

O PAPEL DA OFERTA DE TRABALHO NO COMPORTAMENTO DOS RETORNOS À EDUCAÇÃO NO BRASIL *

Alexandre Augusto Seijas de Andrade

Da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas da USP

Naércio Aquino Menezes-Filho

Da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP e do IBMEC São Paulo

Este artigo estima a relação entre a evolução das ofertas de trabalho e os prêmios salariais por educação no Brasil. Utiliza-se um modelo teórico em que a função de produção depende de três agregados de trabalho: não-qualificados, intermediários e qualificados. A estimação compreende dois estágios: o primeiro fornece estimativas para as elasticidades de substituição entre grupos de idade e o segundo, estima as elasticidades de substituição entre grupos de qualificação. O estudo conclui que a utilização de três grupos educacionais parece adequada. Além disso, parece estar havendo um aumento na demanda relativa por trabalhadores com qualificação intermediária que está sendo superada pelo aumento da oferta relativa. Finalmente, a demanda por trabalhadores com nível superior parece ter permanecido constante, sendo o aumento do prêmio salarial totalmente explicado pela queda na sua oferta relativa.

1 INTRODUÇÃO

A questão da desigualdade de rendimentos sempre esteve entre as mais debatidas em economia. A literatura que trata dos efeitos da educação sobre os rendimentos dos trabalhadores no mercado de trabalho e de seu impacto sobre a desigualdade também é muito extensa. No Brasil, o assunto começou a receber maior atenção a partir da década de 1960, com os estudos de Furtado (1968) e Langoni (1973). Durante a década de 1980, o tema da desigualdade perdeu relevância, em virtude dos acontecimentos ligados à macroeconomia, como as crises de 1982 e a hiperinflação em sua segunda metade. Somente no final da década, com o surgimento de novas bases de microdados, o assunto voltou a ser bastante discutido [ver Fernandes e Menezes-Filho (2001)].

Sabe-se que a economia brasileira, apesar de ter apresentado taxas elevadas de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB), passou por um processo de concentração de renda muito forte ao longo da década de 1970. Desde os anos 1950, o nível de escolaridade da população brasileira tem aumentado. Isto é comprovado pelo fato de, a partir de 1940, a proporção de pessoas somente com ensino elementar básico (antigo primário) ter caído continuamente, assim

* Este artigo baseia-se na dissertação de mestrado apresentada por Alexandre Augusto Seijas de Andrade ao IPE/USP, que aproveita para agradecer a André Portela de Souza, Reynaldo Fernandes e Sérgio Guimarães Ferreira pelos comentários cuidadosos e sugestões recebidas no exame de qualificação e/ou na defesa do trabalho. Os autores agradecem os comentários posteriores de Matheus Albergaria de Magalhães, Fernando Postali e de dois pareceristas anônimos desta revista, assim como à ajuda prestada por Fabiana de Felício para a construção do banco de dados. Os erros porventura existentes são de inteira responsabilidade dos autores.

como ter crescido o percentual de pessoas com ensino médio. No entanto, a participação de pessoas com ensino superior está praticamente estagnada desde as gerações nascidas no início da década de 1950.

O trabalho inicial a respeito da influência da oferta de trabalho sobre retornos à educação foi o de Katz e Murphy (1992). Nesse artigo, utilizando dados de 1963 a 1987, os autores analisam os movimentos dos prêmios pelo ensino superior nos Estados Unidos e concluem que existe uma relação muito forte desses movimentos com as flutuações ocorridas na taxa de crescimento da oferta de trabalhadores com ensino superior. O seu modelo assume perfeita substitutibilidade entre trabalhadores de diferentes idades, mas que possuem o mesmo nível de escolaridade. Dessa forma, os autores constroem medidas de ofertas agregadas de trabalho utilizando uma combinação linear de trabalhadores com diferentes idades pertencentes à mesma categoria de qualificação.

Card e Lemieux (2001) estendem o modelo de Katz e Murphy (1992) para permitir uma imperfeita substituição entre trabalhadores com idades diferentes. Os autores observaram que o diferencial de rendimentos para os trabalhadores mais jovens praticamente dobrou desde 1975, enquanto o diferencial para trabalhadores mais velhos¹ tornou-se apenas um pouco maior do que o verificado nos anos 1960 ou 1970. Os trabalhadores são divididos em dois grupos: os que possuem ensino superior (*college*) e os que possuem ensino médio (*high school*).

No artigo, Card e Lemieux (2001) argumentam que o aumento do prêmio à educação nos países mencionados é reflexo de uma mudança entre coortes da oferta de trabalhadores melhor qualificados. O fator principal por trás desse acontecimento é a redução da taxa de conclusão do ensino superior, que teve início para as coortes nascidas a partir do início da década de 1950. Em consequência, a estrutura etária do prêmio pelo ensino superior aumentou. A explicação sugerida pelos autores para a redução da taxa de conclusão do ensino superior é que as coortes mais novas são maiores, fato que traz problemas para o sistema educacional (este não teria acompanhado o crescimento populacional).

Estimando o impacto de ofertas de trabalho (de indivíduos pertencentes a diferentes grupos de qualificação) sobre os prêmios pelo ensino superior, os autores obtêm uma estimativa da elasticidade de substituição entre diferentes grupos de idade pertencentes a um mesmo nível de escolaridade. De posse dessa estimativa, a imperfeita substitutibilidade entre os diferentes grupos etários é levada em conta na construção de medidas de ofertas agregadas de trabalho. Apesar de obter elevadas estimativas da elasticidade de substituição entre grupos

1. Os trabalhadores mais jovens são aqueles com idade entre 26 e 30 anos, enquanto os mais velhos possuem entre 46 e 50 anos.

de idade, elas possuem valores finitos, em torno de 4,4. A elasticidade de substituição entre grupos de qualificação obtida pelos autores variava de 1,1 a 1,6. Ao longo do processo de estimação, os autores assumem que a estrutura da demanda de trabalho permanece inalterada.

Utilizando dados brasileiros, Ferreira (2004) emprega o modelo de Card e Lemieux (2001) com o objetivo de verificar se as conclusões obtidas por esses dois autores se aplicam ao caso brasileiro. Ou seja, em linhas gerais, o autor examina se o aumento do número de trabalhadores qualificados na força de trabalho brasileira ao longo dos últimos 20 anos teria contribuído para diminuir os prêmios pelo ensino superior. Especificamente, o autor busca comparar se as elasticidades de substituição (entre grupos etários e entre grupos de qualificação) diferem muito daquelas encontradas por Card e Lemieux (2001) para o caso americano.

Ferreira (2004), assim como Card e Lemieux (2001), divide os trabalhadores em duas categorias de qualificação: os chamados *college workers* e *high school workers*. No entanto, diante das características da força de trabalho brasileira, uma divisão dos empregados em apenas dois grupos pode não ser adequada. Fernandes e Menezes-Filho (2001), em seu modelo para decompor a evolução dos salários relativos da mão-de-obra brasileira ao longo das décadas de 1980 e 1990, chamam a atenção para esse fato ao empregar uma divisão dos trabalhadores em três categorias: qualificados, intermediários e não-qualificados.

O modelo dos autores possui duas componentes: uma referente às mudanças na oferta relativa e outra referente às mudanças na demanda relativa. Segundo os mesmos, existem duas explicações principais, não mutuamente exclusivas, para o aumento da demanda relativa por trabalhadores qualificados: a abertura econômica e o progresso técnico com viés de habilidade, ou seja, que demanda trabalhadores qualificados. De acordo com o primeiro argumento, a integração comercial entre países desenvolvidos e em desenvolvimento faria com que os primeiros, relativamente abundantes em trabalhadores qualificados, se especializassem em setores intensivos nesse tipo de mão-de-obra. Tal fato elevaria a demanda relativa por trabalhadores qualificados nos países desenvolvidos. Nos países em desenvolvimento aumentaria a demanda por mão-de-obra menos qualificada. Pela segunda interpretação, avanços ocorridos na tecnologia da informação e na microeletrônica seriam direcionados para o trabalho qualificado, o que aumentaria sua demanda relativamente ao serviço não-qualificado.

Outro aspecto enfatizado por Fernandes e Menezes-Filho (2001) diz respeito ao cuidado que se deve tomar com relação à divisão dos trabalhadores entre qualificados e não-qualificados. Geralmente, essa divisão é realizada com base no nível educacional. Em países desenvolvidos, a maioria dos trabalhadores

possui, ao menos, um ano de escolarização secundária, fato que justifica tal divisão. No entanto, em países em desenvolvimento, o nível educacional apresenta uma média bem mais baixa e uma dispersão mais elevada. Uma pequena proporção dos trabalhadores possui instrução superior, enquanto uma proporção significativa deles não possui qualquer instrução secundária. Dessa forma, apesar de ser tão arbitrário quanto utilizar dois grupos de qualificação, parece ser mais adequado dividir os trabalhadores em mais de dois grupos quando se está conduzindo um estudo desse tipo para um país em desenvolvimento.

O interesse deste artigo é verificar em que medida a evolução das ofertas de trabalho, que apresentaram variações ao longo das gerações, influenciou os salários dos trabalhadores brasileiros. Mais especificamente, em que medida aumentos e/ou reduções nas ofertas de trabalho alteraram os prêmios salariais. Esses prêmios são definidos como os diferenciais de salários entre indivíduos pertencentes a diferentes categorias de qualificação. Os grupos de qualificação serão definidos mais adiante, mas a divisão foi realizada com base em critérios de escolaridade dos mesmos. Especificamente, busca-se medir a substituição existente não apenas entre trabalhadores de diferentes categorias de qualificação, como também entre os pertencentes a diferentes grupos etários. Conforme será discutido mais adiante, em virtude de o modelo teórico ser sobreidentificado (três equações para estimar um parâmetro de interesse), empregar-se-á o exercício de testar estatisticamente se as elasticidades de substituição entre qualificados e intermediários diferem daquelas entre intermediários e não-qualificados. O teste dessa hipótese será útil para corroborar ou não a suspeita de que uma divisão de trabalhadores em três grupos educacionais é mais adequada. Além disso, de posse dos resultados das estimações, busca-se obter simulações das demandas relativas de trabalho e das ofertas relativas que anulariam os diferenciais salariais, visando a entender melhor a importância dessas variáveis na evolução dos prêmios salariais ao longo do tempo.

A metodologia empregada na análise é a mesma utilizada por Card e Lemieux (2001). Assume-se uma função de produção que só dependa do fator trabalho, segundo uma especificação Constant Elasticity of Substitution (CES). O fator trabalho é composto por um agregado, com três diferentes tipos de trabalho: não-qualificado, intermediário e qualificado. Cada agregado é composto por subagregados de trabalho produzidos por sete grupos de idade, também de acordo com uma especificação CES. Dessa forma, o salário (igualado à produtividade marginal) de um dado grupo etário depende do total ofertado dentro daquele grupo e do total ofertado pelo grupo de qualificação a que pertence.

A estrutura do artigo é a seguinte: na Seção 2 apresentam-se o modelo teórico e a metodologia empregada na análise. Como mencionado anteriormente, esta se baseia na de Card e Lemieux (2001) e Ferreira (2004). A diferença

é que os autores utilizam em seu estudo duas categorias de qualificação: qualificados (possuem ensino superior) e intermediários (possuem no máximo o ensino médio). Neste trabalho, são utilizadas três categorias: qualificados, intermediários e não-qualificados. A hipótese é que, para um país em desenvolvimento como o Brasil, tal divisão é mais apropriada, já que a média educacional é menor, e a dispersão maior do que em um país desenvolvido.

Na Seção 3, são dadas explicações a respeito da implementação do processo de estimação, que a princípio se dá em duas etapas. Na Seção 4, é apresentada uma descrição dos dados utilizados no estudo. As medidas de oferta de trabalho serão obtidas com base no número de trabalhadores e não em horas trabalhadas, procedimento usualmente empregado na literatura. A Seção 5 mostra os resultados das estimações e os testes de restrições sobre os parâmetros; na Seção 6 são realizadas simulações a fim de se obter uma medida das demandas relativas de trabalho e das ofertas relativas que tornariam nulos os diferenciais salariais observados; por fim, na Seção 7, são apresentadas as conclusões do trabalho.

2 MODELO TEÓRICO

Alguns trabalhos existentes sobre os retornos crescentes do ensino superior — por exemplo, o artigo de Katz e Murphy (1992) — analisam a evolução dos retornos à escolaridade sob a hipótese de que indivíduos pertencentes a diferentes grupos etários sejam substitutos perfeitos na produção. Tais estudos não levam em conta diferenças que possam existir com relação à idade e à coorte dos indivíduos. Ou seja, essa hipótese implica que a oferta agregada de trabalho de um determinado nível educacional consiste, simplesmente, na soma do total de trabalhadores existentes dentro da categoria educacional. Utilizam-se como critério de agrupamento dos trabalhadores, dentro de uma categoria educacional, os anos de estudo dos mesmos.

De acordo com Card e Lemieux (2001, p. 709), uma forma de considerar que não exista perfeita substituição entre j grupos etários é assumir que a produção agregada dependa de três funções CES subagregadas de trabalho qualificado (Q), intermediário (I) e não-qualificado (N), tais que:

$$Q_t = \left[\sum_j (\alpha_j Q_{jt}^\eta) \right]^{\frac{1}{\eta}} \quad (1)$$

$$I_t = \left[\sum_j (\beta_j I_{jt}^\eta) \right]^{\frac{1}{\eta}} \quad (2)$$

$$N_t = \left[\sum_j (\gamma_j N_{jt}^\eta) \right]^{\frac{1}{\eta}} \quad (3)$$

onde $-\infty < \eta \leq 1$ é função da elasticidade de substituição parcial² σ_A entre indivíduos pertencentes a diferentes grupos de idades com o mesmo nível de qualificação $\left(\eta = 1 - \frac{1}{\sigma_A} \right)$ e, α_j , β_j e γ_j são parâmetros de produtividade de cada grupo etário, dentro de cada categoria de trabalho. Considera-se que tais parâmetros sejam invariantes no tempo.

O fator capital não é considerado na análise e a produção agregada em um período de tempo t , y_t , é uma função dos totais de trabalho qualificado, intermediário e não-qualificado existentes e de três parâmetros de eficiência tecnológica θ_{Qt} , θ_{It} , θ_{Nt} :

$$y_t = f(Q_t, I_t, N_t; \theta_{Qt}, \theta_{It}, \theta_{Nt}) \quad (4)$$

Na verdade, os parâmetros de eficiência tecnológica (θ_{Qt} , θ_{It} e θ_{Nt}) representam um componente de demanda pelo respectivo tipo de trabalho. Card e Lemieux (2001) também assumem que a função de produção possua uma especificação CES:

$$y_t = (\theta_{Qt} Q_t^\rho + \theta_{It} I_t^\rho + \theta_{Nt} N_t^\rho)^{\frac{1}{\rho}} \quad (5)$$

onde $-\infty < \rho \leq 1$ é função da elasticidade de substituição parcial σ_E entre trabalhadores com diferentes níveis de qualificação $\left(\rho = 1 - \frac{1}{\sigma_E} \right)$.

Assim, o produto marginal do trabalho para cada grupo de educação-idade depende tanto da oferta de trabalho, dentro do grupo etário, quanto do total de trabalho ofertado dentro da categoria educacional. Calculando-se o

2. De acordo com Allen (1938, p. 341) *apud* Hammermesh (1993, p. 23), a elasticidade de substituição parcial entre dois insumos é o efeito de uma mudança nos preços relativos, proveniente de uma mudança no preço de um dos fatores, sobre a demanda pelos dois insumos, mantendo a produção constante. Intuitivamente, essa elasticidade mede a facilidade da firma em substituir um insumo por outro quando um deles fica relativamente mais caro e a produção é mantida constante.

produto marginal para os três grupos de qualificação dentro de cada grupo de idade j , obtêm-se as seguintes equações:

$$\frac{\partial y_t}{\partial Q_{jt}} = \theta_{Qt} Q_t^{\rho-\eta} \Psi_t \times \alpha_j Q_{jt}^{\eta-1} \quad (6)$$

$$\frac{\partial y_t}{\partial I_{jt}} = \theta_{It} I_t^{\rho-\eta} \Psi_t \times \beta_j I_{jt}^{\eta-1} \quad (7)$$

$$\frac{\partial y_t}{\partial N_{jt}} = \theta_{Nt} N_t^{\rho-\eta} \Psi_t \times \gamma_j N_{jt}^{\eta-1} \quad (8)$$

onde:

$$\Psi_t = \left(\theta_{Qt} Q_t^\rho + \theta_{It} I_t^\rho + \theta_{Nt} N_t^\rho \right)^{\frac{1}{\rho}-1}$$

Adotando a hipótese de rendimentos constantes de escala e competição, a eficiente utilização de cada tipo de trabalho requer que os salários relativos sejam iguais aos produtos marginais relativos. Além disso, se as razões das ofertas totais de trabalho são consideradas exógenas, e substituindo $\eta = 1 - \left(\frac{1}{\sigma_A} \right)$ e $\rho = 1 - \left(\frac{1}{\sigma_E} \right)$ nas expressões (6), (7) e (8), encontram-se as três equações apresentadas a seguir:³

$$r_{jt}^1 = \log \left(\frac{\theta_{Qt}}{\theta_{It}} \right) + \log \left(\frac{\alpha_j}{\beta_j} \right) - \left(\frac{1}{\sigma_E} \right) \log \left(\frac{Q_t}{I_t} \right) - \left(\frac{1}{\sigma_A} \right) \left[\log \left(\frac{Q_{jt}}{I_{jt}} \right) - \log \left(\frac{Q_t}{I_t} \right) \right] + e_{jt}^1 \quad (9)$$

3. Para maiores explicações sobre a manipulação algébrica das equações, ver Card e Lemieux (2001, p. 710-711).

$$r_{jt}^2 = \log\left(\frac{\theta_{I_t}}{\theta_{N_t}}\right) + \log\left(\frac{\beta_j}{\gamma_j}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_E}\right) \log\left(\frac{I_t}{N_t}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \left[\log\left(\frac{I_{jt}}{N_{jt}}\right) - \log\left(\frac{I_t}{N_t}\right) \right] + e_{jt}^2 \quad (10)$$

$$r_{jt}^3 = \log\left(\frac{\theta_{Q_t}}{\theta_{N_t}}\right) + \log\left(\frac{\alpha_j}{\gamma_j}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_E}\right) \log\left(\frac{Q_t}{N_t}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \left[\log\left(\frac{Q_{jt}}{N_{jt}}\right) - \log\left(\frac{Q_t}{N_t}\right) \right] + e_{jt}^3 \quad (11)$$

onde e_{jt}^i ($i = 1, 2, 3$) representa a variação amostral do diferencial medido ou qualquer outro tipo de variação nos prêmios salariais.

Por esse modelo, os diferenciais salariais entre os níveis educacionais para cada grupo de idade dependem das ofertas agregadas relativas $\left(\frac{Q_t}{I_t}, \frac{I_t}{N_t} \text{ e } \frac{Q_t}{N_t}\right)$ no período t , e das ofertas relativas específicas de cada grupo de idade

$$\left(\frac{Q_{jt}}{I_{jt}}, \frac{I_{jt}}{N_{jt}} \text{ e } \frac{Q_{jt}}{N_{jt}}\right).$$

3 IMPLEMENTAÇÃO

Assim como em Card e Lemieux (2001) e Ferreira (2004), o principal objetivo deste trabalho é o de estimar o efeito das ofertas relativas de trabalho qualificado/intermediário, intermediário/não-qualificado e qualificado não-qualificado⁴ dentro dos grupos de idade, e mensurar o efeito que têm as mudanças nas ofertas relativas dentro desses grupos sobre aumentos ou diminuições do prêmio pelo ensino superior. O problema que surge aqui é a impossibilidade de se estimarem as equações (9), (10) e (11), em virtude do fato de as ofertas agregadas dos três tipos de trabalho dependerem das elasticidades de substituição entre os grupos de idade.

4. É pouco provável, no entanto, que trabalhadores qualificados possam ser substituídos por trabalhadores não-qualificados no processo produtivo.

Card e Lemieux (2001) sugerem um procedimento de estimação em dois estágios para se chegar aos valores de σ_A e σ_E . No primeiro estágio, σ_A é estimada por uma regressão de diferenciais de salários entre os tipos de trabalho por grupos de idade em ofertas relativas dos tipos de trabalho por grupo etário; considera-se um efeito de idade, que captura os efeitos de produtividades relativas

$\log\left(\frac{\alpha_j}{\beta_j}\right)$, $\log\left(\frac{\beta_j}{\gamma_j}\right)$ e $\log\left(\frac{\alpha_j}{\gamma_j}\right)$; e considera-se um efeito temporal, que captura um efeito combinado entre choques tecnológicos relativos (efeito demanda) e qualquer efeito de ofertas agregadas relativas:

$$r_{jt}^1 = b_j^1 + d_t^1 - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \log\left(\frac{Q_{jt}}{I_{jt}}\right) + e_{jt}^1 \quad (12)$$

$$r_{jt}^2 = b_j^2 + d_t^2 - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \log\left(\frac{I_{jt}}{N_{jt}}\right) + e_{jt}^2 \quad (13)$$

$$r_{jt}^3 = b_j^3 + d_t^3 - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \log\left(\frac{Q_{jt}}{N_{jt}}\right) + e_{jt}^3 \quad (14)$$

onde b_j^i e d_t^i são os efeitos de idade e ano, respectivamente. De posse de uma estimativa de $\left(\frac{1}{\sigma_A}\right)$, podem-se computar os parâmetros de eficiência tecnológica, notando-se que, pelas equações (6), (7) e (8):

$$\log(w_{jt}^Q) + \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \log(Q_{jt}) = \log(\theta_{Qt} Q_t^{\rho-\eta} \Psi_t) + \log(\alpha_j) \quad (15)$$

$$\log(w_{jt}^I) + \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \log(I_{jt}) = \log(\theta_{It} I_t^{\rho-\eta} \Psi_t) + \log(\beta_j) \quad (16)$$

$$\log(w_{jt}^N) + \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \log(N_{jt}) = \log(\theta_{Nt} N_t^{\rho-\eta} \Psi_t) + \log(\gamma_j) \quad (17)$$

É importante ressaltar que se trata de um modelo sobreidentificado, pois existem três equações para estimar um único parâmetro $\left(\frac{1}{\sigma_A}\right)$. Por construção do modelo, a elasticidade de substituição entre todos os tipos de trabalho é a mesma, assim como a elasticidade de substituição entre os diferentes grupos etários. Ou seja, a elasticidade de substituição entre grupos de idade é a mesma para as três categorias de qualificação. Essas hipóteses parecem ser bastante restritivas. No entanto, na Seção 5 realizar-se-ão testes de restrições sobre os parâmetros das três equações para verificar se as elasticidades diferem entre si.

Card e Lemieux (2001) computam diretamente o lado esquerdo das equações (15), (16) e (17), enquanto os termos do lado direito podem ser capturados utilizando um conjunto de variáveis *dummies* para cada ano e grupo de idade. Portanto, os fatores de produtividade específicos por grupo etário podem ser estimados como efeitos de idade por modelos de regressão baseados nas equações (15), (16) e (17) que incluam *dummies* de ano não-restritas. De posse de estimativas dos α_j , β_j , γ_j e η , é possível construir estimativas das ofertas agregadas dos três tipos de trabalho para cada ano da amostra. Com essas estimativas, e adotando algumas hipóteses a respeito das trajetórias temporais dos parâmetros de produtividades relativas $\log(\theta_{Qt}/\theta_{It})$, $\log(\theta_{It}/\theta_{Nt})$ e $\log(\theta_{Qt}/\theta_{Nt})$, as equações (9), (10) e (11) podem ser estimadas diretamente. Neste trabalho, assim como em Card e Lemieux (2001), assume-se que $\log(\theta_{Qt}/\theta_{It})$, $\log(\theta_{It}/\theta_{Nt})$ e $\log(\theta_{Qt}/\theta_{Nt})$ possam ser representados por tendências lineares.⁵

O segundo estágio do procedimento recupera as elasticidades de substituição entre os grupos de educação (σ_E), assim como fornece uma nova estimativa das elasticidades de substituição entre diferentes grupos etários com o mesmo nível educacional. A princípio, espera-se que o valor encontrado para σ_A nesse estágio seja próximo ao valor encontrado no primeiro estágio da estimação.

4 DESCRIÇÃO DOS DADOS

No estudo foram utilizadas as Pesquisas Nacionais por Amostras de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) referentes ao período 1981-1999. Como a pesquisa não foi realizada nos anos de 1991 e 1994, tais lacunas foram preenchidas por interpolação. Assim, calculou-se a média aritmética das variáveis de interesse para o ano anterior e o ano posterior

5. Embora, para o caso brasileiro, seja uma hipótese forte assumir que a demanda possa ser representada por tendência linear, sobretudo após a década de 1990. Maiores explicações serão fornecidas adiante.

à observação que estava faltando. Foram criados dois bancos de dados distintos: um para os salários e outro para as ofertas de trabalho.

No banco dos salários foram mantidos, em cada ano, os trabalhadores do sexo masculino, com idade entre 26 e 60 anos, que exerciam alguma ocupação na semana da entrevista da pesquisa. Realizaram-se as conversões de moedas necessárias nos rendimentos dos trabalhadores para, então, estes serem deflacionados a partir de dados do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE, e do Índice Geral de Preços (IGP) do Ministério do Trabalho. Os salários mensais foram convertidos para salários horários em reais a preços constantes de janeiro de 2002. A amostra possui um total de 968.381 observações.

Em relação aos grupos de qualificação, consideraram-se no grupo dos não-qualificados, os trabalhadores que possuíam entre 0 e 4 anos de estudo; o grupo dos trabalhadores com qualificação intermediária compreende os que tinham entre 5 e 11 anos de estudo; qualificados são aqueles com pelo menos 12 anos de estudo. Os trabalhadores foram divididos também em sete grupos etários, de forma idêntica à realizada por Card e Lemieux (2001): 26 a 30, 31 a 35, 36 a 40, 41 a 45, 46 a 50, 51 a 55 e 56 a 60 anos. Por fim, calculou-se a média do logaritmo natural dos salários horários por ano e grupos de idade e de qualificação. Só depois disso foram preenchidas as lacunas dos anos de 1991 e 1994 no banco de dados, por meio de interpolações.

As coortes dos indivíduos foram definidas para períodos de oito anos. A primeira corresponde ao período 1921-1928. A última coorte compreende os anos de 1969 a 1973.⁶ A amostra possui, no total, 399 observações, sendo 21 observações por ano (7 grupos de idade x 3 níveis de qualificação). Cada grupo de qualificação possui 133 observações, enquanto cada grupo etário apresenta 57.

No banco das ofertas foram mantidos, em cada ano, trabalhadores dos dois sexos, com idade entre 26 e 60 anos, que estavam ou não ocupados na semana da entrevista. Os grupos etários e os de qualificação são idênticos aos construídos para o banco de dados dos salários. A amostra possui um total de 2.345.773 observações.

Existem duas formas principais na literatura de se medir a oferta de trabalho. Pode-se calcular o total de trabalhadores ou as horas trabalhadas. De acordo com Hammermesh (1993, p. 68), se os trabalhadores são homogêneos e trabalham a mesma quantidade de horas por período de tempo, a escolha torna-se irrelevante. No entanto, se o número de horas trabalhadas varia por período de

6. Essa última coorte, diferentemente das demais, tem cinco anos, em virtude do número de anos compreendido no estudo.

tempo, usar o número de trabalhadores como medida da oferta de trabalho pode gerar viés se as horas trabalhadas por trabalhador forem correlacionadas com o preço dos fatores ou do produto. Por isso, em estudos com dados de *cross-section* como este, em que pode existir heterogeneidade de horas entre plantas, firmas ou indústrias, é mais adequado utilizar o número de horas como medida das ofertas de trabalho. Mesmo assim, foram calculadas duas medidas de oferta de trabalho, a primeira baseada em horas trabalhadas e a segunda, no total de trabalhadores.

A primeira medida de oferta foi calculada da seguinte forma: inicialmente ajustou-se o salário horário de cada trabalhador para uma jornada de 44 horas semanais. O procedimento seguinte foi calcular o total de horas semanais trabalhadas em cada célula [Fernandes e Menezes-Filho (2001, p. 8)]. Dividiu-se esse total por 44, para que a medida de oferta representasse indivíduos que trabalhem 44 horas por semana. O passo seguinte foi determinar fatores de equivalência para cada nível de qualificação, pois pessoas com o mesmo tipo de qualificação, mas com idades diferentes, não são consideradas substitutas perfeitas na produção. Para trabalhadores não-qualificados, utilizaram-se como base os salários dos que possuem 4 anos de estudo, para os intermediários, os salários dos que têm 11 anos de estudo e para os qualificados, os salários dos que possuem 15 anos de estudo. Foi calculada a média desses salários-base por grupo (21 no total). Para cada nível de qualificação, o rendimento de cada célula foi dividido pelo salário-base correspondente. Esse valor, que não varia no tempo, constitui o fator de equivalência de cada grupo de indivíduos (7 grupos de idade x 3 grupos de qualificação). Posteriormente, multiplicou-se o fator de equivalência pelas horas trabalhadas. Somando-se os resultados obtidos por grupo e ano, encontraram-se os valores de oferta de trabalho.

A segunda medida de oferta foi obtida de forma mais simples. Somou-se o número de indivíduos no banco de dados por ano, grupos etário e de qualificação, ponderando-se pela variável peso,⁷ para que se obtivessem as ofertas de cada tipo de trabalho.

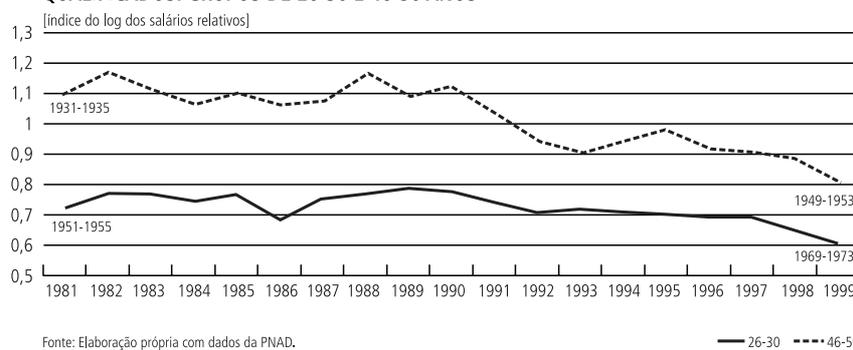
As duas medidas de oferta encontradas foram comparadas e, apesar de a teoria sugerir a utilização de horas trabalhadas na mensuração de ofertas de trabalho, as duas medidas calculadas se equivaliam. Por essa razão, optou-se por utilizar o número total de indivíduos em cada grupo de qualificação como medida das ofertas de trabalho.⁸

7. Utilizou-se essa variável para obter a amostra expandida.

8. Cabe ressaltar que as ofertas obtidas pelas horas trabalhadas são de pessoas que exerciam alguma ocupação na semana da entrevista. Para utilizar uma medida de oferta de trabalho baseada nas horas trabalhadas, o mais correto seria estimar as horas para as pessoas que não estivessem ocupadas. Tal procedimento não foi realizado.

O Gráfico 1 ilustra o diferencial médio de salários entre trabalhadores intermediários e não-qualificados. Para o grupo de 26 a 30 anos de idade o diferencial cresce em fins da década de 1980, mas cai logo em seguida, no início da década seguinte. O mesmo diferencial volta a declinar de forma mais acentuada no final dos anos 1990. A situação do grupo de pessoas com idade entre 46 e 50 anos é um pouco diferente. Para alguns anos, o diferencial médio de salários chega a crescer, mas para todo o período, a trajetória dos mesmos é de queda. O que se pode concluir do gráfico é que as coortes mais velhas estão experimentando uma redução nos salários relativos. Fernandes e Menezes-Filho (2001) sugerem em seu artigo que a demanda por trabalhadores com nível intermediário de qualificação cresceu após a abertura comercial do início da década de 1990. Como o diferencial de salários médios entre esses trabalhadores e os não-qualificados diminuiu ao longo dos anos 1990, há indícios de que a oferta aumentou além do necessário para compensar o aumento de demanda.

GRÁFICO 1
DIFERENCIAIS MÉDIOS DE SALÁRIOS ENTRE TRABALHADORES INTERMEDIÁRIOS E NÃO-QUALIFICADOS: GRUPOS DE 26-30 E 46-50 ANOS



O Gráfico 2 ilustra os diferenciais médios de salários entre trabalhadores qualificados e intermediários nas faixas etárias de 26-30 e 46-50 anos. Os dois grupos apresentam trajetórias crescentes dos prêmios salariais, apesar de algumas oscilações mais fortes em períodos curtos de tempo.

O Gráfico 3 apresenta os diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e não-qualificados. Para os dois grupos etários destacados, não há uma clara tendência de ascensão ou declínio dos desníveis salariais durante o período considerado na análise.

GRÁFICO 2
DIFERENCIAIS MÉDIOS DE SALÁRIOS ENTRE TRABALHADORES QUALIFICADOS E INTERMEDIÁRIOS: GRUPOS DE 26-30 E 46-50 ANOS

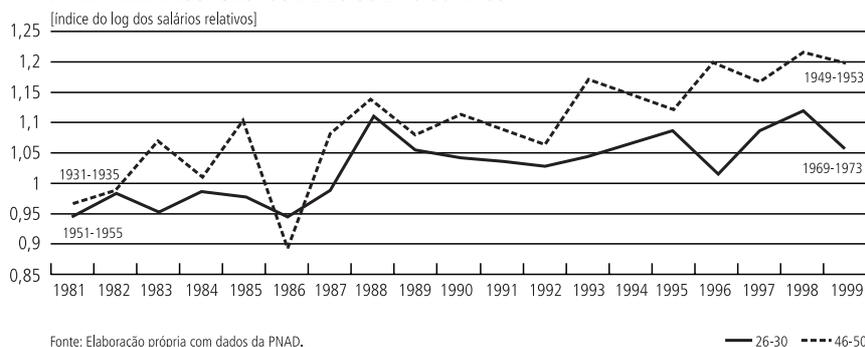
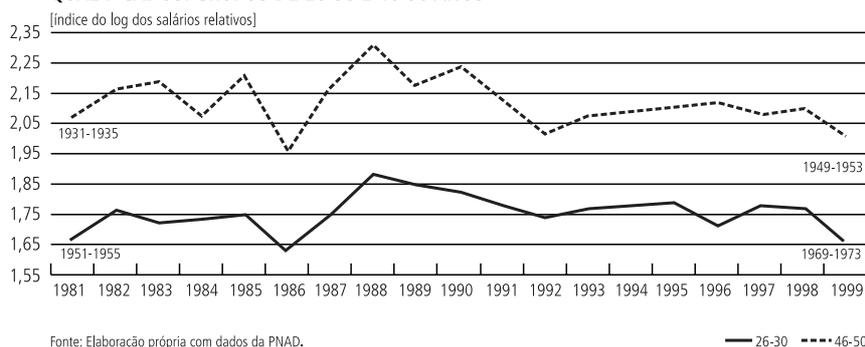


GRÁFICO 3
DIFERENCIAIS MÉDIOS DE SALÁRIOS ENTRE TRABALHADORES QUALIFICADOS E NÃO-QUALIFICADOS: GRUPOS DE 26-30 E 46-50 ANOS



5 RESULTADOS

5.1 Modelo de coortes

Nesta seção apresentam-se os resultados das estimativas do modelo proposto nas equações (12), (13) e (14). Foram utilizadas três especificações de modelos, quais sejam: com *dummies* de idade e ano, com *dummies* de idade e de tempo e com *dummies* de idade e uma tendência linear.⁹ Para tratar os efeitos de ano atribuiu-se uma variável *dummy* para cada ano. Os chamados efeitos de tempo são captados com uma *dummy* para cada intervalo de cinco anos.

Na Tabela 1 são apresentados os resultados provenientes da segunda especificação descrita anteriormente (com *dummies* de idade e de tempo), visto

9. Não foram incluídos efeitos de coorte nos modelos em virtude de se acreditar que tais efeitos estejam presentes nas ofertas relativas. A inclusão de variáveis *dummies* de coorte nas regressões poderia causar problemas de colinearidade entre as variáveis explicativas.

TABELA 1
PRIMEIRO ESTÁGIO DA ESTIMAÇÃO DOS DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS, POR GRUPO DE IDADE E ANO

	Intermediários/ não-qualificados	Qualificados/ intermediários	Qualificados/ não-qualificados
Oferta relativa por grupo de idade	-0,046 (0,029)	0,062 (0,035)	0,050 (0,047)
Efeitos de tempo			
1981-1985	0,134 (0,033)	-0,152 (0,017)	0,079 (0,046)
1986-1990	0,108 (0,023)	-0,112 (0,016)	0,062 (0,027)
1991-1995	0,028 (0,016)	-0,081 (0,019)	-0,021 (0,022)
1996-1999	-	-	-
Efeitos de idade			
26-30	-0,294 (0,062)	-0,113 (0,034)	-0,580 (0,081)
31-35	-0,228 (0,050)	-0,060 (0,033)	-0,422 (0,078)
36-40	-0,173 (0,038)	-0,060 (0,034)	-0,329 (0,067)
41-45	-0,123 (0,029)	-0,073 (0,035)	-0,258 (0,057)
46-50	-0,059 (0,022)	-0,074 (0,035)	-0,165 (0,046)
51-55	-0,045 (0,020)	-0,049 (0,035)	-0,102 (0,035)
56-60	-	-	-
Constante	0,949 (0,043)	1,329 (0,058)	2,380 (0,130)
Número de observações	133	133	133
R^2	0,910	0,460	0,823

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses. Especificação inclui *dummies* de idade e tempo. Modelos incluem uma constante e são estimados por mínimos quadrados ponderados, em que os pesos são o inverso da variância amostral do logaritmo natural dos salários relativos.

que os coeficientes obtidos das três especificações foram positivos e/ou não-significativos. Os demais resultados são apresentados no Apêndice A.

A primeira especificação de modelos inclui as ofertas relativas por grupo de idade e variáveis *dummies* de ano e de idade. Comparando os resultados obtidos dessa especificação nos três casos de diferenciais salariais, percebe-se que os valores são bem diferentes (-0,018, 0,069 e -0,146). Além disso, somente a estimativa de $1/\sigma_A$ da equação (14) apresentou o sinal esperado pela teoria. O valor de $1/\sigma_A$ igual a -0,146 representa uma elasticidade de substituição entre os grupos etários de aproximadamente 6,82, o que é muito alto. Além disso, não parece ser muito razoável supor que exista uma elasticidade de substituição elevada entre trabalhadores qualificados e não-qualificados.

A segunda especificação de modelos inclui as ofertas relativas por grupo de idade e variáveis *dummies* de tempo (intervalos de cinco anos) e de idade. Cada equação apresentou um valor para $1/\sigma_A$ de, respectivamente, -0,046, 0,062 e 0,050. Além de não serem valores próximos entre si, as estimativas são positivas e/ou estatisticamente não-significativas. A terceira e última especificação de modelos substitui os efeitos referentes ao tempo (seja por ano ou intervalo de cinco anos) por uma tendência linear. Os valores encontrados, respectivamente, foram -0,016, 0,064 e -0,078. As estimativas de $1/\sigma_A$ provenientes das equações (12) e (14) apresentaram o sinal esperado pelo modelo teórico. No entanto, os valores são estatisticamente não-significativos a 5% e correspondem a elasticidades de substituição muito elevadas.

Os resultados obtidos nesse primeiro estágio da estimação são pouco conclusivos, já que os coeficientes são muito sensíveis à especificação utilizada. Ferreira (2004) chama a atenção para o fato de um possível viés que o estimador de mínimos quadrados ponderados pode ocasionar caso as decisões dos indivíduos sejam afetadas por mudanças na expectativa futura dos retornos à educação. Isto quer dizer que as ofertas relativas de trabalho podem estar variando para um mesmo grupo etário ao longo das coortes e também entre os grupos dentro de uma mesma coorte. Dessa forma, pode haver um componente de idade que não permite a identificação dos coeficientes associados às ofertas relativas, ou seja, é provável que exista algum problema de endogeneidade com as ofertas relativas de trabalho. Conforme mencionado na seção referente à metodologia daquele estudo, essa hipótese é crucial para a identificação do parâmetro de interesse. Ferreira (2004) associa esse componente de idade a um efeito de graduação tardia.¹⁰

10. É muito comum no Brasil um indivíduo fazer uma graduação tardia, ou mesmo cursar o ensino médio tempos depois de se ter evadido da escola. Tal fato indica a presença de um componente de ciclo de vida do investimento em capital humano, o que é uma decisão certamente endógena. Agradecemos a um parecerista anônimo desta revista por ter chamado a atenção para esse ponto.

Para contornar o problema, Ferreira (2004) divide as ofertas relativas em duas componentes: uma específica de idade e outra, de coorte. Tal decomposição considera que exista uma estrutura etária que seja comum entre as coortes. Assim, após a decomposição, as ofertas de trabalho não variarão entre idades, somente entre coortes. No Apêndice B, tal decomposição é apresentada, assim como os resultados provenientes das estimações.

Diferentemente de Ferreira (2004), não foi possível isolar o aparente efeito que a graduação tardia possa estar causando na identificação do parâmetro de interesse. Um outro exercício realizado para buscar contornar tal problema consistiu em substituir os valores previstos da variável dependente nas regressões auxiliares utilizadas por Ferreira (2004). Os resultados desse procedimento, apresentados no Apêndice C, foram similares a isolar os efeitos de coorte dos efeitos de idade das ofertas de trabalho.

Em virtude das estimativas obtidas de $1/\sigma_A$, ou seja, coeficientes estatisticamente não-significativos a 5%, não foi possível implementar o segundo estágio do processo de estimação, tal qual descrito na Seção 3. Por essa razão, assumiu-se que a elasticidade de substituição entre os grupos de idade fosse infinita, isto é, dentro das categorias de qualificação, os trabalhadores são substituídos de maneira perfeita. Isso implicaria assumir que, no Brasil, o que mais importa na explicação dos diferenciais salariais seria o nível de instrução dos indivíduos. Na próxima subseção, serão obtidas ofertas agregadas de trabalho e estimativas das elasticidades de substituição entre as categorias de qualificação. A partir dessas estimativas, serão testadas restrições sobre os parâmetros.¹¹

5.2 Ofertas agregadas

Considerando-se que $(1/\sigma_A) = 0$ e, portanto, $\sigma_A = \infty$, as equações (9), (10) e (11) transformam-se em:¹²

$$r_{jt}^1 = \log\left(\frac{\theta_{Qt}}{\theta_{It}}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_E}\right) \log\left(\frac{Q_t}{I_t}\right) + e_{jt}^1 \quad (18)$$

$$r_{jt}^2 = \log\left(\frac{\theta_{It}}{\theta_{Nt}}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_E}\right) \log\left(\frac{I_t}{N_t}\right) + e_{jt}^2 \quad (19)$$

11. Caso a elasticidade de substituição entre intermediários e não-qualificados seja infinita, não se justificará a divisão dos trabalhadores em três grupos de qualificação. Esse fato confirmaria a adequação da divisão de trabalhadores utilizada pela literatura, em geral, e por Ferreira (2004), em particular. Agradecemos a um parecerista anônimo desta revista por ter levantado essa questão.

12. As equações (18), (19) e (20) são um caso particular das equações (9), (10) e (11), pois se $(1/\sigma_A) = 0$, o último termo do segundo membro dessas equações se anula. Esse modelo representa o mesmo de Katz e Murphy (1992).

$$r_{jt}^3 = \log\left(\frac{\theta_{Qt}}{\theta_{Nt}}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_E}\right) \log\left(\frac{Q_t}{N_t}\right) + e_{jt}^3 \quad (20)$$

Podem-se calcular as ofertas totais de cada tipo de trabalho somando-se o total de indivíduos existentes em cada categoria educacional. Não é necessário empregar um critério de ponderação, pois está sendo assumido que a elasticidade de substituição entre grupos etários é infinita.¹³ A Tabela 2 apresenta os

TABELA 2
ESTIMAÇÃO DAS EQUAÇÕES (18), (19) E (20) POR SUR

	Intermediários/ não-qualificados		Qualificados/ intermediários		Qualificados/ não-qualificados	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Oferta agregada relativa	-0,331 (0,083)	-0,708 (0,015)	-0,435 (0,114)	-0,914 (0,013)	-0,275 (0,097)	-0,796 (0,013)
Tendência		0,035 (0,001)		-0,007 (0,001)		0,037 (0,002)
Efeitos de tempo						
1981-1985	-0,214 (0,089)		-0,018 (0,035)		-0,220 (0,082)	
1986-1990	-0,112 (0,060)		0,010 (0,031)		-0,104 (0,053)	
1991-1995	-0,076 (0,037)		-0,038 (0,016)		-0,109 (0,041)	
1996-1999	-		-		-	
Constante	0,723 (0,026)		0,554 (0,162)		1,515 (0,160)	
Número de observações	133	133	133	133	133	133
χ^2	39,690	75,950	102,780	32171,190	10,500	20180,280
Valor-p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,033	0,000

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses. Modelos são estimados por SUR, sendo os pesos o inverso da variância amostral do número de trabalhadores existentes em cada célula. (1) Especificação inclui *dummies* de tempo. (2) Especificação inclui uma tendência linear.

13. As ofertas agregadas relativas de trabalho intermediário e não-qualificado e qualificado e não-qualificado, crescem continuamente durante todo o período de análise. Em compensação, a oferta relativa de trabalho qualificado e intermediário possui uma trajetória de queda. Tal fato sugere que, talvez, o grande problema da educação no Brasil esteja na passagem do ensino médio para o ensino superior.

resultados da estimação simultânea das equações (18), (19) e (20) por Seemingly Unrelated Regressions (SUR), método que assume correlação entre os termos aleatórios das equações.

As especificações incluem, além das ofertas agregadas relativas de trabalho, uma tendência linear ou *dummies* de tempo.¹⁴ As estimativas obtidas para $(1/\sigma_E)$ pelas duas especificações apresentaram sinal esperado pela teoria, e as obtidas da primeira especificação, que incluía efeitos de tempo para captar a demanda por trabalho, apresentaram valores maiores do que as obtidas pela segunda classe de modelos (que incluía tendência linear). Em relação à significância estatística dos parâmetros, a um nível de 5%, não se rejeita a hipótese de que sejam iguais a 0.¹⁵ As estimativas de $(1/\sigma_E)$ iguais a -0,331 (intermediários/não-qualificados), -0,435 (qualificados/intermediários) e -0,275 (qualificados/não-qualificados) correspondem às respectivas elasticidades de substituição entre os grupos de qualificação: 3,02, 2,30 e 3,63. Por sua vez, os valores de $(1/\sigma_E)$ -0,708 (intermediários/não-qualificados), -0,914 (qualificados/intermediários) e -0,796 (qualificados/não-qualificados) correspondem a elasticidades de substituição entre os grupos de qualificação de, respectivamente, 1,41, 1,09 e 1,25.

Os testes de hipótese realizados consistem em verificar a igualdade dos coeficientes $(1/\sigma_E)$ obtidos nas equações (18), (19) e (20) e apenas nas equações (18) e (19), pois parece ser pouco provável que um trabalhador qualificado possa ser facilmente substituído por um não-qualificado. A estatística utilizada é a de Qui-quadrado, visto que se trata de um teste de Wald.¹⁶ Os resultados são apresentados na Tabela 3.

Os resultados do teste de Wald mostram que, dependendo da especificação utilizada no SUR, a hipótese de igualdade dos coeficientes pode ser rejeitada ou não a 5% de significância. Caso a demanda de trabalho seja traduzida por efeitos de tempo, a hipótese de igualdade dos coeficientes não é rejeitada; se for introduzida tendência linear para capturar efeitos associados à demanda relativa sobre os diferenciais salariais, o teste conclui que as elasticidades de substituição entre os grupos de qualificação são diferentes.

14. O efeito demanda nesses modelos é caracterizado por variáveis *dummies* de tempo ou por tendência linear, esta última usualmente empregada na literatura. Rossi-Junior e Ferreira (1999) associam os ganhos de produtividade da economia brasileira ao longo da década de 1990 à abertura comercial. Tais transformações estruturais mudaram a demanda relativa por trabalhadores com diferentes tipos de qualificação. Sendo assim, pode ser inadequado para o Brasil caracterizar a demanda de trabalho por tendência linear.

15. Ferreira (2004), após utilizar uma medida específica por coortes no lugar de ofertas relativas por ano e grupo de idade, obtém valores de $(1/\sigma_E)$ próximos a -0,220, o que corresponde a uma elasticidade de substituição parcial entre grupos etários de aproximadamente 4,5. No segundo estágio da estimação, os valores encontrados pelo autor para o mesmo parâmetro ficaram muito próximos dos obtidos no primeiro estágio. Ainda no segundo estágio da estimação, Ferreira (2004) obteve estimativas para $(1/\sigma_E)$ de aproximadamente -0,64.

16. Para maiores explicações sobre o teste, ver Johnston e Dinardo (1996).

TABELA 3
TESTES DE WALD DE RESTRIÇÃO SOBRE OS PARÂMETROS OBTIDOS DO MODELO SUR

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\chi^2(2)$	2,71	298,39	1,07	249,67
Valor-p	0,26	0,00	0,30	0,00

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (1) e (2) correspondem às estatísticas de teste para a igualdade dos coeficientes das equações (18), (19) e (20); (3) e (4) correspondem às estatísticas de teste para a igualdade dos coeficientes das equações (18) e (19).

6 SIMULAÇÕES

Nesta seção, são apresentadas algumas simulações realizadas com os resultados obtidos na seção anterior. Os valores de $(1/\sigma_E)$ assumidos são os obtidos das duas especificações utilizadas para estimar o sistema formado pelas equações (18), (19) e (20). A primeira simulação consiste em calcular as demandas relativas pelos três tipos de trabalho para verificar qual teria sido a evolução das mesmas ao longo do período considerado na análise. Na segunda simulação, com base nas demandas calculadas, construíram-se as ofertas relativas que tornariam nulos os diferenciais médios de salário entre as diferentes categorias de qualificação. Serão apresentadas as simulações considerando os valores de $(1/\sigma_E)$ iguais a $-0,708$ (intermediários/não-qualificados), $-0,914$ (qualificados/intermediários) e $-0,796$ (qualificados/não-qualificados). As simulações para os valores de $(1/\sigma_E)$ iguais a $-0,331$, $-0,435$ e $-0,275$, ou seja, obtidos quando a demanda é capturada utilizando efeitos de tempo, são apresentadas no Apêndice D.

6.1 Demandas relativas de trabalho

A partir das equações (18), (19) e (20), construíram-se medidas de demanda relativa entre os tipos de trabalho, da seguinte forma:

$$\log\left(\frac{\theta_{Qt}}{\theta_{It}}\right) + e_{jt}^1 = r_{jt}^1 + \frac{1}{\sigma_E} \log\left(\frac{Q_t}{I_t}\right) \quad (21)$$

$$\log\left(\frac{\theta_{It}}{\theta_{Nt}}\right) + e_{jt}^2 = r_{jt}^2 + \frac{1}{\sigma_E} \log\left(\frac{I_t}{N_t}\right) \quad (22)$$

$$\log\left(\frac{\theta_{Qt}}{\theta_{Nt}}\right) + e_{jt}^3 = r_{jt}^3 + \frac{1}{\sigma_E} \log\left(\frac{Q_t}{N_t}\right) \quad (23)$$

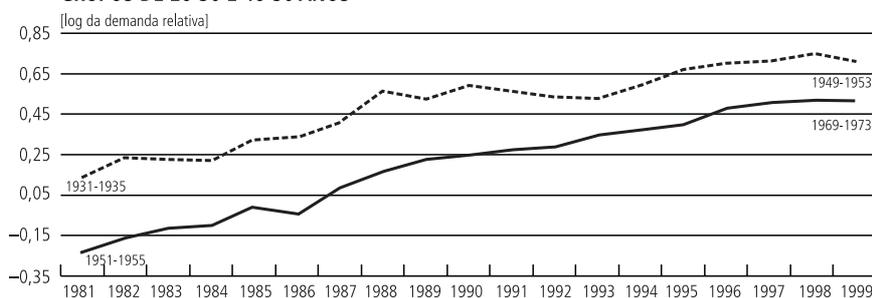
O efeito demanda é identificado conjuntamente pela tendência linear e pelo termo aleatório dos modelos. O Gráfico 4 ilustra a demanda relativa, para trabalhadores com idade de 26 a 30 e de 46 a 50 anos, por trabalho intermediário e não-qualificado.

Em 1981, o logaritmo natural da oferta relativa¹⁷ entre trabalho intermediário e não-qualificado era de $-0,66$ para indivíduos com idade entre 26 e 30 anos e $-1,87$ para indivíduos entre 46 e 50 anos. Por sua vez, o índice para a demanda relativa era de $-0,23$ para aqueles e de $0,14$ para estes. Ou seja, os dados mostram que a demanda relativa era maior do que a oferta no primeiro ano da análise.

No último ano da amostra, 1999, os índices de oferta eram de $0,59$ para trabalhadores com idade entre 26 e 30 anos e de $-0,70$ para os que tinham entre 46 e 50 anos. Os índices de demanda obtidos são, respectivamente, $0,51$ e $0,72$. Os dados mostram que a oferta relativa ($+1,25$ e $+1,17$) cresceu mais do que a demanda ($+0,74$ e $+0,58$) ao longo do período.

O Gráfico 5 contém a evolução da demanda relativa por trabalho qualificado/intermediário. No caso das ofertas e demandas relativas por esse tipo de trabalho, os valores são os seguintes: $-1,21$ para a oferta relativa de indivíduos com idade entre 26 e 30 anos e $-1,18$ para os que possuíam entre 46 e 50 anos em 1981. Já os valores referentes às demandas relativas são de $-0,10$ para os que possuíam entre 26 e 30 anos, e $-0,07$ para os que tinham entre 46 e 50, em 1981. Em 1999, os índices de ofertas relativas eram de $-1,77$ para o grupo de 26 a 30 anos e $-1,01$ para o de 46 a 50. Os valores de demanda relativa eram, respectivamente, $-0,25$ e $-0,10$.

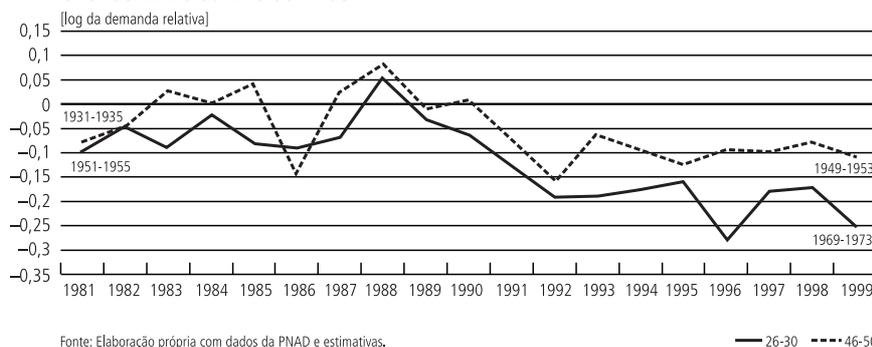
GRÁFICO 4
EVOLUÇÃO DA DEMANDA RELATIVA POR TRABALHO INTERMEDIÁRIO E NÃO-QUALIFICADO:
GRUPOS DE 26-30 E 46-50 ANOS



Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD e estimativas.

17. Os gráficos das ofertas relativas de trabalho não foram aqui reproduzidos por falta de espaço.

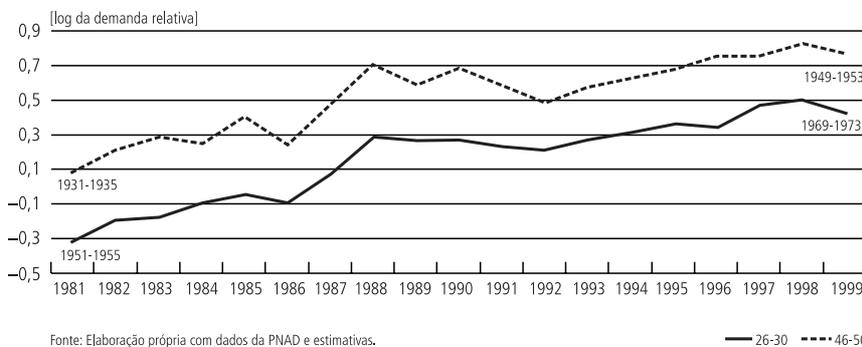
GRÁFICO 5
EVOLUÇÃO DA DEMANDA RELATIVA POR TRABALHO QUALIFICADO E INTERMEDIÁRIO:
GRUPOS DE 26-30 E 46-50 ANOS



Nesse caso, para os trabalhadores com idade entre 26 e 30 anos, tanto a oferta quanto a demanda relativa decresceram ao longo do período de análise. Contudo, o índice de oferta relativa caiu 0,56, enquanto o de demanda, 0,15. Ou seja, a oferta decresceu mais do que proporcionalmente à demanda. Já para os trabalhadores com idade entre 46 e 50 anos, a oferta cresceu 0,17, contra um decréscimo da demanda relativa de 0,03.

O Gráfico 6 ilustra a demanda relativa por trabalho qualificado e não-qualificado para os mesmos grupos etários. Para o grupo de 26 a 30 anos, o índice apresentou aumento de 0,74 (aproximadamente 74%), variando de -0,32 para 0,42, entre 1981 e 1999. Por sua vez, o índice de oferta aumentou 0,69 (aproximadamente 69%), de -1,87 para -1,18. Ou seja, a demanda relativa cresceu a uma taxa maior do que a oferta relativa. No caso do grupo de

GRÁFICO 6
EVOLUÇÃO DA DEMANDA RELATIVA POR TRABALHO QUALIFICADO E NÃO-QUALIFICADO:
GRUPOS DE 26-30 E 46-50 ANOS



trabalhadores na faixa de 46 a 50 anos, o índice de demanda relativa cresceu de 0,08 em 1981 para 0,77 em 1999 (aumento de 0,69). Já o de oferta relativa, foi de -3,06 em 1981 a -1,72 em 1999 (aumento de 1,34).

6.2 Ofertas relativas que anulariam os diferenciais de salários

Este exercício consiste em tornar nulo o primeiro termo do lado direito das equações (21), (22) e (23) e dividir o lado esquerdo pelos valores obtidos para $(1/\sigma_E)$ no processo de estimação. Os resultados são as ofertas relativas de trabalho que tornariam nulos os diferenciais médios de salários. O objetivo aqui é verificar em quanto deveriam ter crescido e/ou diminuído as ofertas relativas, caso não existissem diferenciais de salários entre as três categorias de qualificação.

O Gráfico 7 ilustra a simulação de oferta relativa para trabalhadores intermediários e não-qualificados. É possível notar que a oferta está aumentando no sentido de atenuar os diferenciais de salários. A explicação para esse fato baseia-se na comparação da variação do índice de oferta relativa e da oferta simulada entre os anos de 1981 e 1999. Por exemplo, para o grupo de 26-30 anos, o índice de oferta variou de -0,66 a 0,59; variação positiva de 1,25. Em compensação, a oferta que anularia o diferencial médio de salários teve um aumento de 1,05 (de -0,33 a 0,72). No caso do grupo de 46-50 anos, o índice de oferta teve um acréscimo de 1,17, enquanto a oferta simulada, um acréscimo de 0,81.

O Gráfico 8 ilustra a oferta relativa entre trabalho qualificado e intermediário. Ao contrário do observado para a oferta relativa de intermediários e não-qualificados, os resultados sugerem que as ofertas relativas estão atuando no sentido de acentuar os diferenciais de salários. Para o grupo de 26-30 anos, o

GRÁFICO 7
EVOLUÇÃO DA OFERTA RELATIVA QUE ANULARIA O DIFERENCIAL MÉDIO DE SALÁRIOS ENTRE TRABALHADORES INTERMEDIÁRIOS E NÃO-QUALIFICADOS: GRUPOS DE 26-30 E 46-50 ANOS

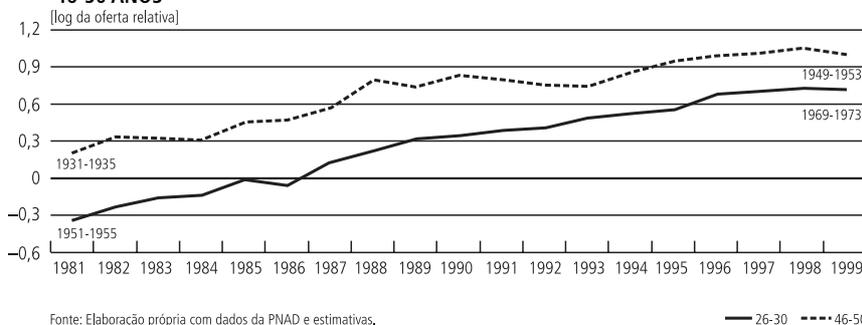
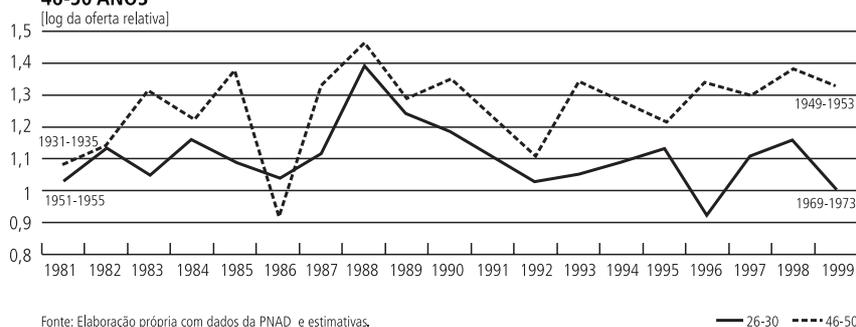


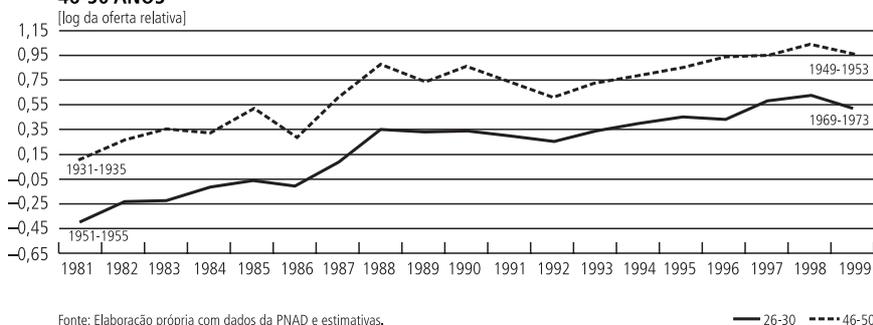
GRÁFICO 8
**EVOLUÇÃO DA OFERTA RELATIVA QUE ANULARIA O DIFERENCIAL MÉDIO DE SALÁRIOS
 ENTRE TRABALHADORES QUALIFICADOS E INTERMEDIÁRIOS: GRUPOS DE 26-30 E
 46-50 ANOS**



índice de oferta relativa apresentou uma variação negativa de 0,56, passando de $-1,21$ para $-1,77$; ao passo que o índice da oferta simulada variou negativamente em 0,16 (de $-0,11$ para $-0,27$). Para o grupo de 46-50 anos, a variação do índice foi positiva para a oferta (0,17), passando de $-1,18$ para $-1,01$; enquanto o da oferta que anularia o diferencial de salário foi de $-0,08$ para $-0,11$ (variação negativa de 0,03).

O Gráfico 9 contém a evolução das ofertas relativas, dos mesmos grupos etários, que tornariam nulos os diferenciais médios de salários entre qualificados e não-qualificados. No caso dos trabalhadores mais jovens, o índice de oferta relativa subiu de $-1,87$ para $-1,18$ entre os anos de 1981 e 1999, ou seja, aproximadamente 69%. Em compensação, o índice da oferta simulada apresentou uma taxa de aumento de aproximadamente 93% (de $-0,40$ para 0,53).

GRÁFICO 9
**EVOLUÇÃO DA OFERTA RELATIVA QUE ANULARIA O DIFERENCIAL MÉDIO DE SALÁRIOS
 ENTRE TRABALHADORES QUALIFICADOS E NÃO-QUALIFICADOS: GRUPOS DE 26-30 E
 46-50 ANOS**



Já a oferta relativa do grupo de 46 a 50 anos parece ter crescido de maneira a reduzir o diferencial salarial. Enquanto o índice de oferta relativa subiu de $-3,06$ a $-1,72$ (aproximadamente 134% de aumento), o índice de oferta simulada cresceu de 0,10 a 0,96 (aproximadamente 86% de aumento).

7 CONCLUSÕES

Neste artigo, procurou-se estimar o impacto da evolução das ofertas relativas de trabalho sobre os diferenciais de salários dos trabalhadores no Brasil. Utilizando dados das PNADs para o período 1981-1999 e dividindo os trabalhadores em três categorias de qualificação, de acordo com critérios de escolaridade dos mesmos, os seguintes fatos foram constatados: a proporção de indivíduos com baixa qualificação (até 4 anos de estudo) está diminuindo na força de trabalho brasileira; por sua vez, a participação de pessoas com nível de escolaridade médio (entre 5 e 11 anos de estudo) está crescendo; o percentual de trabalhadores que possui ao menos 1 ano de ensino superior cresceu levemente até as gerações nascidas no início dos anos 1950. A partir desse momento, ocorreu uma mudança da trajetória desse percentual e ele passou a cair continuamente até as gerações nascidas no final dos anos 1960.

Observando os diferenciais médios de salários entre as três categorias de qualificação consideradas, as seguintes observações podem ser feitas: o diferencial médio entre intermediários e não-qualificados está diminuindo ao longo dos anos; entre qualificados e não-qualificados observa-se o mesmo fenômeno; em compensação, para qualificados e intermediários, constata-se que o diferencial médio de salários chegou até a cair um pouco durante a década de 1980, porém cresceu muito na década de 1990.

Para entender precisamente o que ocorreu no período analisado, é preciso que sejam levados em conta não apenas a evolução das ofertas relativas, mas também a evolução das demandas relativas de trabalho. Vários trabalhos indicam a importância da abertura comercial do início da década de 1990 para o mercado de trabalho no Brasil. Neste estudo, além de representar a demanda de trabalho por uma tendência linear, tentou-se introduzir uma especificação menos restritiva, que incluía variáveis *dummies* de tempo. No final do artigo, procurou-se obter uma medida para as demandas relativas de trabalho a fim de compará-las com as ofertas relativas.

Os desníveis de rendimentos entre trabalhadores intermediários e não-qualificados apresentaram trajetória de queda para todos os grupos etários nas duas últimas décadas, apesar de somente serem apresentados no texto os grupos

de 26 a 30 e 46 a 50 anos. Fernandes e Menezes-Filho (2001) chegam à conclusão, em seu modelo, de que aumentou a demanda por mão-de-obra intermediária, visto que cresceu a quantidade de trabalhadores intermediários alocados em tarefas simples na economia brasileira, em detrimento dos trabalhadores não-qualificados. Como demandas e ofertas relativas aumentaram, os indícios apontam para um aumento maior na oferta, já que os diferenciais de salários entre intermediários e não-qualificados caíram. Raciocínio semelhante se aplica para os desníveis salariais entre qualificados e não-qualificados.

Em relação aos trabalhadores qualificados e intermediários, percebe-se que os diferenciais médios de salários cresceram para todos os grupos de idade. No entanto, as ofertas relativas decrescem até o grupo de pessoas com idade entre 41 e 45 anos. Os grupos de 46 a 50, 51 a 55 e 56 a 60 anos apresentam crescimento em suas ofertas relativas. Tal fato está relacionado com o crescimento do número de indivíduos com ensino superior até o começo da década de 1950. A partir das gerações nascidas em 1950, diminuiu a parcela de pessoas com ensino superior na força de trabalho brasileira. Levando em conta o fato de que a abertura comercial aumentou a demanda por mão-de-obra melhor qualificada, não há perspectivas de que os diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e intermediários venham a se reduzir, pelo menos no curto prazo.

O primeiro estágio da estimação apontou resultados pouco conclusivos a respeito das elasticidades de substituição entre grupos de idade. Tal fato pode estar associado a um problema de endogeneidade presente nas ofertas de trabalho, já que a decisão de um indivíduo em se educar é potencialmente endógena. Tentativas foram realizadas para corrigir esse problema, porém sem êxito.

Os modelos que consideravam as ofertas de trabalho agregadas [Katz e Murphy (1992)], estimando-as simultaneamente, também apresentavam estimativas sensíveis às especificações utilizadas. Os valores de $(1/\sigma_E)$ mais próximos aos encontrados por Ferreira (2004) e Card e Lemieux (2001) foram obtidos quando se incluía a tendência linear nos modelos, o que alterava, inclusive, os resultados dos testes de igualdade dos coeficientes.

Em relação às simulações realizadas, pode-se afirmar que tanto a demanda relativa por trabalho intermediário e não-qualificado, quanto a demanda por trabalho qualificado e não-qualificado cresceram para todos os grupos etários ao longo do período de análise. Tal fato corrobora o que foi afirmado anteriormente neste estudo, de que está diminuindo a proporção de pessoas com baixa escolaridade na força de trabalho brasileira. Por outro lado, a demanda relativa

por trabalho qualificado e intermediário não cresceu entre 1981 e 1999. Para alguns grupos etários, ela chegou até a declinar, o que mostra que, apesar de ter crescido a demanda por mão-de-obra qualificada, a demanda pela intermediária cresceu ainda mais, de forma a compensar aquele aumento.

Para finalizar, algumas limitações deste artigo podem ser mais bem exploradas em trabalhos futuros. A primeira diz respeito às causas que estariam por trás da estagnação, ou até diminuição, da proporção de pessoas com ensino superior na força de trabalho brasileira, a partir das gerações nascidas em 1950.

A segunda limitação encontra-se na metodologia empregada na análise. Um modelo que incluísse elasticidades de substituição diferentes entre os grupos de qualificação poderia gerar resultados mais interessantes. É preciso levar em conta sempre que, nesse tipo de estudo, a variável oferta de mão-de-obra é potencialmente endógena, o que diminui a confiabilidade dos resultados obtidos. Tal confiabilidade poderia ser aumentada com a realização de algum tipo de experimento natural,¹⁸ que tentasse isolar o componente de ciclo de vida da decisão de escolaridade dos indivíduos.

Um outro avanço que poderia ser realizado seria com relação a levar em conta a qualidade da educação auferida pelas pessoas e não apenas a quantidade, medida pelos anos de estudo das mesmas. É sabido que o sistema educacional brasileiro possui algumas distorções, entre elas que as escolas privadas até o ensino médio oferecem uma educação de melhor qualidade do que as escolas públicas. O contrário, com algumas exceções, acontece no ensino superior, em que as escolas públicas oferecem uma educação de melhor qualidade do que as escolas privadas.

18. Agradecemos a um parecerista anônimo desta revista por esse comentário.

APÊNDICE A

Resultados do primeiro estágio da estimação

TABELA A.1
PRIMEIRO ESTÁGIO DA ESTIMAÇÃO DOS DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS, POR GRUPO DE IDADE E ANO: EQUAÇÕES (12), (13) E (14)

	I-NQ		Q-I		Q-NQ	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Oferta relativa por grupo de idade	-0,018 (0,034)	-0,016 (0,035)	0,069 (0,030)	0,064 (0,032)	-0,146 (0,048)	-0,078 (0,056)
Tendência	Não	-0,011 (0,002)	Não	0,011 (0,001)	Não	0,002 (0,003)
Efeitos de tempo	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não
Efeitos de idade						
26-30	-0,347 (0,071)	-0,350 (0,071)	-0,106 (0,029)	-0,111 (0,031)	-0,269 (0,084)	-0,377 (0,086)
31-35	-0,270 (0,057)	-0,273 (0,057)	-0,055 (0,026)	-0,059 (0,030)	-0,125 (0,079)	-0,228 (0,086)
36-40	-0,204 (0,044)	-0,206 (0,044)	-0,058 (0,026)	-0,060 (0,031)	-0,083 (0,067)	-0,169 (0,073)
41-45	-0,145 (0,033)	-0,146 (0,033)	-0,071 (0,028)	-0,073 (0,032)	-0,066 (0,056)	-0,133 (0,061)
46-50	-0,072 (0,024)	-0,072 (0,025)	-0,071 (0,028)	-0,074 (0,032)	-0,040 (0,043)	-0,084 (0,047)
51-55	-0,052 (0,018)	-0,051 (0,019)	-0,046 (0,028)	-0,048 (0,032)	-0,038 (0,030)	-0,061 (0,035)
56-60	-	-	-	-	-	-
Constante	0,946 (0,051)	1,192 (0,094)	1,160 (0,052)	1,133 (0,044)	1,729 (0,180)	1,989 (0,208)
Número de observações	133	133	133	133	133	133
R^2	0,946	0,902	0,678	0,521	0,907	0,800

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses. (1) Especificação inclui *dummies* de ano e idade. (2) Especificação inclui *dummies* de idade e uma tendência linear. Modelos incluem uma constante e são estimados por mínimos quadrados ponderados, sendo os pesos o inverso da variância amostral do logaritmo natural dos salários relativos.

APÊNDICE B

Decomposição das ofertas relativas de trabalho em efeitos de idade e coorte

Ferreira (2004) decompõe as ofertas relativas em duas componentes: uma específica de idade e outra, de coorte. Tal decomposição considera que exista uma estrutura etária que seja comum entre as coortes. O logaritmo natural das ofertas relativas torna-se:

$$\log\left(\frac{I_{jt}}{N_{jt}}\right) = \varphi_{t-j}^1 + \kappa_j^1 + \varepsilon_{jt}^1 \quad (24a)$$

$$\log\left(\frac{Q_{jt}}{I_{jt}}\right) = \varphi_{t-j}^2 + \kappa_j^2 + \varepsilon_{jt}^2 \quad (24b)$$

$$\log\left(\frac{Q_{jt}}{N_{jt}}\right) = \varphi_{t-j}^3 + \kappa_j^3 + \varepsilon_{jt}^3 \quad (24c)$$

onde

φ_{t-j}^i ($i = 1, 2, 3$) são componentes específicos de coorte;

κ_j^i são componentes específicos de idade; e

ε_{jt}^i são termos aleatórios.

De acordo com essa decomposição, φ_{t-j}^i são, respectivamente, as projeções de $\log(I_{jt}/N_{jt})$, $\log(Q_{jt}/I_{jt})$ e $\log(Q_{jt}/N_{jt})$ nas *dummies* de coorte [Ferreira (2004, p. 231)]:

$$\varphi_{t-j}^1 = E\left\{\log\left(\frac{I_{jt}}{N_{jt}}\right)\middle|\kappa_j^1 = 0\right\} \quad (25a)$$

$$\varphi_{t-j}^2 = E\left\{\log\left(\frac{Q_{jt}}{I_{jt}}\right)\middle|\kappa_j^2 = 0\right\} \quad (25b)$$

$$\varphi_{t-j}^3 = E \left\{ \log \left(\frac{Q_{jt}}{N_{jt}} \right) \middle| \kappa_j^3 = 0 \right\} \quad (25c)$$

De maneira análoga, κ_j^i são as projeções das ofertas relativas nas *dummies* de idade:

$$\kappa_j^1 = E \left\{ \log \left(\frac{I_{jt}}{N_{jt}} \right) \middle| \varphi_{t-j}^1 = 0 \right\} \quad (26a)$$

$$\kappa_j^1 = E \left\{ \log \left(\frac{Q_{jt}}{I_{jt}} \right) \middle| \varphi_{t-j}^2 = 0 \right\} \quad (26b)$$

$$\kappa_j^1 = E \left\{ \log \left(\frac{Q_{jt}}{N_{jt}} \right) \middle| \varphi_{t-j}^3 = 0 \right\} \quad (26c)$$

Uma vez estimados valores para φ_{t-j}^i , podem-se substituir os mesmos nas equações (12), (13) e (14):

$$r_{jt}^i = b_j^i + d_t^i - \left(\frac{1}{\sigma_A} \right) \varphi_{t-j}^i + e_{jt}^i \quad (27)$$

$$(i = 1, 2, 3)$$

Agora, as ofertas de trabalho não variarão entre idades, somente entre coortes. A Tabela B.1 contém os resultados da estimação (por mínimos quadrados ponderados) das equações (24a), (24b) e (24c).

A Tabela B.2 apresenta os resultados das estimações da equação (27).

TABELA B.1
DECOMPOSIÇÃO DAS OFERTAS RELATIVAS DE TRABALHO EM EFEITOS DE IDADE E COORTE

	Intermediários/ não-qualificados	Qualificados/ intermediários	Qualificados/ não-qualificados
Efeitos de coorte			
1921-1928	-2,578 (0,093)	0,401 (0,049)	-2,181 (0,091)
1929-1936	-2,356 (0,089)	0,481 (0,044)	-1,876 (0,080)
1937-1944	-2,019 (0,085)	0,591 (0,041)	-1,428 (0,075)
1945-1952	-1,536 (0,083)	0,695 (0,038)	-0,840 (0,065)
1953-1960	-0,886 (0,072)	0,457 (0,034)	-0,422 (0,054)
1961-1968	-0,304 (0,056)	0,125 (0,039)	-0,177 (0,043)
1969-1973	-	-	-
Efeitos de idade			
26-30	0,079 (0,084)	-0,106 (0,042)	-0,030 (0,072)
31-35	0,091 (0,067)	0,019 (0,037)	0,104 (0,065)
36-40	0,056 (0,063)	0,023 (0,030)	0,081 (0,068)
41-45	0,025 (0,052)	0,054 (0,028)	0,079 (0,064)
46-50	0,046 (0,039)	0,038 (0,022)	0,084 (0,051)
51-55	0,027 (0,036)	0,040 (0,026)	0,062 (0,051)
56-60	-	-	-
Constante	0,451 (0,090)	-1,693 (0,045)	-1,237 (0,082)
Número de observações	133	133	133
R ²	0,959	0,879	0,956

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses. Modelos são estimados por mínimos quadrados ponderados, sendo os pesos o inverso da variância amostral do logaritmo natural dos salários relativos.

TABELA B.2
PRIMEIRO ESTÁGIO DA ESTIMAÇÃO DOS DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS, POR GRUPO DE IDADE E ANO: EQUAÇÃO (27)

	I-NQ			Q-I			Q-NQ		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Oferta relativa por grupo de idade	-0,008 (0,019)	-0,025 (0,022)	-0,013 (0,023)	0,079 (0,035)	0,074 (0,041)	0,084 (0,038)	-0,075 (0,032)	0,027 (0,040)	-0,052 (0,045)
Tendência			-0,012 (0,002)			0,011 (0,001)			0,000 (0,003)
Efeitos de tempo									
1981-1985		0,161 (0,025)			-0,154 (0,017)			0,053 (0,036)	
1986-1990		0,127 (0,020)			-0,112 (0,015)			0,048 (0,027)	
1991-1995		0,040 (0,015)			-0,083 (0,020)			-0,030 (0,021)	
1996-1999		-			-			-	
Efeitos de idade									
26-30	-0,372 (0,043)	-0,340 (0,046)	-0,363 (0,046)	-0,105 (0,029)	-0,113 (0,035)	-0,112 (0,031)	-0,373 (0,060)	-0,543 (0,074)	-0,415 (0,077)
31-35	-0,287 (0,034)	-0,262 (0,036)	-0,279 (0,037)	-0,053 (0,026)	-0,057 (0,033)	-0,056 (0,030)	-0,240 (0,053)	-0,385 (0,064)	-0,273 (0,068)
36-40	-0,216 (0,028)	-0,197 (0,030)	-0,210 (0,032)	-0,056 (0,026)	-0,060 (0,033)	-0,059 (0,031)	-0,178 (0,046)	-0,298 (0,057)	-0,205 (0,057)
41-45	-0,153 (0,022)	-0,140 (0,024)	-0,149 (0,024)	-0,068 (0,027)	-0,071 (0,034)	-0,072 (0,031)	-0,141 (0,039)	-0,233 (0,046)	-0,162 (0,046)
46-50	-0,077 (0,018)	-0,070 (0,021)	-0,074 (0,021)	-0,070 (0,028)	-0,073 (0,034)	-0,073 (0,031)	-0,092 (0,033)	-0,149 (0,040)	-0,105 (0,041)
51-55	-0,054 (0,016)	-0,050 (0,019)	-0,052 (0,019)	-0,044 (0,027)	-0,047 (0,034)	-0,046 (0,032)	-0,066 (0,026)	-0,093 (0,033)	-0,072 (0,033)
56-60	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Constante	0,953 (0,042)	0,961 (0,044)	1,198 (0,073)	1,027 (0,055)	1,219 (0,032)	1,013 (0,039)	2,131 (0,051)	2,288 (0,064)	2,154 (0,110)
Número de observações	130	130	130	130	130	130	130	130	130
R ²	0,943	0,904	0,896	0,685	0,464	0,526	0,898	0,812	0,788

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses. Modelos são estimados por mínimos quadrados ponderados, sendo os pesos o inverso da variância amostral do logaritmo natural dos salários relativos. (1) Especificação inclui *dummies* de ano e idade. (2) Especificação inclui *dummies* de tempo e idade. (3) Especificação inclui *dummies* de idade e uma tendência linear.

APÊNDICE C

Instrumentalização das ofertas relativas de trabalho

A partir dos valores previstos da variável dependente das equações (24a), (24b) e (24c), estimou-se a equação (27) novamente. A Tabela C.1 apresenta os resultados de tal exercício.

TABELA C.1
PRIMEIRO ESTÁGIO DA ESTIMAÇÃO DOS DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS, POR GRUPO DE IDADE E ANO, INSTRUMENTALIZANDO AS OFERTAS RELATIVAS DE TRABALHO: EQUAÇÃO (27)

	I-NQ			Q-I			Q-NQ		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Oferta relativa por grupo de idade	-0,007 (0,019)	-0,025 (0,022)	-0,013 (0,023)	0,079 (0,035)	0,074 (0,041)	0,084 (0,038)	-0,075 (0,032)	0,027 (0,040)	-0,052 (0,045)
Tendência			-0,012 (0,001)			0,011 (0,001)			0,000 (0,003)
Efeitos de tempo									
1981-1985		0,161 (0,025)			-0,154 (0,017)			0,053 (0,036)	
1986-1990		0,127 (0,020)			-0,112 (0,015)			0,048 (0,027)	
1991-1995		0,040 (0,015)			-0,083 (0,020)			-0,030 (0,021)	
1996-1999		-			-			-	
Efeitos de idade									
26-30	-0,372 (0,044)	-0,338 (0,048)	-0,362 (0,048)	-0,097 (0,030)	-0,105 (0,037)	-0,112 (0,031)	-0,375 (0,059)	-0,543 (0,073)	-0,417 (0,076)
31-35	-0,286 (0,036)	-0,259 (0,038)	-0,278 (0,039)	-0,055 (0,026)	-0,059 (0,033)	-0,056 (0,030)	-0,232 (0,056)	-0,388 (0,067)	-0,267 (0,072)
36-40	-0,216 (0,029)	-0,196 (0,031)	-0,210 (0,033)	-0,058 (0,026)	-0,061 (0,033)	-0,059 (0,031)	-0,172 (0,048)	-0,301 (0,060)	-0,201 (0,061)
41-45	-0,153 (0,023)	-0,139 (0,024)	-0,148 (0,025)	-0,073 (0,027)	-0,075 (0,034)	-0,072 (0,031)	-0,135 (0,041)	-0,235 (0,048)	-0,158 (0,049)
46-50	-0,077 (0,019)	-0,069 (0,021)	-0,074 (0,022)	-0,073 (0,028)	-0,076 (0,035)	-0,073 (0,031)	-0,085 (0,035)	-0,151 (0,042)	-0,100 (0,044)
51-55	-0,054 (0,016)	-0,050 (0,020)	-0,052 (0,019)	-0,047 (0,027)	-0,050 (0,035)	-0,046 (0,032)	-0,061 (0,027)	-0,095 (0,034)	-0,069 (0,034)
56-60	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Constante	0,956 (0,035)	0,973 (0,035)	1,203 (0,063)	1,161 (0,065)	1,345 (0,062)	1,013 (0,039)	2,038 (0,087)	2,322 (0,112)	2,089 (0,165)
Número de observações	130	130	130	130	130	130	130	130	130
R ²	0,943	0,904	0,896	0,685	0,464	0,526	0,898	0,812	0,788

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses. Modelos são estimados por mínimos quadrados ponderados, sendo os pesos o inverso da variância amostral do logaritmo natural dos salários relativos. (1) Especificação inclui *dummies* de ano e idade. (2) Especificação inclui *dummies* de tempo e idade. (3) Especificação inclui *dummies* de idade e uma tendência linear.

APÊNDICE D

Resultados das simulações não apresentados no texto

Os Gráficos D.1, D.2 e D.3 apresentam, respectivamente, os resultados da simulação para a obtenção das demandas relativas por trabalhadores intermediários/não-qualificados, qualificados/intermediários e qualificados/não-qualificados para os grupos de 26-30 e 46-50 anos. Os seguintes valores para $(1/\sigma_E)$ são considerados: $-0,331$ (intermediários/não-qualificados), $-0,435$ (qualificados/intermediários) e $-0,275$ (qualificados/não-qualificados).

Os Gráficos D.4, D.5 e D.6, por sua vez, ilustram a evolução das ofertas relativas de trabalho que seriam necessárias para anular os diferenciais médios salariais observados no período 1981-1999.

GRÁFICO D.1
EVOLUÇÃO DA DEMANDA RELATIVA POR TRABALHO INTERMEDIÁRIO E NÃO-QUALIFICADO:
GRUPOS DE 26-30 E 46-50 ANOS

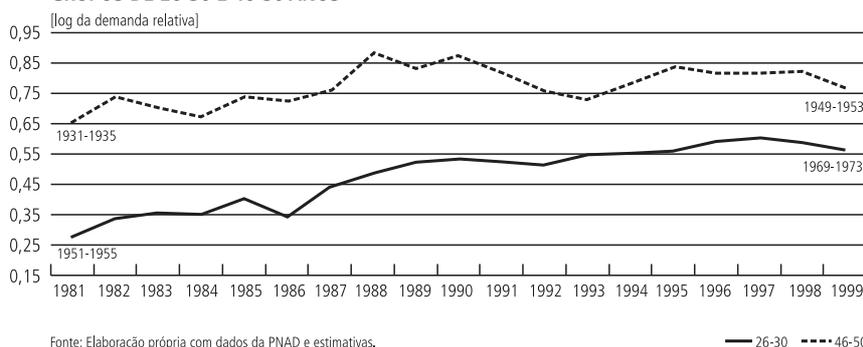


GRÁFICO D.2
EVOLUÇÃO DA DEMANDA RELATIVA POR TRABALHO QUALIFICADO E INTERMEDIÁRIO:
GRUPOS DE 26-30 E 46-50 ANOS

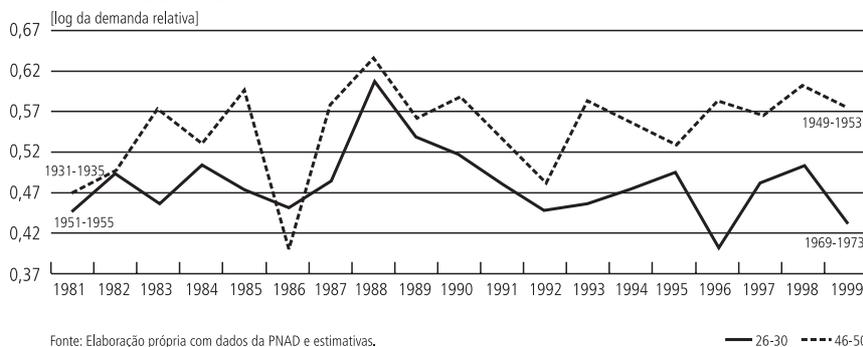


GRÁFICO D.3
**EVOLUÇÃO DA DEMANDA RELATIVA POR TRABALHO QUALIFICADO E NÃO-QUALIFICADO:
 GRUPOS DE 26-30 E 46-50 ANOS**

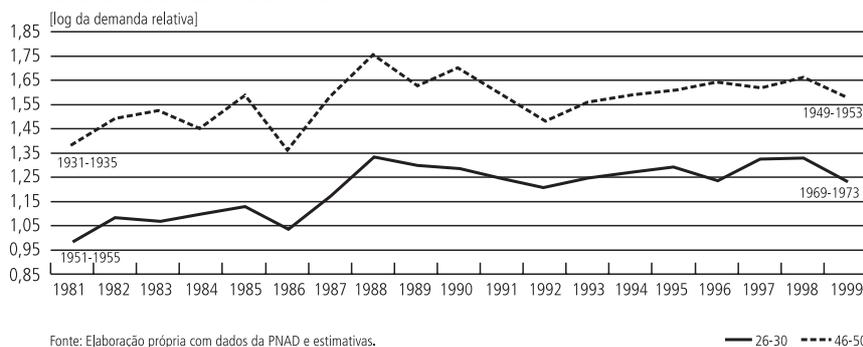


GRÁFICO D.4
**EVOLUÇÃO DA OFERTA RELATIVA QUE ANULARIA O DIFERENCIAL MÉDIO DE SALÁRIOS
 ENTRE TRABALHADORES INTERMEDIÁRIOS E NÃO-QUALIFICADOS: GRUPOS DE 26-30 E
 46-50 ANOS**

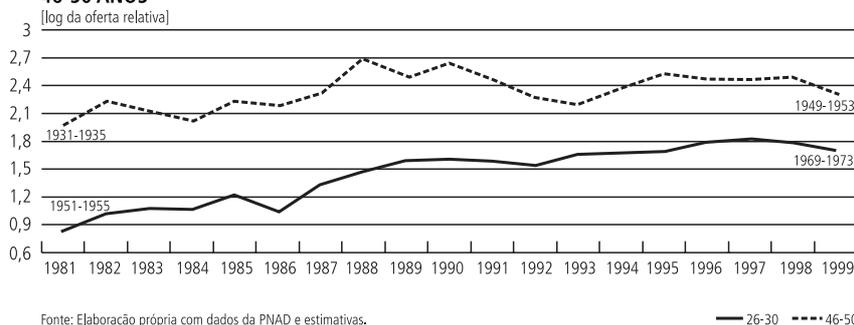
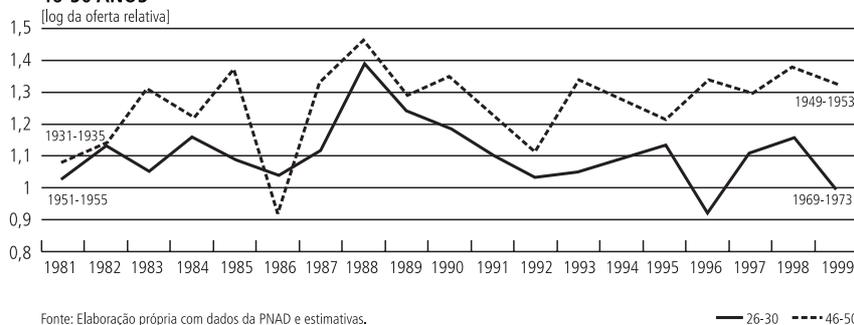
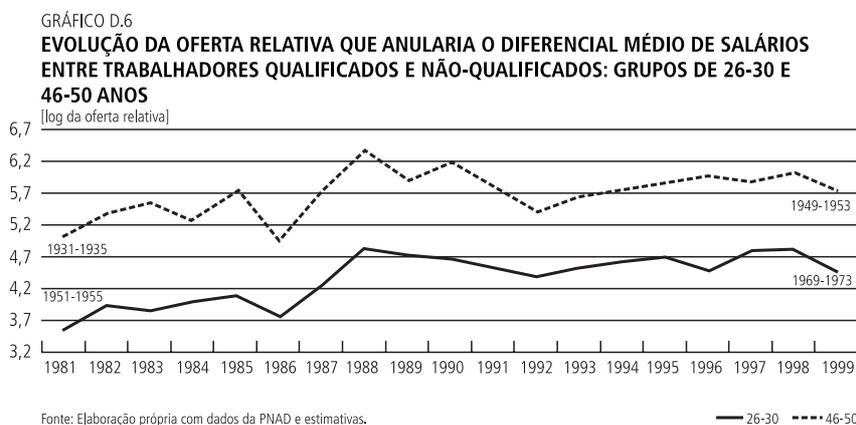


GRÁFICO D.5
**EVOLUÇÃO DA OFERTA RELATIVA QUE ANULARIA O DIFERENCIAL MÉDIO DE SALÁRIOS
 ENTRE TRABALHADORES QUALIFICADOS E INTERMEDIÁRIOS: GRUPOS DE 26-30 E
 46-50 ANOS**





ABSTRACT

This paper estimates the relationship between the relative supply of labor and the evolution of the education wage gaps in Brazil. The theoretical model consists of a production function that depends on three labor aggregates: unskilled, semi-skilled and skilled. The estimation follows a two-stage process. In the first, the elasticities of substitution between age groups are obtained and the second obtains the elasticities of substitution between skill groups. The paper concludes that the use of three skill groups seems adequate. Moreover, the demand for semi-skilled workers is increasing, but it is being compensated by the increase of their relative supply. Finally, the demand for skilled workers seems to have remained constant, so that the fall in relative supply totally explains the rise in the wage premium.

BIBLIOGRAFIA

- CARD, D., LEMIEUX, T. Can falling supply explain the rising return to college for younger men? A cohort-based analysis. *Quarterly Journal of Economics*, v. 116, n. 2, p. 705-746, 2001.
- FERNANDES, R., MENEZES-FILHO, N. A. *Escolaridade e demanda relativa por trabalho: uma avaliação para o Brasil nas décadas de 80 e 90*. São Paulo: USP, 2001, mimeo.
- FERREIRA, S. G. The provision of education and its impacts on college premium in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 2, 2004.
- FURTADO, C. *Um projeto para o Brasil*. Rio de Janeiro: Saga, 1968.
- HAMMERMESH, D. *Labor demand*. Princeton: Princeton University Press, 1993.
- JOHNSTON, J. E., DINARDO, J. *Econometric methods*. 4th ed. McGraw-Hill, UK, 1996.
- KATZ, L. F., MURPHY, K. M. Changes in relative wages, 1963-1987: supply and demand factors. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 1, 1992.
- LANGONI, C. *Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

MENEZES-FILHO, N. A. Educação e desigualdade. In: LISBOA, M., MENEZES-FILHO, N. A. (eds.). *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: EPGE/FGV, p. 13-49, 2001a.

———. *A evolução da educação no Brasil e seu impacto no mercado de trabalho*. Instituto Futuro Brasil, p. 1-41, 2001b. Acessível em: <<http://www.ifb.org.br>>.

MINCER, J. *Schooling, experience and earning*. New York: Columbia University Press, 1974.

ROSSI-JUNIOR, J. L., FERREIRA, P. C. Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 29, n. 1, 1999.

WELLS, J. Distribuição de rendimentos, crescimento e a estrutura da demanda no Brasil na década de 60. In: TOLIPAN, R., TINELLI, A. *A controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento*. 1975.

(Originais recebidos em junho de 2005. Revistos em julho de 2005.)

