2015) também deduzem que a presença de filhos, menores de 5 anos, no domicílio reduz a probabilidade de participação da mulher no mercado de trabalho.

Em relação à escolaridade e à experiência, Monte, Ramalho e Pereira (2011) alegam que essas duas variáveis são relevantes e com efeitos positivos na determinação dos salários de reserva dos trabalhadores brasileiros a partir dos dados na Pnad de 2006. No presente estudo, a escolaridade apresentou um efeito positivo na equação de seleção, ou seja, ela eleva a probabilidade de participação do mercado de trabalho, enquanto a experiência apresentou um coeficiente negativo, considerando os diferentes anos e amostras.

Gênero e raça servem para verificar se essas duas características possuem influência na probabilidade de participação no mercado de trabalho, o que pode ser via diferenças no mercado de trabalho ou na disposição de se trabalhar, podendo, ainda, refletir a existência de discriminação no mercado de trabalho. Monte, Ramalho e Pereira (2011) afirmam que pessoas de cor branca possuem um maior salário de reserva provavelmente devido às diferenças nas condições de mercado de trabalho. As mulheres também possuem maior salário de reserva, mesmo controlando para o número de filhos, o que pode indicar que o seu papel como responsável pelos afazeres domésticos ainda seja visto como importante pela sociedade brasileira. Os resultados estão de acordo com aqueles encontrados no presente estudo.

A renda da família sem a inclusão do salário do indivíduo em questão também tem o potencial de afetar a probabilidade de participação no mercado de trabalho, pois ela está relacionada à sua necessidade de participação no mercado de trabalho. O sinal dos coeficientes estimados varia, com uma tendência de serem positivos para os jovens da classe baixa e negativo para os jovens da classe alta, indicando que a sua influência depende da classe dos jovens.

Na equação de salários, foi estimado o logaritmo do salário dos indivíduos como regressando, além de uma série de regressores como escolaridade, experiência, *dummies* para a posição na ocupação (trabalho com carteira, sem carteira,

setor público, contra própria e empregadores, sendo a categoria de referência os trabalhadores cupados em outras posições e ocupados sem remuneração), *dummy* para gênero, *dummy* para raça, *dummies* para estado de residência (UF), *dummies* para zona de residência (uma para urbana e outra para metropolitana), *dummies* para setor de ocupação (agropecuária, indústria, comércio e serviços, sendo a categoria de referência os trabalhadores ocupados em atividades não declaradas ou mal definidas), *dummy* indicando se o trabalho é sindicalizado e *dummy* se a pessoa é migrante de outro estado ou país.

Na equação de salários, as variáveis nível de escolaridade, experiência, raça, gênero, zona de residência (rural, urbana e metropolitana) e posição na ocupação são padrão na literatura, sendo utilizadas nos estudos realizados por Silva, França e Neto (2014), Suliano e Siqueira (2012), Resende e Wyllye (2006), Hoffmann e Kassouf (2005), Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) e Kassouf (1994), para citar alguns.

Braga, Firpo e Gonzaga (2009) enfatizam a importância de ser trabalhador da esfera pública ou privada na determinação salarial, mesmo quando se controla para o nível de escolaridade, experiência, raça, *dummy* para setor formal ou informal, entre outras variáveis de controle, possivelmente devido a tetos e pisos salariais bem definidos no setor público. Os autores também utilizam uma *dummy* indicando se o trabalhador reside ou não em regiões metropolitanas possivelmente por diferenciais no custo de vida.

Belluzzo, Anuatti-Neto e Pazello (2005) também focam no diferencial de renda entre os trabalhadores das esferas públicas e privadas, sendo que eles alegam que a esfera em que o trabalhador se insere é relevante na determinação de sua renda, mesmo quando se controla para variáveis como escolaridade, raça, idade, *dummy* se mora em região metropolitana e tempo atual na ocupação. Além disso, os autores consideram os diferenciais de salários públicos e privados de acordo com as grandes regiões brasileiras.

O setor de atividade também é uma variável que pode ser relevante na determinação salarial devido a possíveis segmentações no mercado de trabalho. Por exemplo, os resultados de Suliano e Siqueira (2012) apontam que os salários são mais elevados na indústria e no setor de serviços em relação à agropecuária. Os resultados de Hoffmann e Kassouf (2005) apontam na mesma direção, assim como os resultados do presente estudo.<sup>7</sup>

---

7. Os resultados estão em anexo. Os coeficientes para setores de ocupação (agropecuária, indústria, comércio e serviços) são quase todos negativos, sendo a categoria de referência os trabalhadores ocupados em outras atividades, ou seja, em outras atividades não declaradas ou mal definidas. Apesar dos coeficientes estimados para setor de ocupação serem quase todos negativos, os da agropecuária são maiores, em módulo, tanto para a amostra de jovens quanto para a de adultos. Os coeficientes estimados para os trabalhadores ocupados na indústria tendem a ser menores para os jovens e semelhantes aos estimados para o comércio e serviços, considerando a amostra composta pelos trabalhadores adultos.

Também é padrão na literatura a introdução de uma *dummy* para trabalho no setor formal (com carteira assinada), devido a uma potencial segmentação do mercado de acordo com a formalização ou não do emprego. Pelo fato das vagas formais (com carteira) serem mais procuradas, o efeito esperado da formalização é positivo, como encontrado em Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004). Curi e Menezes-Filho (2006), da mesma forma, encontram um diferencial positivo dos salários do setor formal em relação ao informal nas décadas de 80 e 90, mas apontam que a segmentação é pequena. Nos resultados apresentados em anexo, os trabalhos ocupados formalmente (com carteira, funcionários públicos e empregadores) possuem maior retorno em relação ao que estão ocupados de maneira informal, tanto para as amostras com os jovens quanto para as amostras com os adultos, em todos os anos analisados.

A *dummy* que indica se o trabalho é sindicalizado é igualmente comum na literatura. Por exemplo, Suliano e Siqueira (2012) introduzem uma *dummy* com esse objetivo e encontram que os trabalhadores sindicalizados possuem maiores salários, após controlar para uma série de variáveis, utilizando diferentes métodos de estimação e nas diferentes regiões do país (Nordeste e Sudeste). No presente estudo, com os resultados apresentados em anexo, o retorno salarial dos trabalhadores sindicalizados também é mais elevado, mas com uma tendência de redução ao longo do tempo tanto para adultos quanto para jovens, indicando uma perda de importância dos sindicatos entre 1997 e 2012.

Além disso, é importante ressaltar que a análise empírica dos dados da Pnad foi feita através da aplicação dos pesos, ou seja, cada indivíduo da amostra representa um maior número de indivíduos de acordo com as suas características. Ao comparar com os resultados sem a aplicação dos pesos, as mudanças são significativas e alteram boa parte das conclusões.

Os jovens foram divididos de acordo com a renda domiciliar *per capita* com base na metodologia elaborada pela Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República (SAE/PR). A definição da SAE/PR foi desenvolvida de acordo com o grau de vulnerabilidade dos indivíduos, sendo esta definida como a probabilidade de retorno à condição de pobreza nos próximos cinco anos, que foi estimada com base nos dados da Pnad. A partir dessa probabilidade, a classificação das famílias em classes de renda ocorreu de forma que cada grupo fosse o mais homogêneo possível em relação à vulnerabilidade do ponto de vista das famílias que compõem determinada classe de renda e o mais diferente possível das famílias que pertencem às demais.

De acordo com a metodologia proposta e separando as famílias em três classes de renda (baixa, média e alta), as famílias que pertencem 34<sup>o</sup> ao 82<sup>o</sup> percentil de renda foram classificadas como famílias de classe média. Aquelas nos percentis

inferiores ao 34<sup>o</sup> foram classificadas como famílias de classe baixa, enquanto que aquelas nos percentis superiores ao 82<sup>o</sup> foram classificadas como classe alta. Em termos de renda domiciliar *per capita*, os percentis acima correspondiam aos valores de R\$ 291,00 e R\$ 1.019,00, em valores de abril de 2012.

Para separar as famílias por classe de renda em anos anteriores, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) foi utilizado para deflacionamento. Para o cálculo da renda domiciliar *per capita*, a renda dos jovens entre 15 e 29 anos foi retirada do cálculo para evitar que o regressando também entrasse do lado direito das equações de regressão, o que ocorreria ao se realizar a separação dos jovens por classe de renda. Em outras palavras, apesar da renda do jovem ser a variável de interesse (a ser explicada) na estimação das equações de rendimento, ela não foi utilizada na hora de se calcular a renda domiciliar *per capita* da família a que o jovem pertence.

Esse ponto é fundamental, pois separar as estimativas por faixa de renda é equivalente a introduzir variáveis *dummies*, tanto de intercepto quanto de interação, relativas à faixa de renda dos jovens do lado direito da equação de regressão, podendo gerar um problema de endogeneidade.

### 3 ANÁLISE DOS DADOS

#### 3.1 Análise de resultados preliminares: diferenças no mercado de trabalho dos jovens

Na tabela 1 estão as evoluções do número de jovens por classe de renda domiciliar *per capita*. Nos dados apresentados, percebe-se um expressivo crescimento dos jovens pertencentes às classes média e alta, com redução dos jovens da classe baixa. Por exemplo, enquanto a quantidade de jovens de classe baixa era superior à da classe média, em 1997, a primeira passou a representar praticamente a metade da segunda, em 2012.

Outro ponto relevante é o crescimento da quantidade de jovens até 2007, com posterior queda. Quando os dados são analisados anualmente, o pico ocorre em 2005,<sup>8</sup> com posterior queda de forma quase constante até 2012. Essa mudança na quantidade de jovens se reflete em uma redução ainda mais importante na proporção de jovens na população brasileira visto que esta mantém a trajetória de crescimento. As implicações são várias como, por exemplo, a redução na quantidade de jovens que entra no mercado de trabalho anualmente, a tendência de crescimento nos gastos em educação por aluno mesmo que os gastos fiquem constantes como proporção do Produto Interno Bruto (PIB), o processo de redução do bônus demográfico e posterior reversão desse fenômeno, entre outras.

8. Em 2005, o número de jovens chegou a 49.151.391, sendo 22.333.115 de classe baixa, 20.747.282 de classe média e 6.070.994 de classe baixa.

**TABELA 1**  
**Evolução da quantidade de jovens por classe de renda domiciliar *per capita***

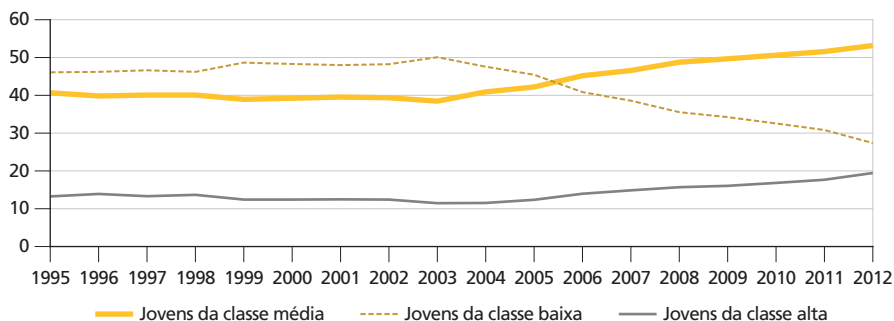
	1997	2002	2007	2012
Jovens da classe baixa	19.090.353	22.351.126	18.573.132	12.721.585
Jovens da classe média	16.406.077	18.229.563	22.440.476	24.715.753
Jovens da classe alta	5.442.987	5.761.090	7.160.475	9.025.545
<b>Total de jovens</b>	<b>40.939.417</b>	<b>46.341.779</b>	<b>48.174.083</b>	<b>46.462.883</b>

Fonte: Pnad.  
Elaboração dos autores.

No gráfico 1, as evoluções das proporções de jovens por classe de renda em relação ao total de jovens são apresentadas. Nele, percebe-se uma relativa estabilidade na participação dos jovens de cada classe no total de jovens até 2002/2003. A partir de então, é notável a retração na participação de jovens da classe baixa e elevação dos jovens das outras duas classes de renda, sendo exatamente este o fenômeno que ficou conhecido como o surgimento da nova classe média.<sup>9</sup>

Essa mudança decorre, em grande medida, da maior taxa de crescimento da renda das famílias de classes mais baixas em relação às de classes mais altas nos anos 2000, como destacado por Ellery, Barros e Grosner (2013). Os autores mostram que a taxa de crescimento anual média por décimos da distribuição de renda domiciliar, entre 2001 e 2011, foi mais elevada para as famílias que estão no decil inferior da renda, seguida pelas famílias do segundo decil e assim sucessivamente, tendo, portanto, uma relação negativa com a renda no período inicial.

**GRÁFICO 1**  
**Evolução da proporção de jovens por classe de renda dos jovens (1995-2012)**  
(Em %)



Fonte: Pnad.  
Elaboração dos autores.

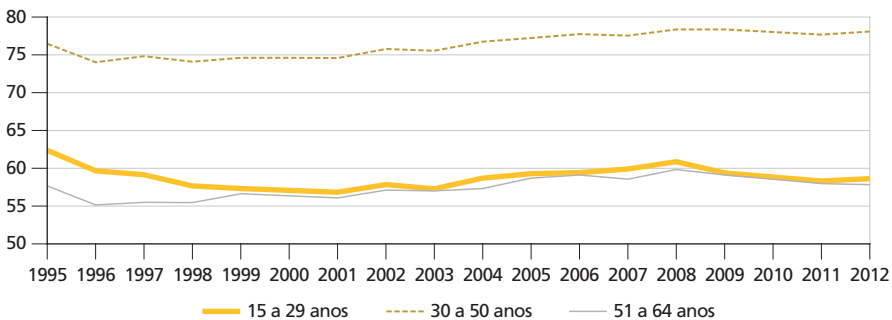
9. Cabe enfatizar que apesar do gráfico 1 relacionar a proporção de jovens por classe de renda, a separação por classe em que eles se inserem foi realizada a partir da renda domiciliar per capita, ou seja, considerando a renda total das famílias dividida pelo número de membros.

Em relação aos adultos, os jovens apresentam um mercado de trabalho peculiar. No gráfico 2, percebe-se uma baixa proporção de jovens ocupados (15 a 29 anos) em relação aos adultos na faixa etária entre 30 e 50 anos. Essa diferença é natural visto que parte dos jovens somente estuda, além do desemprego ser mais elevado para os indivíduos daquela faixa etária, como pode ser visto no gráfico 3.

De qualquer forma, notam-se oscilações nessas proporções, com elevação constante, no nível de ocupação a partir do início da década passada até 2008, em todas as faixas etárias. A partir de então, o processo se inverte e ocorre uma queda considerável nessa relação para os jovens (15 a 29 anos) e adultos entre 51 e 64 anos. Para os adultos entre 30 a 50 anos, a redução no nível de ocupação foi mais suave a partir de crise internacional.

GRÁFICO 2

**Evolução da proporção de ocupados de jovens e adultos**  
(Em % da população total da mesma faixa etária)



Fonte: Phad.  
Elaboração dos autores.

Na tabela 2, considerando os anos de 2007 e 2012, percebe-se que a queda na proporção de jovens que trabalham é compensada pela proporção de jovens que só estudam de forma que a proporção de jovens que não trabalham e nem estudam permanece constante. Nesse contexto, pode-se dizer que esses dados corroboram com a ideia de que a redução na proporção de jovens ocupados reflete uma maior parcela daqueles que somente estudam e que, dessa maneira, postergam a entrada no mercado de trabalho. Essa possibilidade foi destacada por Borges (2014).

Outra diferença importante entre jovens e adultos é a proporção de desempregados,<sup>10</sup> sendo consideravelmente mais elevada para os primeiros, de acordo com os dados apresentados no gráfico 3. Silva e Kassouf (2002) também registram esse fenômeno de maior desemprego entre os jovens para uma série de países desenvolvidos e da América Latina.

10. Relação entre o total de desempregados e a população economicamente ativa.

**TABELA 2**  
**Situação dos jovens de 15 a 29 anos no mercado de trabalho e no estudo (1997-2012)**  
 (Em %)

Proporção	1997	2002	2007	2012
Que trabalha	58,7	57,4	59,7	58,5
Que estuda	34,0	38,0	35,2	35,0
Que trabalha e estuda	14,5	15,9	15,0	13,4
Que só trabalha	44,2	41,5	44,7	45,0
Que só estuda	19,5	22,0	20,3	21,6
Que não trabalha nem estuda	21,8	20,5	20,0	20,0
Inativos	41,3	42,6	40,3	41,5

Fonte: Pnad.  
 Elaboração dos autores.

Em todas as faixas etárias ocorreram elevações na taxa de desemprego no início do período, com reduções a partir de meados dos anos 2000. Reis e Camargo (2007) argumentam e apresentam evidências de que a elevação do desemprego no início do período foi decorrente, pelo menos parcialmente, da redução da inflação que aumentou a rigidez salarial, levando a uma maior dificuldade por parte das firmas em ajustarem os salários à produtividade marginal dos trabalhadores.<sup>11</sup> Os autores alegam o aumento do desemprego, sobretudo, via uma menor duração do emprego, sendo que esse fenômeno foi mais intenso para os jovens devido à maior incerteza dos empregadores em relação às características produtivas desse grupo.

Apesar da queda na proporção de desemprego mais acentuada para os jovens, a partir de meados dos anos 2000, o diferencial ainda era considerável em 2012. Comparando com os dados da tabela 2, nota-se, ainda, que a queda na proporção de desempregados jovens é decorrente, em grande medida, da elevação na proporção de inativos, entre 2007 e 2012.

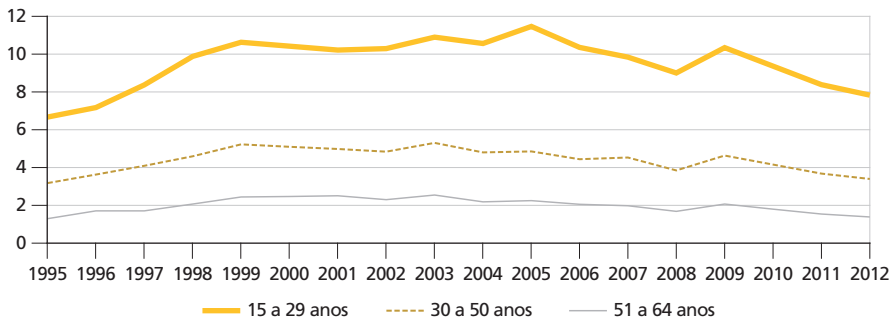
Outro ponto importante a se observar, no gráfico 3, é que a elevação na proporção de desempregados foi mais expressiva para os jovens, em 2009, indicando que essa faixa etária é mais vulnerável aos períodos de instabilidade econômica. Esse resultado seria de se esperar na medida em que os jovens possuem menos experiência e, desse modo, seria mais fácil realizar a sua reposição em um momento de retomada da economia. Adicionalmente, por estarem, em média, menos tempo no mesmo trabalho, os custos de demissão são menores.

11. Como há rigidez do salário nominal no Brasil por força da lei, a não ser que se demita um trabalhador para a contratação de outro, o que muitas vezes não compensa pelos custos de demissão e de treinamento, além do risco jurídico, uma inflação mais alta facilita a redução dos salários reais em momentos de crise. Portanto, parte do ajuste ocorre via queda na renda, o que reduz o impacto da crise na destruição de vagas de trabalho.

GRÁFICO 3

**Evolução da proporção de desempregados jovens e adultos (1995-2012)**

(Em % da população total da mesma faixa etária)



Fonte: Pnad.

Elaboração dos autores.

Corseuil *et al.* (2013), através de dados da Rais/MTE, apresentaram evidências de que essa maior taxa de desemprego dos jovens reflete, em grande medida, uma maior taxa de rotatividade em relação aos adultos. Os autores mostram que as taxas de contratação e desligamento dos jovens (15 a 24) anos são muito mais elevadas e, portanto, indicam que, apesar da alta taxa de desemprego, não há dificuldades em se arrumar emprego nessa faixa etária.

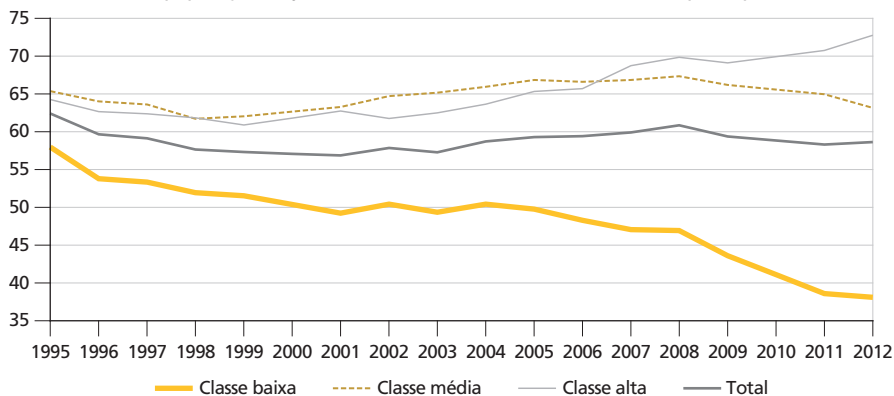
Quando se separa por classe de renda domiciliar *per capita* dos jovens, percebe-se que a situação é bastante diversa, de acordo com as tendências apresentadas no gráfico 4. Nela, constata-se que a queda no nível de ocupação, a partir de 2008, é decorrente, sobretudo, de sua redução para os jovens da classe baixa. Entre outras causas, a crise financeira internacional que atingiu o país mais fortemente em 2009 parece ter afetado, de forma mais acentuada, o mercado de trabalho dos jovens da classe baixa. Outra possibilidade é que a migração de jovens da classe baixa para a média, no período analisado, pode ter deixado, na primeira, os jovens que possuem mais desvantagens no mercado de trabalho.

Para os jovens da classe alta, apesar da crise e da redução do crescimento da economia brasileira, a elevação no nível de ocupação ocorre de forma sistemática desde o início dos anos 2000. Devido à diferença nas trajetórias do nível de ocupação, ocorreu uma grande dispersão dessa variável no período analisado.

GRÁFICO 4

**Evolução da proporção de jovens ocupados (15 e 29 anos)**

(Em % da população de jovens da mesma faixa de renda domiciliar per capita)



Fonte: Phad.  
Elaboração dos autores.

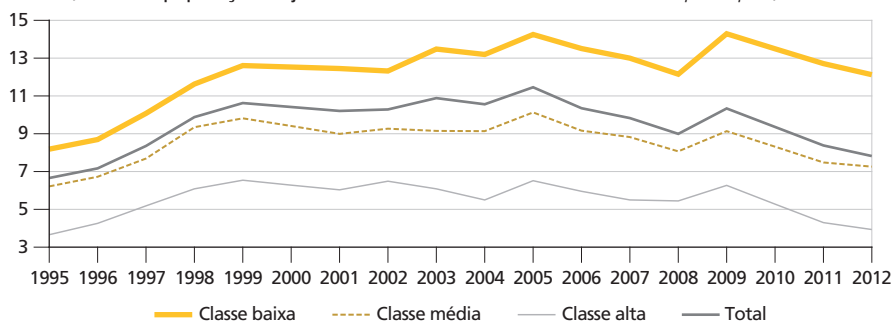
Focando na proporção de desempregados (gráfico 5), percebe-se um padrão semelhante, ou seja, os jovens da classe baixa enfrentam uma situação mais adversa em relação aos jovens das duas outras classes, enquanto os jovens da classe alta enfrentam um cenário mais animador, com menores proporções de desemprego em relação aos jovens das demais classes. Adicionalmente, o diferencial em relação aos jovens da classe baixa vem se elevando ao longo do tempo.

Ainda no gráfico 5, nota-se que a tendência é a mesma para os jovens de todas as classes. Por exemplo, de 2008 para 2009, os jovens das três classes experimentaram uma elevação na proporção do desemprego: de 11,8% para 13,9% (classe baixa); de 8,0% para 9,1% (classe média); e 5,4% para 6,2% (classe alta). A diferença é que, em 2012, os níveis de desocupação dos jovens das classes média e alta eram menores do que em 2008 (7,2% e 3,9%, respectivamente), enquanto a dos jovens da classe baixa retornou ao mesmo patamar (11,7%).

Como visto anteriormente, no gráfico 3, a crise de 2008/2009 afetou mais fortemente os jovens. Pelo gráfico 5, percebe-se que os jovens, aqueles pertencentes à classe baixa, experimentaram maior elevação na taxa de desemprego. Desse modo, boa parte dessa diferença entre jovens e adultos é decorrente dos reflexos da crise no mercado de trabalho dos jovens pertencentes às famílias de classe baixa.

GRÁFICO 5

**Evolução da proporção de desempregados entre jovens das três classes de renda**  
(Em % da população de jovens da mesma faixa de renda domiciliar *per capita*)



Fonte: Pnad.

Elaboração dos autores.

Borges (2014), utilizando dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego (Fundação Seade/Dieese) para as principais regiões metropolitanas do Brasil, encontra resultados semelhantes no que tange ao aumento do desemprego para os jovens (16 a 24 anos), em 2009, com posterior recuperação. Os resultados apresentados pela autora corroboram a ideia de que a redução do desemprego recente foi decorrente da diminuição da oferta de trabalho na medida em que os jovens vêm adiando a entrada no mercado de trabalho.

Em relação à renda das famílias e à empregabilidade, Silva e Kassouf (2002), utilizando os microdados da Pnad, encontram evidências de que a renda domiciliar *per capita* afeta positivamente o nível de ocupação dos jovens entre 15 e 24 anos e negativamente a taxa de desemprego experimentada por eles. Uma das possibilidades levantada pelas autoras é que a renda domiciliar *per capita* afeta positivamente as condições de formação e de preparo para o mercado de trabalho dos jovens, aumentando o grau de empregabilidade desses indivíduos.

Oliveira, Scorzafave e Pazzelo (2009), utilizando dados da Pnad de 2004 para as Regiões Metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Curitiba, Porto Alegre e São Paulo, encontraram resultados semelhantes para uma base de dados mais ampla em relação à faixa etária (10 anos ou mais de idade), ou seja, uma redução na probabilidade de desemprego à medida que a renda domiciliar se eleva. Adicionalmente, os autores alegam que esse efeito é mais relevante para as mulheres do que para os homens.

Parte desse diferencial no mercado de trabalho pode ser explicada pela maior escolaridade média dos jovens da classe alta, sendo seguida pelos jovens da classe média, como pode ser verificado no gráfico 6. Como os pais de famílias de classes mais elevadas possuem maior nível de escolaridade, esses resultados estão

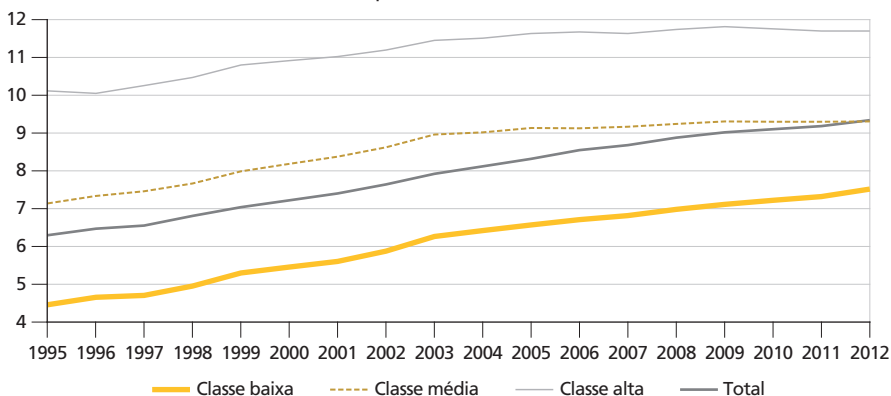
de acordo com aqueles de Reis e Ramos (2011) e Ferreira e Veloso (2003) que encontram uma relação positiva e relevante entre escolaridade dos pais e dos filhos.

De qualquer forma, de acordo com os resultados apresentados no gráfico 6, os jovens de todas as classes experimentaram uma evolução considerável da escolaridade média no período analisado, além do diferencial entre as três classes ter se reduzido. A elevação no nível de escolaridade em todas as classes é decorrente, em considerável medida, das mudanças ocorridas na Constituição Federal de 1988, em que o primeiro grande passo foi dado para a consolidação do princípio de universalização do acesso à educação.

GRÁFICO 6

**Evolução da escolaridade médias dos jovens das diferentes classes**

(Em anos médios de escolaridade por faixa de renda domiciliar)



Fonte: Pnad.

Elaboração dos autores.

No entanto, apesar do avanço na escolaridade média dos jovens, percebe-se que ainda existe uma considerável defasagem entre os jovens da classe baixa, além de uma questão relevante no que se refere ao diferencial de qualidade do sistema de ensino frequentado pelos jovens das três classes de renda.

Na tabela 3, identifica-se a maior proporção de jovens no sistema de ensino particular de acordo com a elevação da renda domiciliar *per capita*. Apesar da evolução positiva da classe baixa no ensino particular, ainda existe uma notável diferença entre os jovens das famílias das três classes em relação ao acesso a esse sistema de ensino, o que acaba gerando uma defasagem na qualidade dos jovens das classes baixa e média em relação aos jovens da classe alta.<sup>12</sup>

12. Na tabela 3.3, a redução na proporção de filhos em escolas privadas para as classes média e alta é decorrente da passagem de famílias das classes mais baixas para as mais altas (aumentam a quantidade relativa de famílias nas classes média e alta). Quando as proporções são analisadas por decil da renda domiciliar *per capita*, ocorre uma elevação da proporção de famílias com filhos em escolas particulares em todos eles.

Os testes do Exame Nacional do Ensino Médio (Enem) mostram claramente o diferencial de desempenho médio entre estudantes das redes pública e privada. Por exemplo, na prova de redação, os alunos das escolas particulares ficaram com 602,16 pontos, na média, enquanto os alunos das escolas públicas tiveram uma nota média de 495,54 - 533,48 (municipais), 491,41 (estaduais) e 613,07 (federais). Em matemática, as pontuações médias dos alunos foram de 615,07, nas escolas particulares, e de 495,86, nas escolas públicas - 546,73 (municipais), 491,18 (estaduais) e 625,24 (federais).

TABELA 3

**Evolução da proporção dos filhos em escolas públicas e privadas por classe de renda domiciliar *per capita***

(Em %)

Classe	Sistema	Tipo de escola dos filhos											
		2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Baixa	Público	95,3	95,4	95,0	95,0	95,2	95,4	95,5	95,8	95,1	95,2	95,2	94,9
	Privado	4,7	4,6	5,0	5,0	4,8	4,6	4,5	4,2	4,9	4,8	4,8	5,1
Média	Público	77,1	75,8	73,5	74,2	74,5	75,9	76,5	78,1	76,8	78,1	79,5	79,5
	Privado	22,9	24,2	26,5	25,8	25,5	24,1	23,5	21,9	23,2	21,9	20,5	20,5
Alta	Público	30,8	28,5	27,3	27,0	27,9	28,0	31,6	31,3	30,8	33,1	35,2	36,6
	Privado	69,2	71,5	72,7	73,0	72,1	72,0	68,4	68,7	69,2	66,9	64,8	63,4
<b>Total</b>	<b>Público</b>	<b>81,8</b>	<b>81,1</b>	<b>81,1</b>	<b>80,8</b>	<b>80,8</b>	<b>80,0</b>	<b>80,3</b>	<b>80,1</b>	<b>79,3</b>	<b>79,6</b>	<b>80,0</b>	<b>79,0</b>
	<b>Privado</b>	<b>18,2</b>	<b>18,9</b>	<b>18,9</b>	<b>19,2</b>	<b>19,2</b>	<b>20,0</b>	<b>19,7</b>	<b>19,9</b>	<b>20,7</b>	<b>20,4</b>	<b>20,0</b>	<b>21,0</b>

Fonte: Pnad.

Elaboração dos autores.

Na tabela 4, os jovens estão divididos proporcionalmente de acordo com a situação em relação ao mercado de trabalho e estudo (anos de escolaridade). As proporções são compostas pela média dos anos de 1995 a 2012. Nela, nota-se a relação entre escolaridade e o mercado de trabalho, conforme discutido anteriormente.

Os dados da tabela 4 mostram uma relação positiva entre escolaridade e nível de ocupação, exceto de 0 a 4 anos para 5 a 8 anos de escolaridade. A relação com a proporção de desempregados não é tão evidente, visto que ela é crescente até os jovens que possuem de 9 a 11 anos de escolaridade, caindo de forma considerável para àqueles com 12 anos ou mais de escolaridade, indicando uma relação não linear. Quando se compara a taxa de atividade (soma da proporção de ocupados e desempregados), percebe-se uma clara relação positiva com o nível de escolaridade.

Oliveira, Scorzafave e Pazzelo (2009) também apresentam evidências da relação negativa entre inatividade e desemprego com anos de escolaridade. Os autores mostram que essa relação é mais notória para a taxa de inatividade tanto para

homens quanto para mulheres, enquanto que a taxa de desemprego se eleva para as faixas de escolaridade entre 5 a 8 anos e entre 9 a 11 anos (em relação aos menos escolarizados), apresentando redução para os trabalhadores com 12 anos ou mais de estudo, sendo similar aos resultados apresentados na tabela 4.

Somando a proporção de jovens que estudam e trabalham com aqueles que somente estudam, observa-se que os mais escolarizados (12 anos ou mais de estudo) também são aqueles que, proporcionalmente, encontram-se com mais frequência nessa situação (estudando). Os jovens menos escolarizados (0 a 4 anos) são os que, proporcionalmente, menos frequentam o sistema educacional. Essa situação é preocupante, visto que perpetua a situação dos jovens menos escolarizados em um mercado de trabalho menos favorável.

Outro fenômeno que chama a atenção nos dados da tabela 4 é a relação entre jovens que não estudam e nem trabalham com a faixa de escolaridade (geração “nem-nem”). A concentração dos “nem-nem” é entre os jovens que possuem de 0 a 4 anos de escolaridade, com a proporção de jovens nessa condição se reduzindo de forma acentuada, conforme se eleva a escolaridade. Essa relação é resultado, pelo menos em parte, das melhores condições do mercado de trabalho para os jovens mais escolarizados. Portanto, as políticas públicas devem ser direcionadas, sobretudo, a esses jovens (com menor escolaridade).

De forma geral, um maior nível de escolaridade está relacionado positivamente à condição do mercado de trabalho do jovem, sendo que a escolaridade e a classe de renda domiciliar do jovem também possui uma associação clara: jovens de classes mais altas possuem maior escolaridade e proporção mais elevada em escolas particulares, como destacado anteriormente.

TABELA 4

**Situação dos jovens em relação ao trabalho e estudo (anos de escolaridade): média dos anos 1995-2012**

(Em %)

Situação do jovem	Anos de escolaridade			
	0 a 4 anos	5 a 8 anos	9 a 11 anos	12 anos ou mais
Ocupado (não estuda)	49,67	37,48	46,24	38,22
Ocupado (estuda)	9,20	13,39	14,66	34,52
Ocupado	58,87	50,87	60,90	72,74
Desempregado	4,97	5,65	7,25	3,07
Não estuda nem trabalha	23,97	15,47	11,30	3,80
Apenas Estudando	12,19	28,00	20,54	20,40
Inativo	36,16	43,48	31,85	24,20

Fonte: Pnad.  
Elaboração dos autores.

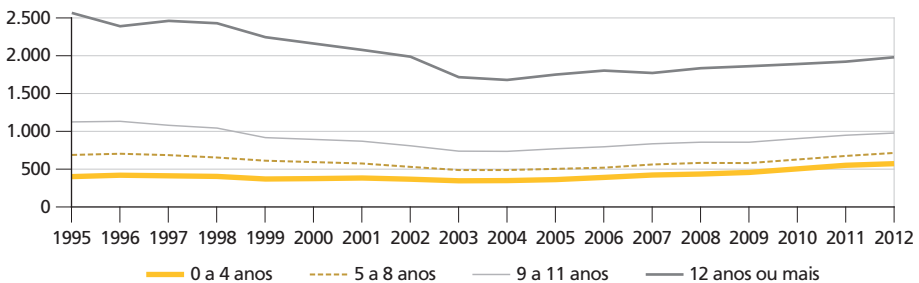
### 3.2 Apresentação e análise dos resultados para os jovens

Nesta subseção, a análise é mais focada na relação entre escolaridade e salários com base na equação de salários desenvolvida por Mincer (1974) e com a correção de viés amostral proposta por Heckman (1979). Inicialmente, como exposto no gráfico 7, apresenta-se a evolução dos salários dos jovens por faixa de escolaridade, considerando o período 1995-2012.

No gráfico 7, identifica-se uma clara relação entre o nível de escolaridade dos jovens e o salário médio em reais. De 1995 até 2002, os jovens experimentaram uma queda na renda real, sobretudo aqueles mais escolarizados, o que acabou reduzindo o diferencial de renda entre eles. A partir de então, os jovens com diferentes níveis de escolaridade experimentaram ganhos salariais de forma quase contínua até 2012. No entanto, percebe-se que ainda existe um diferencial considerável de renda a favor dos jovens com 12 anos ou mais de escolaridade.

A retração relativa da renda dos jovens mais escolarizados está relacionada, pelo menos em parte, ao aumento na proporção de jovens mais escolarizados (gráfico 6), além da migração de jovens com qualidade educacional inferior para classes de renda mais elevadas, sendo que a separação desses efeitos está fora do escopo do presente estudo.<sup>13</sup>

GRÁFICO 7  
Evolução salarial dos jovens por faixa de escolaridade (1995-2012)  
(Em R\$)



Fonte: Pnad.  
Elaboração dos autores.

Na tabela 5 estão alguns resultados das estimativas realizadas pelo método de Heckman: aqueles para educação e experiência.<sup>14</sup> Cabe enfatizar que os salários dos

13. Andrade e Menezes-Filho (2005) encontram uma relação inversa, para o período 1981-1999, entre elevação de trabalhadores com um determinado nível de escolaridade e nível salarial relativo, com foco nos trabalhadores entre 26 e 60 anos. No entanto, os autores constataram que na década de 90 ocorreu uma elevação dos salários dos trabalhadores mais qualificados em relação aos intermediários, sendo que o mesmo não estava ocorrendo para os jovens, como pode se constatar pelos resultados do gráfico 7. Dessa forma, aqui se encontra outra diferença entre o mercado de trabalho dos jovens e adultos, possivelmente pela maior proporção relativa de trabalhadores jovens com ensino superior.

14. Os resultados completos das estimativas estão em anexo.

jovens foram retirados do cálculo da renda domiciliar *per capita* para a separação das famílias nas três classes de renda com a finalidade de se evitar problemas de endogeneidade nas estimações.

Como o regressando está em  $\ln$  e as demais variáveis em nível, quando se multiplica o coeficiente estimado por 100, tem-se a variação percentual do regressando (salário, no presente caso) decorrente da alteração em uma unidade no regressor. Por exemplo, na tabela 5, o coeficiente estimado da escolaridade em 0,047, para os jovens da classe baixa, em 1997, indica que um ano adicional de educação eleva o salário em 4,7%, em média.

Observa-se, pelos resultados apresentados na tabela 5, uma notável diferença no retorno da escolaridade dos jovens da classe alta em relação aos jovens das duas outras classes de renda. Desse modo, os primeiros possuem um maior rendimento tanto por terem mais escolaridade quanto pelo maior retorno de cada ano adicional de escolaridade. Reis e Ramos (2011) encontram resultados semelhantes, mas de acordo com a escolaridade dos pais. Os resultados desses autores indicam que trabalhadores com pais ou mães mais escolarizados possuem, em média, níveis mais altos de educação e de retorno de cada ano adicional de escolaridade.

É importante destacar que o retorno da escolaridade dos jovens da classe média está mais próximo daqueles da classe baixa do que da alta. Dessa maneira, a manutenção do processo de ascensão econômica via maior escolarização é uma tarefa desafiadora, ainda mais quando se considera a redução no retorno da escolaridade para os jovens das três classes, entre 2002 e 2012. Além disso, a queda foi proporcionalmente maior para os jovens das classes baixa e média, no mesmo período, sendo de 32,4% e 25,8%, respectivamente. Para os jovens da classe alta, a redução foi de 22,9%. Como consequência, no último ano analisado, o retorno de cada ano de escolaridade dos jovens da classe alta é o dobro daquele dos jovens da classe média, além de ser mais do que três vezes superior em relação ao retorno dos jovens da classe baixa. Pelos reduzidos desvios-padrão, as diferenças nos coeficientes estimados são estatisticamente diferentes de zero.

Nos resultados apresentados, nota-se, ainda, que a experiência tem um efeito mais importante na renda dos jovens pertencentes às famílias de classe alta, sendo a diferença estatisticamente significativa. Nessa perspectiva, esses indivíduos possuem vantagens no mercado de trabalho por terem um retorno mais elevado da escolaridade e também da experiência. Uma possibilidade para essa discrepância é que os jovens de famílias de classe alta conseguem, em média, empregos que exigem maior qualificação e com maior nível de complexidade, elevando a importância da experiência na determinação do produto marginal do trabalho.

Chama atenção o coeficiente positivo da experiência ao quadrado para os jovens das três classes em 1997 e 2002, indicando um retorno crescente da experiência

para os jovens (segunda derivada positiva). Esse resultado pode ser decorrente da importância da experiência para os jovens visto que eles estão no início de suas carreiras. Em 2007 e 2012, a segunda derivada se torna negativa, indicando que a experiência tem um impacto positivo, mas decrescente, resultado que é mais comum na literatura, pelos menos para os trabalhadores adultos, como em Suliano e Siqueira (2012) e Hoffmann e Kassouf (2005), por exemplo.

**TABELA 5**  
**Resultados das equações pelo método de Heckman para os jovens: escolaridade e experiência**

		Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
1997	Escolaridade	0,0470 (0,0000)***	0,0596 (0,0000)***	0,0975 (0,0001)***	0,0791 (0,0000)***
	Experiência	0,0199 (0,0000)***	0,0238 (0,0000)***	0,0389 (0,0000)***	0,0226 (0,0000)***
	Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***
2002	Escolaridade	0,0422 (0,0000)***	0,0616 (0,0000)***	0,1196 (0,0001)***	0,0786 (0,0000)***
	Experiência	0,0191 (0,0000)***	0,0256 (0,0000)***	0,0359 (0,0001)***	0,0228 (0,0000)***
	Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0003 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***
2007	Escolaridade	0,0425 (0,0000)***	0,0521 (0,0000)***	0,1089 (0,0001)***	0,0767 (0,0000)***
	Experiência	0,0507 (0,0001)***	0,0552 (0,0001)***	0,0654 (0,0002)***	0,0542 (0,0000)***
	Experiência 2	-0,0014 (0,0000)***	-0,0016 (0,0000)***	-0,0019 (0,0000)***	-0,0015 (0,0000)***
2012	Escolaridade	0,0285 (0,0001)***	0,0457 (0,0000)***	0,0922 (0,0001)***	0,0672 (0,0000)***
	Experiência	0,0570 (0,0001)***	0,0583 (0,0000)***	0,0809 (0,0001)***	0,0629 (0,0000)***
	Experiência 2	-0,0018 (0,0000)***	-0,0019 (0,0000)***	-0,0031 (0,0000)***	-0,0022 (0,0000)***

Fonte: Pnad.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Nos resultados apresentados na tabela 6, encontram-se os coeficientes estimados de algumas variáveis de controle que são importantes na determinação da renda e que constam em diversos outros estudos como raça, gênero e zona de residência (urbana ou rural e metropolitana ou não metropolitana). Eles foram estimados a partir das mesmas equações que geraram os coeficientes apresentados na tabela anterior, mas estão em tabelas distintas para facilitar a comparação ao longo do tempo.

Vale notar que existe um diferencial importante em relação ao gênero e que ele é menor para os jovens da classe alta e maior para aqueles da classe baixa. Desse modo, as mulheres jovens da classe baixa estão em condições bem inferiores em termos salariais visto que possuem menores retornos da escolaridade, da experiência, além de receberem cerca 35% a menos do que os homens, em 2012 (tabela 6).

A diferença salarial entre os jovens por gênero vem sofrendo redução ao longo do período analisado. Por exemplo, enquanto as mulheres jovens ganhavam, em média, cerca de 32% a menos que os jovens do sexo masculino, controlando para uma série de variáveis, em 1997, essa diferença caiu para cerca de 24,5%, em 2012, como pode ser observado na última coluna da tabela 6. No entanto, para os jovens da classe baixa, esse diferencial apresentou maior resistência de queda no período analisado.

Em relação à raça, jovens negros também ganham menos do que os brancos, mesmo quando se controla para uma série de variáveis. Esses resultados também estão em linha com estudos que controlam para raça considerando uma parcela mais ampla da população como, por exemplo, Resende e Wyllie (2006) e Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004). Os resultados não são diretamente comparáveis porque os recortes das amostras são distintos (somente jovens no presente caso), assim como os períodos e as especificações. Todavia, observar se os efeitos qualitativos são semelhantes é importante.

Adicionalmente, é interessante notar que ocorreu uma queda no diferencial por raça, passando de 11,83% para 9,26%, entre 1997 e 2012. O diferencial de salários por raça entre os jovens da classe alta era maior no começo do período, mas, com a redução apresentada ao longo dos anos, ele ficou semelhante entre os jovens das três classes, em 2012.

Finalmente, morar na zona urbana e metropolitana também garante, em média, um salário mais elevado para os jovens das três classes. A soma do retorno para os jovens que moram na zona urbana e metropolitana fica em torno de 25%, com ligeiro aumento em 2012. Contudo, a vantagem tem passado, cada vez mais, para o jovem que mora na zona urbana sem que seja, necessariamente, na região metropolitana. Os resultados ainda sugerem que o fato de residir em região urbana e metropolitana favorece, sobretudo, o jovem de classe alta, indicando que este consegue aproveitar melhor as oportunidades existentes nos grandes centros urbanos, onde o mercado de trabalho é, em geral, mais dinâmico e complexo. No entanto, essa vantagem apresentou redução entre 2002 e 2012.

**TABELA 6**  
**Resultados das equações pelo método de Heckman: raça, gênero e zona de residência**

		Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
1997	Mulher	-0,3674 (0,0005)***	-0,3136 (0,0004)***	-0,2495 (0,0008)***	-0,3196 (0,0003)***
	Negro	-0,0769 (0,0005)***	-0,0775 (0,0004)***	-0,1151 (0,0011)***	-0,1183 (0,0003)***
	Urbano	-0,0605 (0,0008)***	-0,0059 (0,0009)***	0,0125 (0,0034)***	0,0082 (0,0006)***
	Metropolitano	0,1999 (0,0007)***	0,2231 (0,0005)***	0,2497 (0,0011)***	0,2479 (0,0003)***
2002	Mulher	-0,3764 (0,0005)***	-0,2579 (0,0004)***	-0,2220 (0,0007)***	-0,2964 (0,0003)***
	Negro	-0,0615 (0,0005)***	-0,0701 (0,0004)***	-0,1170 (0,0010)***	-0,1145 (0,0003)***
	Urbano	-0,0717 (0,0008)***	0,0524 (0,0011)***	0,2424 (0,0028)***	0,0311 (0,0007)***
	Metropolitano	0,1466 (0,0006)***	0,1986 (0,0004)***	0,2614 (0,0008)***	0,2203 (0,0003)***
2007	Mulher	-0,3466 (0,0005)***	-0,2403 (0,0003)***	-0,2122 (0,0006)***	-0,2705 (0,0002)***
	Negro	-0,0591 (0,0005)***	-0,0539 (0,0003)***	-0,1100 (0,0007)***	-0,1028 (0,0002)***
	Urbano	-0,0176 (0,0009)***	0,0443 (0,0009)***	0,2228 (0,0019)***	0,1082 (0,0006)***
	Metropolitano	0,0936 (0,0007)***	0,1052 (0,0004)***	0,1909 (0,0006)***	0,1450 (0,0003)***
2012	Mulher	-0,3495 (0,0007)***	-0,2417 (0,0003)***	-0,1708 (0,0004)***	-0,2443 (0,0002)***
	Negro	-0,0648 (0,0006)***	-0,0514 (0,0003)***	-0,0786 (0,0005)***	-0,0926 (0,0002)***
	Urbano	0,0666 (0,0010)***	0,1389 (0,0006)***	0,1164 (0,0014)***	0,1662 (0,0005)***
	Metropolitano	0,1171 (0,0008)***	0,0874 (0,0003)***	0,1478 (0,0005)***	0,1246 (0,0003)***

Fonte: Phad.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

### 3.3 Estimações adicionais para testar a robustez dos resultados

Os resultados da tabela 7 foram estimados com base nos mesmos dados e nas mesmas especificações utilizados nas estimações apresentadas na tabela 5, mas sem os jovens com mais de 12 anos de escolaridade. Essas especificações foram realizadas para verificar se os resultados anteriores – maior retorno da escolaridade para os jovens da classe alta – são decorrentes do nível de ensino superior ao invés do diferencial de qualidade e outras variáveis não observáveis, conforme discutido anteriormente.

Alguns estudos mostram que, no caso brasileiro, o retorno por ano adicional se eleva conforme a escolaridade do trabalhador aumenta como, por exemplo, aquele realizado por Dias *et al.* (2013). Os autores apresentam evidências de que os anos de escolaridade, nos níveis de ensino mais elevados, apresentam maiores retornos, sobretudo dos anos que correspondem ao nível superior. Para o Brasil, os resultados do estudo são os seguintes: “O ensino fundamental possui taxa de retorno de 6,6%, a do ensino médio 13,2% e a do terceiro grau e da pós-graduação 28,5%. A taxa marginal por ano adicional de escolaridade, do fundamental para o secundário, sobe de 1,5% para 2,9%; e para o ensino superior, para 4,7%.” (Dias *et al.*, 2013, p. 345).

De acordo com os resultados apresentados na tabela 7, de fato, ocorre uma redução relevante nos coeficientes da escolaridade quando os jovens com mais de 12 anos de escolaridade são retirados da amostra, sobretudo quando se consideram os jovens da classe alta, o que fica evidente ao se comparar com os resultados da tabela 5. Isso é um indicativo de que os anos de escolaridade dos níveis de ensino superior trazem maior retorno em relação aos níveis anteriores. De qualquer forma, mantêm-se as tendências de redução do retorno da escolaridade ao longo dos anos, além dele permanecer maior para os jovens da classe alta em relação às outras duas, sendo a diferença estatisticamente significativa.

Desse modo, a melhor qualidade apontada pela maior proporção de jovens da classe alta nas escolas privadas pode ser importante por dois motivos: *i*) elevação do retorno de cada ano de escolaridade; e *ii*) facilitação no acesso ao ensino superior, visto que os alunos que frequentam escolas particulares estão mais preparados, ainda mais considerando a grande concorrência em faculdades e universidades públicas em cursos que trazem maior retorno salarial.

O retorno da experiência, por outro lado, parece quase não se alterar com os resultados sem os jovens com mais de 12 anos de escolaridade. Interessante notar que o retorno da experiência tem se elevado com a queda do retorno da escolaridade entre 2002 e 2012, mostrando a importância de se manter o jovem empregado como forma de ascensão social. Nesse sentido, preocupa a elevada proporção de jovens que fazem parte da geração “nem-nem”, como analisado na seção anterior.

TABELA 7

**Resultados das equações pelo método de Heckman sem os jovens com mais de 12 anos de escolaridade: escolaridade e experiência**

	Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos	
1997	Escolaridade	0,0441 (0,0000)***	0,0506 (0,0000)***	0,0637 (0,0002)***	0,0637 (0,0000)***
	Experiência	0,0197 (0,0000)***	0,0239 (0,0000)***	0,0400 (0,0001)***	0,0224 (0,0000)***
	Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***
2002	Escolaridade	0,0387 (0,0000)***	0,0465 (0,0000)***	0,0640 (0,0002)***	0,0563 (0,0000)***
	Experiência	0,0188 (0,0000)***	0,0245 (0,0001)***	0,0354 (0,0001)***	0,0218 (0,0000)***
	Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0003 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***
2007	Escolaridade	0,0379 (0,0000)***	0,0377 (0,0000)***	0,0538 (0,0002)***	0,0510 (0,0000)***
	Experiência	0,0500 (0,0001)***	0,0535 (0,0001)***	0,0705 (0,0002)***	0,0532 (0,0000)***
	Experiência 2	-0,0014 (0,0000)***	-0,0015 (0,0000)***	-0,0021 (0,0000)***	-0,0015 (0,0000)***
2012	Escolaridade	0,0234 (0,0001)***	0,0299 (0,0000)***	0,0365 (0,0001)***	0,0368 (0,0000)***
	Experiência	0,0568 (0,0001)***	0,0583 (0,0001)***	0,0837 (0,0001)***	0,0621 (0,0000)***
	Experiência 2	-0,0018 (0,0000)***	-0,0020 (0,0000)***	-0,0032 (0,0000)***	-0,0022 (0,0000)***

Fonte: Pnad.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Na tabela 8 estão os resultados pelo método *Conditional Mixed Process* (CMP) para os jovens entre 15 e 29 anos. Os dados e as especificações são iguais aos das estimações anteriores, sendo a única diferença o método de estimação. Os resultados pelo CMP, utilizando as amostras de acordo com a classe de renda dos jovens, são praticamente os mesmos resultados, não sendo reproduzidos aqui.<sup>15</sup> Na tabela 8 estão os coeficientes estimados para todos os jovens de acordo com esse método, sendo que os coeficientes apresentados são para escolaridade, experiência, gênero, raça e região de residência.<sup>16</sup>

Os coeficientes estimados pelos métodos CMP e Heckman são muito próximos (comparar resultados apresentados nas tabelas 5, 6 e 8), sendo que ambos os conjuntos de coeficientes estimados para a escolaridade apresentam tendência de queda entre 1997 e 2012. Além disso, os coeficientes estimados da variável experiência mostram

15. Os resultados por classe de renda são praticamente os mesmos, apenas com ligeira redução no desvios-padrão. Os resultados não são apresentados por questão de espaço e estão disponíveis com os autores.

16. As estimativas dos coeficientes de todas as variáveis utilizadas não são apresentadas em anexo por uma questão de espaço. Elas podem ser disponibilizadas por meio de contato com os autores.

a mesma tendência de elevação, considerando o mesmo período, o que mostra o ganho de importância dessa característica na determinação do salário do jovem.

Em relação à diferença de retorno entre homens e mulheres jovens, ela é um pouco maior pelo método CMP, sendo que ambas apresentam uma tendência de queda entre 1997 e 2012. De acordo com as estimativas pelos dois métodos, o diferencial é maior que 30%, em 1997, é próximo de 25%, em 2012, sendo ainda muito expressivo, apesar da redução. Considerando o diferencial de salário por raça, os resultados pelos dois métodos também são bem próximos, com o trabalhador jovem negro ganhando cerca de 10% a menos do que o branco, além de uma leve tendência de redução, entre 1997 e 2012.

Finalmente, os coeficientes estimados por local de residência mostram que o diferencial de salário dos jovens que moram na zona urbana e em regiões metropolitanas em relação aos jovens que moram na zona rural é cerca de 25%, com ganho de importância, ao longo do tempo, para os jovens que moram na zona urbana, independentemente de ser ou não em regiões metropolitanas (tabela 8), resultados que são semelhantes aos encontrados pelo método de Heckman.

TABELA 8

**Resultados das equações pelo método CMP para os jovens: escolaridade, experiência, gênero, raça e zona de residência**

15 a 29 anos de idade	1997	2002	2007	2012
Escolaridade	0,0790 (0,0000)***	0,0774 (0,0000)***	0,0752 (0,0000)***	0,0681 (0,0000)***
Experiência	0,0225 (0,0000)***	0,0229 (0,0000)***	0,0563 (0,0000)***	0,0653 (0,0000)***
Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	-0,0016 (0,0000)***	-0,0023 (0,0000)***
Mulher	-0,3487 (0,0003)***	-0,3177 (0,0002)***	-0,2816 (0,0002)***	-0,2608 (0,0002)***
Negro	-0,1180 (0,0003)***	-0,1217 (0,0003)***	-0,1054 (0,0002)***	-0,0926 (0,0002)***
Urbano	0,0245 (0,0005)***	0,0142 (0,0005)***	0,0738 (0,0005)***	0,1417 (0,0004)***
Metropolitano	0,2323 (0,0245)	0,2046 (0,0003)***	0,1431 (0,0003)***	0,1214 (0,0002)***

Fonte: Pnad.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

De uma forma geral, retirar os jovens com mais de 12 anos de escolaridade traz um efeito considerável nos coeficientes estimados do retorno da escolaridade, o que evidencia a importância do ensino superior na determinação dos salários dos jovens, apesar do retorno da escolaridade ainda permanecer mais elevado para os jovens da classe alta. Considerando os resultados pelo método COM, ou seja, levando em conta a correlação do termo de erro nas duas equações (de seleção e de salários), quase não se alteram os resultados, sendo as conclusões semelhantes.

### 3.4 Resultados para os adultos

Nos resultados apresentados na tabela 9, estão as estimativas considerando os trabalhadores entre 25 e 64 anos, que chamamos de adultos, para realizar uma comparação com os resultados dos trabalhadores entre 15 e 29 anos, que chamamos de jovens. Considerando os dois grupos de trabalhadores, observa-se a existência de similaridades importantes, assim como algumas diferenças.

Em relação às diferenças, o retorno salarial da escolaridade é maior para os adultos do que para os jovens. Uma possibilidade para explicar esse fenômeno é uma menor escolaridade média dos adultos em relação aos jovens, pressionando o retorno pela maior escassez relativa de adultos escolarizados que ocupam cargos distintos pela experiência e, dessa forma, não competem diretamente pelas mesmas vagas de trabalho. Em outras palavras, supõe-se que, pelo menos em parte, as vagas de trabalho entre jovens e adultos são distintas.

Outra possibilidade para essa explicação é mais complementar do que concorrente: os diferenciais de retorno da escolaridade entre jovens e adultos podem ser decorrentes de um efeito mais expressivo da escolaridade ao longo do tempo, visto que aqueles trabalhadores com nível de educação formal mais elevado possuem maiores chances de ocupar cargos de chefia e liderança, sendo que estes possuem maior remuneração.

Considerando a experiência, o retorno para os jovens é mais elevado, como seria de se esperar, pois a experiência é mais importante nos primeiros anos de atividade quando o trabalhador tem pouco conhecimento da prática das atividades a serem realizadas. Adicionalmente, é interessante notar que o retorno da experiência para os adultos se elevou, entre 1997 e 2002, embora não na mesma proporção dos jovens.

Em relação às similaridades, tanto para jovens quanto para adultos, ocorrem reduções relevantes no retorno salarial de cada ano de escolaridade ao longo do tempo. Nos anos em que as estimações foram realizadas (1997, 2002, 2007 e 2012) os retornos para adultos (jovens) foram, respectivamente, de: 9,9% (7,9%); 9,7% (7,8%); 8,9% (7,6%); e 7,8% (6,7%). Essas variações nos retornos salariais da escolaridade para jovens e adultos representam quedas de 21,2% e 15,0%, respectivamente, entre 1997 e 2012.

Suliano e Siqueira (2012), utilizando dados para trabalhadores brasileiros entre 25 e 64 anos, entre 2001 e 2006, também encontram uma redução nos retornos salariais da educação por meio da estimação dos coeficientes dos termos de interação entre escolaridade e tempo (coeficientes negativos e significativos), em todas as áreas geográficas analisadas pelos autores.

A redução do retorno salarial da escolaridade ocorre, pelo menos em parte, pelo aumento da oferta decorrente do esforço pela universalização dos níveis de ensino fundamental e médio sem o correspondente aumento da demanda por

trabalhadores com estes níveis de qualificação, como destacado por Pauli, Nakabashi e Sampaio (2012), em um estudo para o período 1990-2009. Resultados que dão suporte a essa hipótese também foram encontrados por Jacinto e Ribeiro (2015) e Andrade e Menezes-Filho (2005).

Ainda considerando os resultados da tabela 9, constata-se que o retorno também é menor para as mulheres e os negros, sendo os diferenciais maiores em relação às estimativas apenas com os jovens. No caso das mulheres, em ambos os casos (jovens e adultos), ocorre uma redução do diferencial. No entanto, mesmo em 2012, os homens adultos ainda ganham quase 45% a mais do que as mulheres, mesmo controlando para uma série de variáveis. Em relação à raça, o diferencial se reduz para os jovens ao longo dos anos, enquanto que, para os trabalhadores entre 25 e 64 anos, o diferencial apresenta leve crescimento, chegando a quase 15%, em 2012.

O diferencial para os trabalhadores urbanos e que moram em regiões metropolitanas é positivo nos dois casos, com coeficientes próximos aos dos jovens. Assim como para os jovens, existe um ganho de importância do retorno salarial pelo fato do trabalhador morar na zona urbana, compensando a queda daquele que reside em regiões metropolitanas, o que faz com que a soma dos coeficientes fique próxima a 25%, exceto em 2012, quando se aproxima de 30%. Essas tendências indicam que os trabalhadores que moram em regiões urbanas, mas não metropolitanas, têm obtido êxito em fechar a defasagem salarial em relação àqueles que residem em regiões metropolitanas, o que não tem sido o caso para os trabalhadores da zona rural.

TABELA 9

**Resultados das equações pelo método de Heckman para trabalhadores entre 25 e 64 anos: escolaridade, experiência, gênero, raça e zona de residência**

25 a 64 anos de idade	1997	2002	2007	2012
Escolaridade	0,0990 (0,0000)***	0,0979 (0,0000)***	0,0892 (0,0000)***	0,0780 (0,0000)***
Experiência	0,0093 (0,0000)***	0,0103 (0,0000)***	0,0214 (0,0000)***	0,0186 (0,0000)***
Experiência 2	-0,00004 (0,0000)***	-0,00003 (0,0000)***	-0,0002 (0,0000)***	-0,0002 (0,0000)***
Mulher	-0,5170 (0,0003)***	-0,4877 (0,0002)***	-0,4811 (0,0002)***	-0,4317 (0,0002)***
Negro	-0,1393 (0,0003)***	-0,1440 (0,0002)***	-0,1439 (0,0002)***	-0,1491 (0,0002)***
Urbano	0,0570 (0,0005)***	0,0460 (0,0005)***	0,0942 (0,0004)***	0,1339 (0,0003)***
Metropolitano	0,2186 (0,0003)***	0,1545 (0,0002)***	0,1451 (0,0002)***	0,1451 (0,0002)***

Fonte: Phad.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Na tabela 10, as especificações e as amostras são as mesmas, mas o método é o CMP. Os coeficientes estimados são muito próximos, sendo o retorno da escolaridade ligeiramente mais elevado pelo método CMP. Nas estimativas, por ambos os métodos, ocorre uma redução do retorno da escolaridade em torno de 20%, entre 1997 e 2012, sendo ela parcialmente compensada pelo aumento no retorno da experiência.

Considerando as variáveis gênero e raça, a trajetória é semelhante entre 1997 e 2012, com queda do diferencial entre homens e mulheres e leve crescimento entre brancos e negros. A distinção fica por conta dos maiores diferenciais pelo método CMP, sendo cerca de 2 pontos percentuais mais elevados para gênero.

No caso da região de residência, os coeficientes estimados possuem magnitudes semelhantes com ambos os métodos, sendo que também apresentam tendência de elevação do diferencial para os trabalhadores que moram na zona urbana, compensando a queda daqueles que moram em regiões metropolitanas.

TABELA 10

**Resultados das equações pelo método CPM para trabalhadores entre 25 e 64 anos: escolaridade, experiência, gênero, raça e zona de residência**

25 a 64 anos de idade	1997	2002	2007	2012
Escolaridade	0,1006 (0,0000)***	0,0990 (0,0000)***	0,0893 (0,0000)***	0,0803 (0,0000)***
Experiência	0,0089 (0,0000)***	0,0103 (0,0000)***	0,0215 (0,0000)***	0,0193 (0,0000)***
Experiência 2	-0,00005 (0,0000)***	-0,00005 (0,0000)***	-0,0002 (0,0000)***	-0,0002 (0,0000)***
Mulher	-0,5482 (0,0002)***	-0,5088 (0,0002)***	-0,4914 (0,0002)***	-0,4502 (0,0001)***
Negro	-0,1440 (0,0002)***	-0,1451 (0,0002)***	-0,1495 (0,0002)***	-0,1526 (0,0001)***
Urbano	0,0823 (0,0003)***	0,0699 (0,0004)***	0,0742 (0,0003)***	0,1272 (0,0003)***
Metropolitano	0,2034 (0,0002)***	0,1470 (0,0002)***	0,1392 (0,0002)***	0,1474 (0,0002)***

Fonte: Pnad.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

De uma forma geral, os resultados para as faixas entre 15 e 29 anos e 25 e 64 anos são semelhantes e também apresentam trajetórias parecidas ao longo dos anos analisados, independentemente do método de estimação utilizado. As diferenças são mais de magnitudes dos efeitos do que em suas tendências.

Um resultado que preocupa é o fato de menor retorno da escolaridade ao longo do tempo, sobretudo para os jovens. Esse fato torna mais desafiador o processo

de manutenção da ascensão dos jovens, como alcançado por seus pais na primeira década dos anos 2000. Por outro lado, os resultados indicam que a experiência tem se tornado mais relevante na determinação dos salários de jovens e adultos, o que indica a importância da manutenção do jovem no mercado de trabalho para que ele possa experimentar uma ascensão econômica.

#### 4 CONCLUSÕES

O mercado de trabalho dos jovens apresenta especificidades importantes em relação ao dos adultos, sobretudo no que diz respeito aos níveis de ocupação e desocupação. Na análise econométrica, observa-se, ainda, que o retorno da escolaridade é menor para os jovens em relação aos adultos, enquanto o retorno da experiência é mais elevado.

Separando por classe de renda domiciliar *per capita*, percebe-se que existem diferenças importantes quando se comparam os jovens das três classes. Por exemplo, além dos jovens serem mais vulneráveis em relação aos adultos no que tange a situação de empregabilidade em momentos de instabilidade econômica, os jovens da classe baixa estão em situação ainda mais vulnerável. Estes, da mesma forma, estão em desvantagem em relação aos jovens das outras duas classes quando se comparam os níveis de ocupação e desocupação, em todo o período analisado. Verifica-se também, em vários sentidos, que os jovens da classe média, no que diz respeito ao mercado de trabalho, ficam em uma situação intermediária entre os jovens das duas outras classes e, em muitos momentos, se assemelham aos jovens da classe baixa, o que pode dificultar a manutenção do processo de ascensão econômica.

Um resultado importante encontrado nas estimações é que está ocorrendo uma redução no retorno da escolaridade para jovens e adultos no Brasil. Desse modo, a elevação da renda por essa via vem perdendo importância até mesmo pela maior quantidade de jovens e adultos com maior nível de escolaridade. Esses resultados indicam que, de forma geral, a oferta de trabalhadores qualificados se expandiu mais rapidamente do que a demanda. O fato do retorno da escolaridade ser maior para os adultos em relação aos jovens, nos diferentes anos, também pode estar associado à elevação da escolaridade que é mais acentuada para os jovens.

Além disso, existe um diferencial importante do retorno da escolaridade entre os jovens das diferentes classes, sendo mais elevado para os jovens da classe alta, o que limita a melhora da distribuição de renda via elevação da escolaridade dos filhos de famílias das classes média e baixa. Essa distinção do retorno da escolaridade ocorre, provavelmente, pela maior proporção de jovens como da classe alta com ensino superior e pelo diferencial de qualidade do ensino, entre outras causas, como capital social, estoque de riqueza familiar etc. Um resultado preocupante é que o retorno da escolaridade dos jovens da classe média fica muito próximo do

retorno dos jovens da classe baixa, apontando a semelhança entre eles no que diz respeito à importância da escolaridade como processo de ascensão econômica.

Em suma, a manutenção do processo de ascensão dos jovens às classes mais altas é uma questão desafiadora. Atualmente, a elevação dos anos de escolaridade não é mais uma condição tão importante na manutenção do processo de ascensão social dos trabalhadores pertencentes às classes menos favorecidas. Políticas públicas que foquem nos jovens de classe baixa são relevantes por eles estarem em situação mais vulnerável, como mostrado anteriormente pelo menor retorno da escolaridade, níveis menores de escolaridade, maiores taxas de desemprego, maiores proporções de jovens dessa classe que nem trabalham e nem estudam.

Assim, políticas que melhorem a qualidade do sistema educacional público nos níveis fundamental e médio parecem ser relevantes visto que elevam o retorno salarial da escolaridade, além de preparem os jovens das classes menos favorecidas para entrarem na universidade. Pela sua importância, estudar com mais profundidade as causas do diferencial do retorno da escolaridade entre os jovens das três classes fica como sugestão para futuras análises.

## REFERÊNCIAS

- ANDRADE, A. A. S.; MENEZES-FILHO, N. A. O papel da oferta de trabalho no comportamento dos retornos à educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 35, n. 2, p. 189-226, 2005.
- BARBOSA-FILHO, F. H.; PESSÔA, S. A. Retorno da educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, n. 1, p. 97-126, 2008.
- BELLUZZO, W.; ANUATTI-NETO, F.; PAZELLO, E. T. Distribuição de salários e o diferencial público-privado no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 4, p. 511-53, 2005.
- BORGES, B. K. Situação do mercado de trabalho juvenil nas principais regiões metropolitanas do País: breve análise. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 41, n. 3, p. 101-108, 2014.
- BRAGA, B.; FIRPO, S.; GONZAGA, G. Escolaridade e diferencial de rendimentos entre o setor privado e o setor público no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 3, pp. 431- 464, 2009.
- CORSEUIL, C. H. *et al.* **A rotatividade dos jovens no mercado formal brasileiro**. Mercado de Trabalho: conjuntura e análise. Ipea, 2013. (Nota Técnica, v. 18).
- CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. O mercado de trabalho brasileiro é segmentado? Alterações no perfil da informalidade e nos diferenciais de salários nas décadas de 1980 e 1990. **Estudos Econômicos**, v. 36, n. 4, 2006.

DIAS, J. *et al.* Função de capital humano dos estados brasileiros: retornos crescentes ou decrescentes da educação? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 2, p. 333-379, 2013.

ELLERY, R.; BARROS, R. P.; GROSNER, D. **Determinantes da produtividade do trabalho para a estratégia sobre sustentabilidade e promoção da classe média**. Texto do Governo Federal, Presidência da República, Secretaria de Assuntos Estratégicos, Brasília, 2013. Disponível em: <<https://goo.gl/BWgVyh>>. Acesso em: 10 out. 2017.

FERREIRA, S. G.; VELOSO, F. A. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 3, p. 481-513, 2003.

FERREIRA, S. G.; VELOSO, F. A. Intergenerational mobility of wages in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 26, n. 2, p.181-212, 2006.

GRILICHES, Z. Estimating the returns to schooling: some econometrics problems. **Econometrica**, v. 45, n. 1, p. 1-22, 1977.

HECKMAN, J. J. Shadow prices, market wages and labor supply. **Econometrica**, v. 42, n. 4, p. 679-694, 1974.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

HOFFMANN, R.; KASSOUF, A. L. Deriving conditional and unconditional marginal effects in log earnings equations estimated by Heckman's procedure. **Applied Economics**, v. 37, n. 11, p. 1303-1311, 2005.

JACINTO, P. A.; RIBEIRO, E. P. Crescimento e envelhecimento populacional brasileiro: menos trabalhadores e trabalhadores mais produtivos? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 45, n. 2, p. 177-217, 2015.

KASSOUF, A. L. Wage rate estimation using Heckman procedure. **Revista de Econometria**, v. 14, n. 1, p. 89-107, 1994.

LAM, D.; LEVISON, D. Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: Estados Unidos e Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 20, n. 2, p. 219-256, 1990.

LOUREIRO, P. R. A.; CARNEIRO, F. G. Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 5, n. 3, p. 519-545, 2001.

MINCER, J. **Schooling, Experience, and Earnings**. New York: Columbia University Press, 1974.

MONTE, P. A.; RAMALHO, H. M. B.; PEREIRA, M. L. O salário de reserva e a oferta de trabalho: evidências para o Brasil. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 4, p. 613-639, 2011.

OLIVEIRA, K. F.; JANNUZZI, P. M. Motivos para migração no Brasil e retorno ao Nordeste: padrões etários, por sexo e origem/destino. **São Paulo em Perspectiva**, v. 19, n. 4, p. 134-143, 2005.

OLIVEIRA, P. R.; SCORZAFAVE, L. G.; PAZELLO, E. T. Desemprego e inatividade nas metrópoles brasileiras: as diferenças entre homens e mulheres. **Nova Economia**, v. 19, n. 2, p. 291-324, 2009.

PAULI, R. C.; NAKABASHI, L.; SAMPAIO, A. V. Mudança estrutural e mercado de trabalho no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 32, n. 3, p. 459-478, 2012.

PAZELLO, E. T.; FERNANDES, R. A. Maternidade e a mulher no mercado de trabalho: diferença de comportamento entre mulheres que têm e mulheres que não têm filhos. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa, Paraíba. **Anais...** João Pessoa: Anpec, 2004.

QUEIROZ, V. S.; ARAGÓN, J. A. O. Alocação de tempo em trabalho pelas mulheres brasileiras. **Estudos Econômicos**, v. 45, n. 4, p. 787-819, 2015.

REIS, M. C.; CAMARGO, J. M. Desemprego dos jovens no Brasil: os efeitos da estabilização da inflação em um mercado de trabalho com escassez de informação. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 4, p. 493-518, 2007.

REIS, M. C.; RAMOS, L. Escolaridade dos pais, desempenho no mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 2, p. 177-205, 2011.

RESENDE, M.; WYLLIE, R. Retornos para educação no Brasil: evidências empíricas adicionais. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 3, p. 349-365, 2006.

ROODMAN, D. Fitting fully observed recursive mixed-process models with cmp. **The Stata Journal**, v. 11, n. 2, p. 159-206, 2011.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A; MENDONÇA, M. J. C. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, p. 249-265, 2004.

SILVA, N. D. V.; KASSOUF, A. L. Mercados de trabalho formal e informal: uma análise da discriminação e da segmentação. **Nova Economia**, v. 10, n. 1, p. 41-77, 2000.

SILVA, N. D. V.; KASSOUF, A. L. A exclusão social dos jovens no mercado de trabalho brasileiro. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 19, n. 2, p. 99-115, 2002.

SILVA, V. H. M. C.; FRANÇA, J. M. S.; NETO, V. R. P. Capital humano e desigualdade salarial no Brasil: uma análise de decomposição para o período 2001-2012. *In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA*, 19., 2014, Fortaleza, Ceará. **Anais...**; FÓRUM BNB DE DESENVOLVIMENTO, 20., 2014, Fortaleza, Ceará. Fortaleza: Anpec, 2014.

SCORZAFAVE, L.; MENEZES-FILHO, N. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 3, p. 441-478, 2001.

SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. Retornos da educação no Brasil em âmbito regional considerando um ambiente de menor desigualdade. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 1, p. 137-165, 2012.

## APÊNDICE A

TABELA A.1

## Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman (1997)

1997	Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
Escolaridade	0,0470 (0,0000)***	0,0596 (0,0000)***	0,0975 (0,0001)***	0,0791 (0,0000)***
Experiência	0,0199 (0,0000)***	0,0238 (0,0000)***	0,0389 (0,0000)***	0,0226 (0,0000)***
Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***
Com carteira	0,5052 (0,0036)***	0,4783 (0,0067)***	0,8429 (0,0172)***	0,4478 (0,0033)***
Conta própria	0,1376 (0,0036)***	0,4170 (0,0067)***	1,0338 (0,0173)***	0,3269 (0,0033)***
Empregadores	1,2229 (0,0045)***	1,2082 (0,0070)***	1,6444 (0,0173)***	1,3048 (0,0035)***
Setor público	0,6246 (0,0039)***	0,6715 (0,0068)***	1,0113 (0,0173)***	0,6290 (0,0034)***
Sem carteira	0,1742 (0,0036)***	0,1661 (0,0067)***	0,5581 (0,0172)***	0,1520 (0,0033)***
Mulher	-0,3674 (0,0005)***	-0,3136 (0,0004)***	-0,2495 (0,0008)***	-0,3196 (0,0003)***
Negro	-0,0769 (0,0005)***	-0,0775 (0,0004)***	-0,1151 (0,0011)***	-0,1183 (0,0003)***
Urbano	-0,0605 (0,0008)***	-0,0059 (0,0009)***	0,0125 (0,0034)***	0,0082 (0,0006)***
Metropolitano	0,1999 (0,0007)***	0,2231 (0,0005)***	0,2497 (0,0011)***	0,2479 (0,0003)***
Agropecuária	-0,1063 (0,0013)***	-0,1029 (0,0012)***	-0,1087 (0,0040)***	-0,1728 (0,0008)***
Indústria	0,0542 (0,0012)***	-0,0096 (0,0008)***	-0,0612 (0,0013)	-0,0546 (0,0006)**
Comércio	0,0252 (0,0013)***	-0,0566 (0,0008)***	-0,1147 (0,0013)***	-0,0903 (0,0006)***
Serviços	0,0137 (0,0012)***	-0,0601 (0,0008)***	-0,1351 (0,0012)***	-0,0987 (0,0006)***
Sindicato	0,2032 (0,0009)***	0,1886 (0,0006)***	0,2367 (0,0011)***	0,2299 (0,0005)***
Imigr_uf	0,0882 (0,0007)***	0,0377 (0,0005)***	0,1529 (0,0011)***	0,0835 (0,0004)***
Constante	5,4276 (0,0048)***	5,5495 (0,0071)***	4,9755 (0,0182)***	5,4909 (0,0038)***

Fonte: Pnad.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

**TABELA A.2**  
**Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman (2002)**

2002	Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
Escolaridade	0,0422 (0,0000)***	0,0616 (0,0000)***	0,1196 (0,0001)***	0,0786 (0,0000)***
Experiência	0,0191 (0,0000)***	0,0256 (0,0000)***	0,0359 (0,0001)***	0,0228 (0,0000)***
Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0003 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***
Com carteira	1,1025 (0,0040)***	0,9524 (0,0062)***	0,7073 (0,0120)***	0,9967 (0,0034)***
Conta própria	0,5140 (0,0040)***	0,6810 (0,0062)***	0,7964 (0,0120)***	0,6653 (0,0034)***
Empregadores	1,5867 (0,0047)***	1,5061 (0,0064)***	1,3974 (0,0121)***	1,7039 (0,0036)***
Setor público	1,2988 (0,0043)***	1,1637 (0,0063)***	0,9672 (0,0120)***	1,2367 (0,0035)***
Sem carteira	0,6588 (0,0039)***	0,5979 (0,0062)***	0,4169 (0,0120)***	0,6272 (0,0034)***
Mulher	-0,3764 (0,0005)***	-0,2579 (0,0004)***	-0,2220 (0,0007)***	-0,2964 (0,0003)***
Negro	-0,0615 (0,0005)***	-0,0701 (0,0004)***	-0,1170 (0,0010)***	-0,1145 (0,0003)***
Urbano	-0,0717 (0,0008)***	0,0524 (0,0011)***	0,2424 (0,0028)***	0,0311 (0,0007)***
Metropolitano	0,1466 (0,0006)***	0,1986 (0,0004)***	0,2614 (0,0008)***	0,2203 (0,0003)***
Agropecuária	-0,1252 (0,0013)***	-0,0957 (0,0012)***	0,1894 (0,0038)***	-0,1350 (0,0007)***
Indústria	0,0153 (0,0012)***	-0,0460 (0,0007)***	-0,0017 (0,0012)	-0,0826 (0,0005)**
Comércio	-0,0305 (0,0012)***	-0,1058 (0,0007)***	-0,0637 (0,0011)***	-0,1399 (0,0005)***
Serviços	-0,0140 (0,0012)***	-0,0694 (0,0007)***	-0,0440 (0,0010)***	-0,1035 (0,0005)***
Sindicato	0,1315 (0,0009)***	0,1457 (0,0006)***	0,1481 (0,0010)***	0,1625 (0,0004)***
Imigr_uf	0,0416 (0,0007)***	0,0841 (0,0005)***	0,1018 (0,0010)***	0,0812 (0,0004)***
Constante	4,9984 (0,0050)***	4,8597 (0,0067)***	4,4968 (0,0127)***	4,8729 (0,0038)***

Fonte: Phad.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

**TABELA A.3**  
**Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman (2007)**

2007	Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
Escolaridade	0,0425 (0,0000)***	0,0521 (0,0000)***	0,1089 (0,0001)***	0,0767 (0,0000)***
Experiência	0,0507 (0,0001)***	0,0552 (0,0001)***	0,0654 (0,0002)***	0,0542 (0,0000)***
Experiência 2	-0,0014 (0,0000)***	-0,0016 (0,0000)***	-0,0019 (0,0000)***	-0,0015 (0,0000)***
Com carteira	1,3074 (0,0078)***	1,0908 (0,0105)***	0,5046 (0,0129)***	1,0253 (0,0058)***
Conta própria	0,6536 (0,0078)***	0,7891 (0,0105)***	0,5037 (0,0129)***	0,6821 (0,0058)***
Empregadores	1,9418 (0,0084)***	1,6333 (0,0106)***	1,2183 (0,0129)***	1,7368 (0,0059)***
Setor público	1,3904 (0,0080)***	1,2974 (0,0106)***	0,7596 (0,0129)***	1,2477 (0,0058)***
Sem carteira	0,7927 (0,0078)***	0,7336 (0,0105)***	0,2342 (0,0129)***	0,6497 (0,0058)***
Mulher	-0,3466 (0,0005)***	-0,2403 (0,0003)***	-0,2122 (0,0006)***	-0,2705 (0,0002)***
Negro	-0,0591 (0,0005)***	-0,0539 (0,0003)***	-0,1100 (0,0007)***	-0,1028 (0,0002)***
Urbano	-0,0176 (0,0009)***	0,0443 (0,0009)***	0,2228 (0,0019)***	0,1082 (0,0006)***
Metropolitano	0,0936 (0,0007)***	0,1052 (0,0004)***	0,1909 (0,0006)***	0,1450 (0,0003)***
Agropecuária	-0,1315 (0,0013)***	-0,0674 (0,0009)***	0,1918 (0,0027)***	-0,1148 (0,0007)***
Indústria	0,0097 (0,0012)***	-0,0023 (0,0006)***	0,0046 (0,0009)***	-0,0461 (0,0005)**
Comércio	-0,0216 (0,0012)***	-0,0526 (0,0006)***	-0,0863 (0,0009)***	-0,0994 (0,0005)***
Serviços	-0,0582 (0,0012)***	-0,0667 (0,0006)***	-0,0917 (0,0008)***	-0,1104 (0,0004)***
Sindicato	0,0948 (0,0009)***	0,1368 (0,0005)***	0,1780 (0,0008)***	0,1537 (0,0004)***
Imigr_uf	0,0494 (0,0008)***	0,0341 (0,0004)***	0,1214 (0,0008)***	0,0678 (0,0004)***
Constante	4,8467 (0,0084)***	4,8667 (0,0107)***	4,8630 (0,0134)***	4,8128 (0,0060)***

Fonte: Phad.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

**TABELA A.4**  
**Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman (2012)**

2012	Idade 15 a 29 anos da Classe Baixa	Idade 15 a 29 anos da Classe Média	Idade 15 a 29 anos da Classe Alta	Idade 15 a 29 anos
Escolaridade	0,0285 (0,0001)***	0,0457 (0,0000)***	0,0922 (0,0001)***	0,0672 (0,0000)***
Experiência	0,0570 (0,0001)***	0,0583 (0,0000)***	0,0809 (0,0001)***	0,0629 (0,0000)***
Experiência 2	-0,0018 (0,0000)***	-0,0019 (0,0000)***	-0,0031 (0,0000)***	-0,0022 (0,0000)***
Com carteira	1,2357 (0,0062)***	0,8656 (0,0075)***	1,5489 (0,0115)***	1,1999 (0,0044)***
Conta própria	0,6472 (0,0062)***	0,6145 (0,0075)***	1,6096 (0,0115)***	0,9513 (0,0044)***
Empregadores	1,3704 (0,0073)***	1,3637 (0,0076)***	2,1069 (0,0116)***	1,7661 (0,0045)***
Setor público	1,4128 (0,0065)***	1,0385 (0,0075)***	1,7295 (0,0115)***	1,3962 (0,0044)***
Sem carteira	0,7777 (0,0062)***	0,5321 (0,0075)***	1,2883 (0,0115)***	0,8711 (0,0044)***
Mulher	-0,3495 (0,0007)***	-0,2417 (0,0003)***	-0,1708 (0,0004)***	-0,2443 (0,0002)***
Negro	-0,0648 (0,0006)***	-0,0514 (0,0003)***	-0,0786 (0,0005)***	-0,0926 (0,0002)***
Urbano	0,0666 (0,0010)***	0,1389 (0,0006)***	0,1164 (0,0014)***	0,1662 (0,0005)***
Metropolitano	0,1171 (0,0008)***	0,0874 (0,0003)***	0,1478 (0,0005)***	0,1246 (0,0003)***
Agropecuária	-0,2510 (0,0015)***	-0,1254 (0,0008)***	-0,0107 (0,0019)***	-0,1896 (0,0006)***
Indústria	0,0287 (0,0013)***	0,0247 (0,0005)***	0,0290 (0,0007)***	-0,0182 (0,0004)**
Comércio	-0,0196 (0,0014)***	-0,0524 (0,0005)***	-0,1337 (0,0007)***	-0,1173 (0,0004)***
Serviços	-0,0640 (0,0013)***	-0,0552 (0,0005)***	-0,0913 (0,0007)***	-0,1043 (0,0004)***
Sindicato	0,0307 (0,0010)***	0,1037 (0,0004)***	0,1450 (0,0006)***	0,1171 (0,0003)***
Imigr_uf	0,0284 (0,0009)***	0,0617 (0,0004)***	0,1053 (0,0007)***	0,0760 (0,0003)***
Constante	5,1626 (0,0074)***	5,1886 (0,0077)***	4,1729 (0,0119)***	4,7659 (0,0046)***

Fonte: Phad.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

**TABELA A.5**  
**Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman sem os jovens com mais de 12 anos de escolaridade (1997)**

1997	Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
Educação	0,0441 (0,0000)***	0,0506 (0,0000)***	0,0637 (0,0002)***	0,0637 (0,0000)***
Experiência	0,0197 (0,0000)***	0,0239 (0,0000)***	0,0400 (0,0001)***	0,0224 (0,0000)***
Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***
Com carteira	0,5080 (0,0036)***	0,4897 (0,0067)***	1,0911 (0,0187)***	0,4773 (0,0033)***
Conta própria	0,1357 (0,0036)***	0,4180 (0,0067)***	1,3020 (0,0188)***	0,3243 (0,0033)***
Empregadores	1,2245 (0,0045)***	1,2534 (0,0070)***	1,9414 (0,0189)***	1,3499 (0,0035)***
Setor público	0,6085 (0,0039)***	0,6773 (0,0068)***	1,2221 (0,0189)***	0,6326 (0,0034)***
Sem carteira	0,1722 (0,0035)***	0,1657 (0,0067)***	0,8285 (0,0188)***	0,1649 (0,0033)***
Mulher	-0,3688 (0,0005)***	-0,3097 (0,0004)***	-0,2692 (0,0009)***	-0,3258 (0,0003)***
Negro	-0,0744 (0,0005)***	-0,0742 (0,0004)***	-0,1139 (0,0012)***	-0,1086 (0,0003)***
Urbano	-0,0643 (0,0008)***	0,0032 (0,0009)***	-0,0108 (0,0032)***	0,0227 (0,0006)***
Metropolitano	0,2020 (0,0007)***	0,2221 (0,0005)***	0,2222 (0,0011)***	0,2413 (0,0004)***
Agropecuária	-0,1002 (0,0013)***	-0,1038 (0,0012)***	-0,2066 (0,0041)***	-0,1821 (0,0008)***
Indústria	0,0641 (0,0012)***	0,0016 (0,0008)***	-0,0979 (0,0015)***	-0,0318 (0,0006)***
Comércio	0,0363 (0,0013)***	-0,0314 (0,0008)***	-0,1181 (0,0014)***	-0,0450 (0,0006)***
Serviços	0,0251 (0,0013)***	-0,0512 (0,0008)***	-0,1705 (0,0014)***	-0,0783 (0,0006)***
Sindicato	0,1927 (0,0010)***	0,1770 (0,0006)***	0,2479 (0,0013)***	0,2071 (0,0005)***
Imigr_uf	0,0837 (0,0007)***	0,0325 (0,0005)***	0,1105 (0,0012)***	0,0715 (0,0004)***
Constante	5,4228 (0,0048)***	5,5782 (0,0071)***	5,0811 (0,0196)***	5,5169 (0,0037)***

Fonte: Pnad.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

TABELA A.6

**Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman sem os jovens com mais de 12 anos de escolaridade (2002)**

2002	Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
Educação	0,0387 (0,0000)***	0,0465 (0,0000)***	0,0640 (0,0002)***	0,0563 (0,0000)***
Experiência	0,0188 (0,0000)***	0,0245 (0,0001)***	0,0354 (0,0001)***	0,0218 (0,0000)***
Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0003 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***
Com carteira	1,1001 (0,0039)***	0,9329 (0,0061)***	0,7685 (0,0136)***	1,0112 (0,0033)***
Conta própria	0,5067 (0,0039)***	0,6387 (0,0061)***	0,8325 (0,0137)***	0,6300 (0,0033)***
Empregadores	1,5554 (0,0048)***	1,5101 (0,0063)***	1,5962 (0,0138)***	1,7162 (0,0036)***
Setor público	1,2850 (0,0043)***	1,1274 (0,0061)***	1,0465 (0,0138)***	1,2355 (0,0034)***
Sem carteira	0,6510 (0,0039)***	0,5634 (0,0060)***	0,4703 (0,0136)***	0,6151 (0,0033)***
Mulher	-0,3729 (0,0005)***	-0,2607 (0,0004)***	-0,2248 (0,0008)***	-0,3030 (0,0003)***
Negro	-0,0605 (0,0005)***	-0,0695 (0,0004)***	-0,1141 (0,0010)***	-0,0977 (0,0003)***
Urbano	-0,0739 (0,0008)***	0,0381 (0,0012)***	0,1480 (0,0040)***	0,0401 (0,0007)***
Metropolitano	0,1469 (0,0006)***	0,1925 (0,0004)***	0,2080 (0,0010)***	0,2002 (0,0003)***
Agropecuária	-0,1172 (0,0013)***	-0,1011 (0,0012)***	0,1893 (0,0040)***	-0,1416 (0,0008)***
Indústria	0,0276 (0,0012)***	-0,0225 (0,0008)***	-0,0045 (0,0014)***	-0,0387 (0,0006)***
Comércio	-0,0157 (0,0012)***	-0,0670 (0,0007)***	-0,0364 (0,0013)***	-0,0670 (0,0006)***
Serviços	-0,0057 (0,0012)***	-0,0496 (0,0007)***	-0,0333 (0,0013)***	-0,0667 (0,0006)***
Sindicato	0,1249 (0,0009)***	0,1294 (0,0006)***	0,1169 (0,0013)***	0,1311 (0,0005)***
Imigr_uf	0,0379 (0,0007)***	0,0767 (0,0005)***	0,0726 (0,0012)***	0,0745 (0,0004)***
Constante	5,0120 (0,0050)***	5,0091 (0,0066)***	5,1147 (0,0155)***	4,9518 (0,0038)***

Fonte: Pnad.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

TABELA A.7

**Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman sem os jovens com mais de 12 anos de escolaridade (2007)**

2007	Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
Educação	0,0379 (0,0000)***	0,0377 (0,0000)***	0,0538 (0,0002)***	0,0510 (0,0000)***
Experiência	0,0500 (0,0001)***	0,0535 (0,0001)***	0,0705 (0,0002)***	0,0532 (0,0000)***
Experiência 2	-0,0014 (0,0000)***	-0,0015 (0,0000)***	-0,0021 (0,0000)***	-0,0015 (0,0000)***
Com carteira	1,3125 (0,0077)***	1,1055 (0,0104)***	1,0501 (0,0143)***	1,1702 (0,0058)***
Conta própria	0,6488 (0,0077)***	0,7958 (0,0104)***	1,0143 (0,0143)***	0,7703 (0,0058)***
Empregadores	1,9231 (0,0084)***	1,5916 (0,0105)***	1,9075 (0,0144)***	1,8704 (0,0059)***
Setor público	1,3544 (0,0080)***	1,2896 (0,0104)***	1,3312 (0,0144)***	1,3595 (0,0058)***
Sem carteira	0,7912 (0,0077)***	0,7231 (0,0104)***	0,7790 (0,0143)***	0,7552 (0,0058)***
Mulher	-0,3502 (0,0005)***	-0,2417 (0,0003)***	-0,2454 (0,0007)***	-0,2806 (0,0003)***
Negro	-0,0569 (0,0005)***	-0,0521 (0,0003)***	-0,0955 (0,0008)***	-0,0831 (0,0003)***
Urbano	-0,0200 (0,0009)***	0,0357 (0,0009)***	0,1496 (0,0019)***	0,0895 (0,0005)***
Metropolitano	0,0928 (0,0007)***	0,1086 (0,0004)***	0,1992 (0,0008)***	0,1354 (0,0003)***
Agropecuária	-0,1331 (0,0013)***	-0,0674 (0,0010)***	0,0644 (0,0028)***	-0,1388 (0,0007)***
Indústria	0,0154 (0,0012)***	0,0109 (0,0006)***	-0,0472 (0,0012)***	-0,0260 (0,0005)***
Comércio	-0,0172 (0,0012)***	-0,0250 (0,0006)***	-0,0730 (0,0011)***	-0,0468 (0,0005)***
Serviços	-0,0548 (0,0012)***	-0,0578 (0,0006)***	-0,1288 (0,0011)***	-0,0970 (0,0005)***
Sindicato	0,0826 (0,0009)***	0,1253 (0,0005)***	0,1289 (0,0010)***	0,1198 (0,0004)***
Imigr_uf	0,0518 (0,0008)***	0,0273 (0,0005)***	0,0837 (0,0010)***	0,0534 (0,0004)***
Constante	4,8711 (0,0084)***	4,9639 (0,0106)***	4,9327 (0,0148)***	4,8394 (0,0060)***

Fonte: Pnad.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

TABELA A.8

**Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman sem os jovens com mais de 12 anos de escolaridade (2012)**

2012	Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
Educação	0,0234 (0,0001)***	0,0299 (0,0000)***	0,0365 (0,0001)***	0,0368 (0,0000)***
Experiência	0,0568 (0,0001)***	0,0583 (0,0001)***	0,0837 (0,0001)***	0,0621 (0,0000)***
Experiência 2	-0,0018 (0,0000)***	-0,0020 (0,0000)***	-0,0032 (0,0000)***	-0,0022 (0,0000)***
Com carteira	1,2351 (0,0061)***	1,1753 (0,0098)***	2,1065 (0,0140)***	1,3356 (0,0046)***
Conta própria	0,6418 (0,0061)***	0,9080 (0,0098)***	2,1260 (0,0140)***	1,0235 (0,0046)***
Empregadores	1,3018 (0,0072)***	1,6506 (0,0099)***	2,7900 (0,0142)***	1,8618 (0,0048)***
Setor público	1,3885 (0,0065)***	1,2795 (0,0098)***	2,2791 (0,0141)***	1,4707 (0,0047)***
Sem carteira	0,7725 (0,0061)***	0,8191 (0,0098)***	1,8141 (0,0140)***	0,9631 (0,0046)***
Mulher	-0,3522 (0,0007)***	-0,2407 (0,0003)***	-0,1758 (0,0005)***	-0,2500 (0,0002)***
Negro	-0,0631 (0,0006)***	-0,0508 (0,0003)***	-0,0533 (0,0006)***	-0,0720 (0,0002)***
Urbano	0,0799 (0,0010)***	0,1340 (0,0006)***	0,0580 (0,0015)***	0,1528 (0,0005)***
Metropolitano	0,1179 (0,0008)***	0,0818 (0,0003)***	0,1239 (0,0006)***	0,1060 (0,0003)***
Agropecuária	-0,2647 (0,0016)***	-0,1294 (0,0009)***	-0,0636 (0,0020)***	-0,1937 (0,0007)***
Indústria	0,0191 (0,0014)***	0,0424 (0,0006)***	0,0450 (0,0009)***	0,0227 (0,0005)***
Comércio	-0,0241 (0,0014)***	-0,0200 (0,0005)***	-0,0508 (0,0009)***	-0,0372 (0,0004)***
Serviços	-0,0776 (0,0014)***	-0,0463 (0,0006)***	-0,0526 (0,0009)***	-0,0673 (0,0004)***
Sindicato	0,0216 (0,0010)***	0,0861 (0,0005)***	0,0895 (0,0008)***	0,0761 (0,0004)***
Imigr_uf	0,0163 (0,0009)***	0,0559 (0,0004)***	0,0568 (0,0008)***	0,0566 (0,0003)***
Constante	5,1572 (0,0074)***	5,0155 (0,0099)***	4,0950 (0,0145)***	4,8201 (0,0048)***

Fonte: Pnad.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

**TABELA A.9**  
**Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman para os**  
**trabalhadores entre 25 e 64 anos**

Idade 25 a 64 anos	1997	2002	2007	2012
Escolaridade	0,0990 (0,0000)***	0,0979 (0,0000)***	0,0892 (0,0000)***	0,0780 (0,0000)***
Experiência	0,0093 (0,0000)***	0,0103 (0,0000)***	0,0214 (0,0000)***	0,0186 (0,0000)***
Experiência 2	-0,00004 (0,0000)***	-0,00003 (0,0000)***	-0,0002 (0,0000)***	-0,0002 (0,0000)***
Com carteira	0,7123 (0,0039)***	0,7009 (0,0039)***	0,6208 (0,0046)***	1,0487 (0,0038)***
Conta própria	0,6310 (0,0039)***	0,4726 (0,0039)***	0,4143 (0,0046)***	0,9192 (0,0038)***
Empregadores	1,4973 (0,0039)***	1,3880 (0,0039)***	1,3140 (0,0046)***	1,7319 (0,0039)***
Setor público	0,8141 (0,0039)***	0,8919 (0,0039)***	0,8605 (0,0046)***	1,3058 (0,0039)***
Sem carteira	0,4778 (0,0039)***	0,4251 (0,0039)***	0,3419 (0,0046)***	0,8132 (0,0039)***
Mulher	-0,5170 (0,0003)***	-0,4877 (0,0002)***	-0,4811 (0,0002)***	-0,4317 (0,0002)***
Negro	-0,1393 (0,0003)***	-0,1440 (0,0002)***	-0,1439 (0,0002)***	-0,1491 (0,0002)***
Urbano	0,0570 (0,0005)***	0,0460 (0,0005)***	0,0942 (0,0004)***	0,1339 (0,0003)***
Metropolitano	0,2186 (0,0003)***	0,1545 (0,0002)***	0,1451 (0,0002)***	0,1451 (0,0002)***
Agropecuária	-0,3640 (0,0007)***	-0,2914 (0,0006)***	-0,2619 (0,0005)***	-0,3377 (0,0005)***
Indústria	-0,1150 (0,0005)***	-0,1287 (0,0005)***	-0,1047 (0,0004)***	-0,0997 (0,0003)***
Comércio	-0,0896 (0,0006)***	-0,1227 (0,0005)***	-0,1154 (0,0004)***	-0,1656 (0,0003)***
Serviços	-0,1032 (0,0005)***	-0,0822 (0,0004)***	-0,0675 (0,0004)***	-0,0903 (0,0003)***
Sindicato	0,2221 (0,0003)***	0,1804 (0,0003)***	0,1496 (0,0002)***	0,1330 (0,0002)***
Imigr_uf	0,0936 (0,0003)***	0,0681 (0,0003)***	0,0614 (0,0002)***	0,0622 (0,0002)***
Constante	5,6480 (0,0042)***	5,5449 (0,0041)***	5,5765 (0,0048)***	5,3413 (0,0040)***

Fonte: Pnad.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

