

O Papel da Oferta de Trabalho no Comportamento dos Retornos à Educação no Brasil*

Alexandre Augusto Seijas de Andrade[†]
Naercio Aquino Menezes-Filho[‡]

Resumo

As proporções de trabalhadores com ensino fundamental e médio cresceram bastante nas duas últimas décadas. Já a proporção de trabalhadores com ensino superior está estagnada desde o início da década de 80. Simultaneamente, os prêmios salariais pelo ensino superior vêm aumentando e os prêmios pelo ensino fundamental e médio estão declinando para trabalhadores de todas as idades. No presente estudo, estima-se uma relação causal da evolução das ofertas de trabalho para os prêmios salariais. 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, sendo que o primeiro fornece estimativas para as elasticidades de substituição entre grupos de idade e o segundo, valores para as elasticidades de substituição entre grupos de qualificação. O trabalho conclui que está havendo um aumento na demanda relativa por trabalhadores com qualificação intermediária que está sendo superada pelo aumento da oferta relativa e que a demanda por trabalhadores com nível superior tem permanecido constante, sendo o aumento do prêmio salarial totalmente explicado pela queda na oferta relativa.

Palavras-chave: educação, desigualdade salarial, oferta de trabalho

Abstract

The proportion of workers with elementary and high school degree has grown very fast during the last two decades. Meanwhile, the proportion of workers with a college degree has stabilized since the early 80's. The college wage premium is growing for workers of all ages, while the elementary and high school wage premium are declining for workers of all ages. The present study estimates a causal relationship from the relative supply of labor into the evolution of the wage gaps. 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 one, the elasticities of substitution between age groups are obtained and the second one obtains the elasticities of substitution between skill groups. The paper concludes that the relative demand for semi-skilled work is increasing, but it is being compensating to the increase of the relative supply. The demand for skilled work seems to be constant during the period of the study, which indicates the relative supply totally explains the wage premium.

Key words: education, wage differentials, labor supply

JEL Classification: C13, C52, J31

* Este artigo baseia-se na dissertação de mestrado apresentada pelo primeiro autor ao IPE-USP, que também 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. Agradecemos também os comentários posteriores de Matheus Albergaria de Magalhães. Os erros porventura existentes são de inteira responsabilidade dos autores.

[†] Mestre pelo IPE-USP e pesquisador da Fipe.

[‡] Professor de Economia da FEA-USP.

1. Introdução

A questão da desigualdade de rendimentos sempre esteve entre uma das mais debatidas em economia. A literatura que trata dos efeitos da educação sobre os rendimentos dos trabalhadores no mercado de trabalho e seu impacto sobre a desigualdade também é muito extensa. No Brasil, o assunto começou a receber maior atenção na década de 60, com os estudos de Furtado (1968) e Langoni (1973). Durante a década de 80, o tema da desigualdade perdeu relevância, em virtude dos acontecimentos ligados à macroeconomia, como as crises de 1982 e a hiperinflação na segunda metade da década. Desde meados da década de 80, com o surgimento de novas bases de micro dados, 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 PIB, passou por um processo de concentração de renda muito forte ao longo da década de 70. O nível de escolaridade da população brasileira aumentou, desde a metade do século passado. Desde 1940, a proporção de pessoas com ensino elementar básico (antigo primário), tem caído continuamente, assim como tem 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 50.

O objetivo deste trabalho é investigar o impacto destas mudanças nas ofertas de trabalho sobre os retornos à educação. O trabalho inicial a respeito da influência da oferta de trabalho sobre retornos à educação foi o de Katz e Murphy (1992). Neste 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 substitutabilidade 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 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 que o diferencial para trabalhadores mais velhos¹ tornou-se apenas um pouco maior do que o verificado nos anos 60 ou 70. 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 50. Em consequência disso, 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

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

da elasticidade de substituição entre diferentes grupos de idade pertencentes a um mesmo nível de escolaridade. De posse dessa estimativa, a imperfeita substitutabilidade entre os diferentes grupos etários é levada em conta na construção de medidas de ofertas agregadas de trabalho. Apesar de obter estimativas da elasticidade de substituição entre grupos de idade elevadas, 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.

Fernandes e Menezes-Filho (2001) fazem um estudo sobre os salários dos trabalhadores brasileiros para as décadas de 80 e 90 utilizando um modelo de oferta e demanda de trabalho para decompor a evolução dos salários relativos dos trabalhadores qualificados, intermediários e não qualificados. O modelo possui dois componentes: um devido às mudanças na oferta relativa e o outro devido às mudanças na demanda relativa. Segundo os autores, 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 trabalho não qualificado.

Fernandes e Menezes-Filho (2001) enfatizam o cuidado que se deve tomar com relação à divisão dos trabalhadores entre qualificados e não-qualificados. Essa divisão é, em geral, realizada com base no nível educacional dos trabalhadores. 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 que uma proporção significativa de trabalhadores não possui qualquer instrução secundária.

Neste estudo, os trabalhadores brasileiros também são divididos em três categorias de qualificação: não qualificados, intermediários e qualificados, sendo a divisão baseada em critérios de escolaridade dos trabalhadores. O interesse é verificar em que medida a evolução das ofertas de trabalho, que apresentaram variações ao longo das gerações, influenciaram 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.

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 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 7 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 de trabalho ofertado dentro daquele grupo e do total de trabalho 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 utilizados. Como já mencionado anteriormente, esta se baseia na de Card e Lemieux (2001). A diferença é que os autores utilizam em seu trabalho duas categorias de qualificação: qualificados (possuem ensino superior) e não qualificados (possuem no máximo ensino médio). Neste trabalho, são utilizadas três categorias: qualificados, intermediários e não qualificados. A idéia é que para um país em desenvolvimento como o Brasil, tal divisão seja talvez 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 sobre a implementação do processo de estimação. Na seção 4, é apresentada uma descrição dos dados utilizados no estudo; na seção 5, apresentam-se os resultados das estimações; 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 sétima e última seção são apresentadas as conclusões do trabalho.

2. Modelo teórico

Alguns trabalhos existentes sobre os retornos crescentes do ensino superior, como 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. Utiliza-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):

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

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

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

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,

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

α_t, β_t e γ_t 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 $\theta_{Qt}, \theta_{It}, \theta_{Nt}$:

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

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

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 emprego são consideradas exógenas e substituindo $\eta = 1 - (1/\sigma_A)$ e $\rho = 1 - (1/\sigma_E)$ nas expressões (6), (7) e (8), encontram-se as 3 equações apresentadas a seguir³:

fatores, na 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 ficou relativamente mais caro, e a produção é mantida constante.

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

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

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

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

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 este modelo, os diferenciais salariais entre os níveis educacionais para cada grupo de idade dependem das ofertas agregadas relativas $\left(\frac{Q_t}{I_t}, \frac{I_t}{N_t} e \frac{Q_t}{N_t}\right)$ no período t , e das ofertas relativas específicas de cada grupo de idade $\left(\frac{Q_{jt}}{I_{jt}}, \frac{I_{jt}}{N_{jt}} e \frac{Q_{jt}}{N_{jt}}\right)$.

3. Implementação

Assim como em Card e Lemieux (2001), o principal objetivo deste trabalho é o de estimar o efeito das ofertas relativas de trabalho qualificado e intermediário, intermediário e não qualificado e qualificado e não qualificado dentro dos grupos de idade, e mensurar o efeito que possuem as mudanças nas ofertas relativas dentro desses grupos em explicar aumentos ou diminuições do prêmio pelo ensino superior. O problema que surge aqui é a impossibilidade de se estimar 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.

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; 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 $\log\left(\frac{\alpha_j}{\gamma_j}\right)$; 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 $\left(\frac{1}{\sigma_A}\right)$, pode-se computar os parâmetros de eficiência tecnológica, notando-se que, pelas equações (6), (7) e (8):

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

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

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

É importante ressaltar que se trata de um modelo sobreidentificado, pois existem três equações para estimar um único parâmetro $(1/\sigma_A)$. 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.

Card e Lemieux (2001) computam diretamente o lado esquerdo das equações (15), (16) e (17), enquanto que os termos do lado direito podem ser capturados utilizando um conjunto de variáveis *dummy* 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 's, β_j 's, γ_j 's e de η , é possível construir estimativas das ofertas agregadas dos três tipos de trabalho para cada ano da amostra. Com estas 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.

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, o que não parece muito provável.

4. Descrição dos dados

No estudo foram utilizadas as PNAD's referentes ao período de 1981 a 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 da 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 INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor) do IBGE e do IGP (Índice Geral de Preços) do Ministério do Trabalho. Os salários mensais foram convertidos para salários horários a preços constantes em Reais de janeiro de 2002.

Os grupos educacionais foram definidos de forma a terem uma diferença de escolaridade fixa. Sendo assim, consideraram-se no grupo dos não qualificados, os trabalhadores com 4 anos de estudo; o grupo dos trabalhadores com qualificação intermediária compreende aqueles com 11 anos de estudo; qualificados são os que têm 15 anos de estudo. Os trabalhadores foram divididos também em 7 grupos etários. A divisão realizada foi a mesma que em 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, grupo de idade e grupo de qualificação. Só depois disso é que se preencheram as lacunas dos anos de 1991 e 1994 no banco de dados, por meio de interpolações.

Assim como os grupos de idade, as coortes dos indivíduos foram definidas para períodos de 5 anos. A primeira corresponde ao período entre os anos de 1921 e 1925. A última coorte compreende os anos de 1971 e 1975. 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 que 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 são os mesmos que foram descritos acima, entretanto, os grupos de qualificação foram constituídos de maneira diferente. Com o objetivo de obter medidas de ofertas de trabalho para toda a população, consideraram-se não qualificados os trabalhadores que tivessem até 4 anos de estudo; trabalhadores com qualificação intermediária, os que tivessem de 5 a 11 anos de estudo; qualificados, os que tivessem ao menos 12 anos de estudo.

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 tempo, usar o número de trabalhadores como medida da oferta de trabalho pode gerar viés se as horas trabalhadas por cada 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.

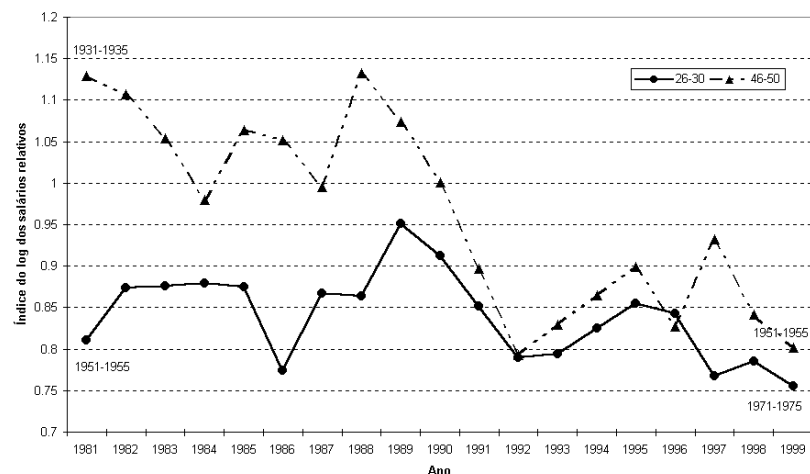
A primeira medida de oferta foi calculada da seguinte forma: primeiramente ajustou-se o salário horário de cada trabalhador para uma jornada de 44 horas semanais. O procedimento seguinte foi calcular o total de horas semanais trabalhadas em cada célula [Fernandes e Menezes-Filho (2001, p. 8)]. Dividiu-se esse total por 44, para que a medida de oferta represente 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, utilizou-se como base o

salário dos que possuem 4 anos de estudo; para os intermediários, utilizou-se como base o salário dos que têm 11 anos de estudo; para os qualificados, o salário 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. Este valor, que é invariante 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 em cada ano, grupo etário e grupo de qualificação, ponderando-se pela variável peso⁴, 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 trabalho⁵.



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

Figura 1: Diferenciais médios de salários entre trabalhadores intermediários e não qualificados – Grupos de idade 26-30 e 46-50 anos

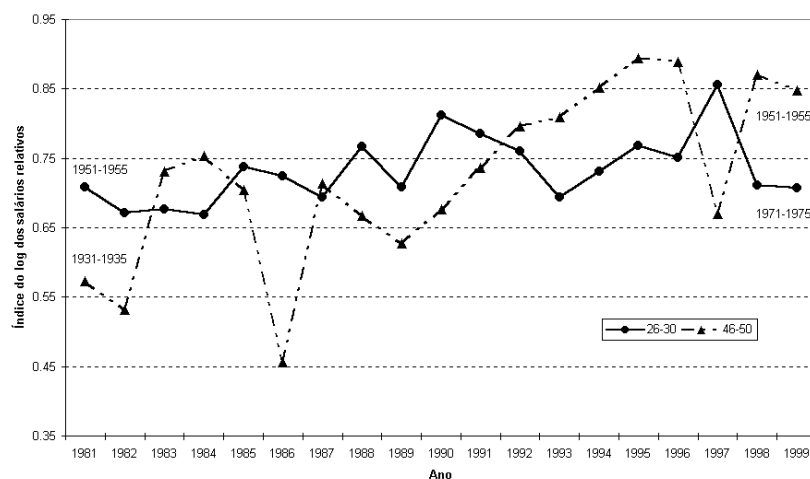
A figura 1 ilustra o diferencial médio de salários entre trabalhadores intermediários e não qualificados. Para o grupo de idade de 26 a 30 anos, o diferencial cresce em fins da década de 80, mas cai logo em seguida, no início da década seguinte. O mesmo diferencial volta a declinar levemente no final dos anos 90. 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 o período com um todo, a trajetória dos mesmos é de queda. O que se pode concluir da figura 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 90. Como o diferencial de salários médios entre esses trabalhadores e os não qualificados diminuiu ao longo

⁴ Utilizou-se essa variável para obter a amostra expandida.

⁵ 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 utilizando as horas trabalhadas, o mais correto seria estimar as horas para as pessoas que não estivessem ocupadas. Tal procedimento não foi realizado.

da década de 90, há indícios de que a oferta aumentou de forma a mais do que compensar o aumento de demanda.

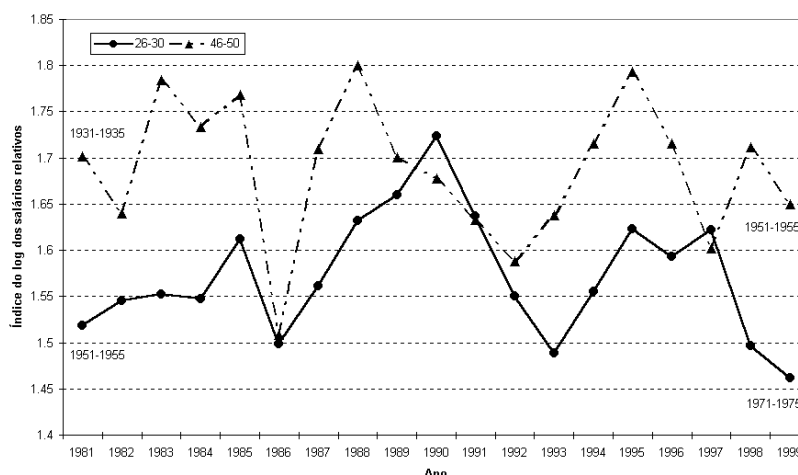
Percebe-se, pela figura 2, que os diferenciais médios de salários entre qualificados e intermediários para os indivíduos com idade entre 26 e 30 anos oscila em torno de 0,7 durante todo o período de análise. Apesar de muitas oscilações ao longo dos anos, o diferencial para os trabalhadores com idade entre 46 e 50 anos possui uma trajetória crescente no período.



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

Figura 2: Diferenciais médios de salários entre trabalhadores qualificados e intermediários – Grupos de idade 26-30 e 46-50 anos

A figura 3 ilustra os diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados. Para os que possuem entre 26 e 30 anos, há uma leve tendência de queda no diferencial, embora este oscile muito ao longo dos anos, com uma forte subida no final da década de 80, mas com uma queda ainda mais forte no início da de 90. Para os indivíduos de 46 a 50 anos, não há uma trajetória clara do diferencial, sendo que este varia muito também.



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

Figura 3: Diferenciais médios de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados – Grupos de idade 26-30 e 46-50 anos

5. Resultados

5.1. Modelo de coortes

Nesta seção apresentar-se-ão 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; com *dummies* de idade e uma tendência linear⁶. As coortes foram definidas para intervalos de cinco anos, assim como os grupos de idade. 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 5 anos.

Por economia de espaço, na tabela 1 são apresentados os resultados provenientes da segunda especificação descrita acima (com *dummies* de idade e de tempo), já que os coeficientes obtidos das três especificações foram positivos e/ou não significantes:

A primeira especificação de modelos inclui as ofertas relativas por grupo de idade e variáveis *dummy* de ano e de idade. Conforme dito anteriormente, o modelo em questão é sobreidentificado, pois existem três equações para estimar um parâmetro de interesse. Comparando os resultados obtidos pela primeira especificação nos três casos, percebe-se que os valores são bem diferentes (0,143; 0,110 e -0,075). 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 -0,075 corresponde a uma elasticidade de substituição entre os grupos etários de aproximadamente 13, o que é muito alto.

A segunda especificação de modelos inclui as ofertas relativas por grupo de idade e variáveis *dummy* de tempo (intervalos de 5 anos) e de idade. Cada equação apresentou um valor para $1/\sigma_A$ de 0,057; 0,104 e 0,069. Além de não serem valores próximos entre si, todos possuem sinal positivo. A terceira e última especificação de modelos substitui os efeitos referentes ao tempo (seja por ano ou intervalo de 5 anos) por uma tendência linear. Os valores encontrados, respectivamente, foram 0,168; 0,103 e -0,023. Novamente, apenas a estimativa de $1/\sigma_A$ proveniente da equação (14) apresentou o sinal esperado pelo modelo teórico. No entanto, um valor estimado de -0,023 corresponde a uma elasticidade de substituição de aproximadamente 43, valor que se pode considerar como sendo infinito.

O que se pode concluir até aqui é que as evidências apontam para uma perfeita substituição entre os grupos etários. Tal fato significa que, apesar de existirem retornos à experiência, trabalhadores (com um mesmo tipo de qualificação) de idades diferentes realizam as tarefas com igual eficiência. Ferreira (2002) também chegou a valores pouco conclusivos a respeito de $1/\sigma_A$, apesar do modelo do autor ser exatamente identificado (uma equação para estimar um parâmetro de interesse).

Um fato que pode explicar o sinal não esperado dos coeficientes e a não significância estatística de alguns deles, pode ser o fato de que as ofertas relativas variam para um mesmo grupo etário ao longo das coortes e também entre grupos dentro de uma mesma coorte. Ou seja, pode haver um componente de idade que faz com que não seja possível a identificação dos

⁶ 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 *dummy* de coorte nas regressões poderia causar problemas de colinearidade entre as variáveis explicativas.

coeficientes associados às ofertas relativas. Em outras palavras, pode haver problema de endogeneidade com as ofertas relativas de trabalho. Conforme mencionado no capítulo referente à metodologia deste estudo, essa hipótese é crucial para a identificação do parâmetro de interesse. Sérgio Ferreira associa esse componente de idade a um efeito de graduação tardia⁷.

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	0.057 (0.039)	0.104 (0.051)	0.069 (0.055)
Efeitos de tempo			
1981-1985	0.207 (0.047)	-0.143 (0.028)	0.076 (0.053)
1986-1990	0.144 (0.034)	-0.115 (0.029)	0.040 (0.035)
1991-1995	0.014 (0.020)	-0.067 (0.026)	-0.042 (0.029)
1996-1999			
Efeitos de idade			
26-30	-0.229 (0.091)	-0.003 (0.041)	-0.228 (0.098)
31-35	-0.159 (0.076)	-0.011 (0.040)	-0.151 (0.094)
33-40	-0.109 (0.062)	-0.031 (0.043)	-0.117 (0.081)
41-45	-0.081 (0.049)	-0.060 (0.045)	-0.109 (0.069)
46-50	-0.018 (0.040)	-0.052 (0.047)	-0.047 (0.055)
51-55	-0.029 (0.034)	-0.081 (0.044)	-0.073 (0.045)
56-60			
Constante	0.971 (0.065)	0.987 (0.095)	1.890 (0.155)
Número de observações	133	133	133
R ²	0.620	0.287	0.253

Fonte: Elaboração própria.

⁷ Para tratar desse possível problema, Ferreira (2002) 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. Assim, após a decomposição, as ofertas de trabalho não variarão entre idades, somente entre coortes. Na dissertação na qual se baseia este artigo, tal exercício foi realizado, no entanto, em virtude da falta de espaço, não foi possível reproduzi-lo aqui. Os resultados encontrados para a elasticidade de substituição entre grupos etários, após controlar pelo efeito de idade, apontaram novamente para valores infinitos do parâmetro. Ferreira (2002), por sua vez, encontrou valores próximos aos de Card e Lemieux (2001).

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.

De acordo com o modelo teórico empregado na análise, os dados sugerem ser a elasticidade de substituição entre os grupos de idade infinita, isto é, dentro das categorias de qualificação, os trabalhadores são substituídos de maneira perfeita. Mais ainda, no Brasil o que mais importaria na explicação dos diferenciais salariais seria o nível de instrução dos indivíduos. É claro que essa conclusão é baseada no modelo teórico empregado na análise. Um outro modelo poderia ser formulado, como por exemplo, algum que contemplasse elasticidades de substituição diferentes entre grupos de idade em cada categoria de qualificação, e/ou ainda, que considerasse que as elasticidades de substituição entre os níveis de qualificação fossem diferentes. Mas isto está além do escopo deste trabalho.

5.2. Ofertas agregadas

Chegar à conclusão de que a elasticidade de substituição entre os grupos etários é infinita não faz com que o trabalho se encerre por aqui. Sendo $(1/\sigma_A)=0$ e, portanto, $\sigma_A = \infty$, as equações (9), (10) e (11) transformam-se em:

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

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

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

As equações (18), (19) e (20) constituem um caso particular do modelo empregado neste estudo.

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 infinita⁸. A tabela 2 apresenta os resultados da estimação das equações (18), (19) e (20).

Tabela 2: Estimação das equações (18), (19) e (20)

	Intermediários/ Não qualificados	Qualificados/ Intermediários	Qualificados/ Não qualificados
Oferta agregada relativa	-0.719 (0.012)	-0.613 (0.015)	-0.667 (0.006)
Tendência	0.038 (0.000)	-0.002 (0.002)	0.032 (0.001)
Número de observações	133	133	133

⁸ 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.

R^2	0.993	0.986	0.996
-------	-------	-------	-------

Fonte: *Elaboração própria.*

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

As especificações incluem, além das ofertas agregadas relativas de trabalho, uma tendência linear, que corresponde a um efeito demanda sobre os salários relativos. As estimativas obtidas pelas três equações para $(1/\sigma_E)$ foram $-0,719$; $-0,613$ e $-0,667$. Isso quer dizer que uma variação percentual de 1% nas ofertas agregadas relativas diminui o diferencial salarial em aproximadamente 0,7%. Todos os parâmetros são significantes a 5% e correspondem às respectivas elasticidades de substituição entre os grupos de qualificação⁹: 1,39; 1,63 e 1,50.

6. Simulações

Nesta seção são apresentadas algumas simulações realizadas com os resultados obtidos na seção anterior. A primeira delas foi calcular as demandas relativas pelos 3 tipos de trabalho para verificar qual teria sido a evolução dessas ao longo do período considerado na análise. A segunda, com base nas demandas calculadas, construíram-se as ofertas relativas que tornariam nulos os diferenciais médios de salário entre as diferentes categorias de qualificação.

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:

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

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

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

O efeito demanda é identificado conjuntamente pela tendência linear e pelo termo aleatório dos modelos. Para se construir o segundo membro das equações, consideraram-se, respectivamente, os seguintes valores para $(1/\sigma_E)$: $-0,613$; $-0,719$ e $-0,667$. As figuras 4, 5 e 6 ilustram a demanda relativa, para trabalhadores com idade entre 26 e 30 e 46 e 50 anos, por trabalho intermediário e não qualificado, qualificado e intermediário, e qualificado e não qualificado.

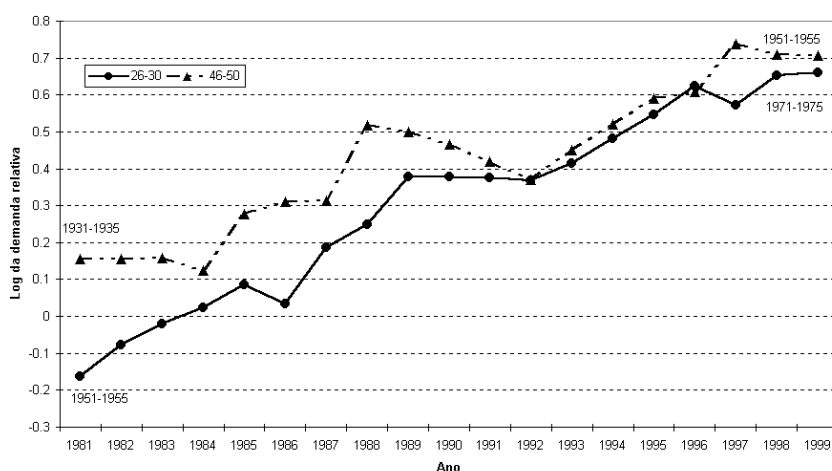
⁹ Ferreira (2002), após utilizar uma medida específica por coortes no lugar de ofertas relativas por ano e grupo de idade, obtém valores de $(1/\sigma_A)$ próximos a $-0,220$; o que corresponde a uma elasticidade de substituição parcial entre grupos etários de aproximadamente 4,5. No segundo estágio 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 (2002) obteve estimativas para $(1/\sigma_E)$ de aproximadamente $-0,64$, valor muito próximo dos obtidos neste trabalho, assumindo perfeita substitutabilidade entre os grupos de idade.

Em 1981, o logaritmo natural da oferta relativa¹⁰ 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 $-0,16$ para aqueles e de $0,15$ para estes. Ou seja, os dados sugerem 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, $0,66$ e $0,70$. Apesar de, em 1999, os índices de demanda relativa serem maiores do que os de oferta, conclui-se que a oferta relativa cresceu mais do que a demanda ao longo do período.

No caso das ofertas e demandas por trabalho qualificado e intermediário, os valores são os seguintes: $-1,21$ para a oferta relativa de indivíduos com idade entre 26 e 30 e $-1,18$ para os que possuíam entre 46 e 50 anos em 1981. Já os valores referentes às demandas relativas são de $0,01$ para os que possuíam entre 26 e 30, e $-0,12$ para os que tinham entre 46 e 50 anos 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 anos. Os valores de demanda relativa eram, respectivamente, $-0,17$ e $-0,03$.

Nesse caso, para os trabalhadores com idade entre 26 e 30, tanto a oferta, quanto a demanda relativa decresceram ao longo do período de análise. Contudo, o índice de oferta relativa caiu $0,56$; enquanto que o de demanda, $0,16$. 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 mais do que a demanda relativa ($0,17$; contra $0,09$).



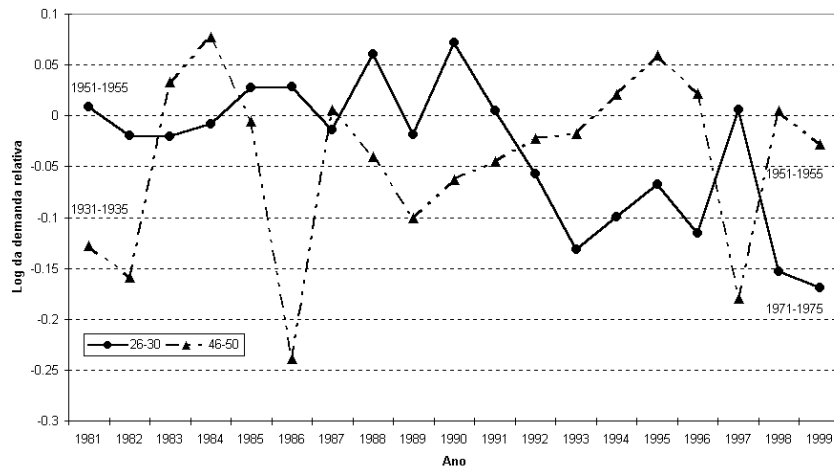
Fonte: *Elaboração própria com dados da Pnad*

Figura 4: Evolução da demanda relativa por trabalho intermediário e não qualificado – Grupos de idade 26-30 e 46-50 anos

A figura 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 $0,56$ (aproximadamente 56%), saltando de $-0,14$ 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 oferta relativa cresceu a uma taxa maior do que a demanda relativa. No caso do grupo de trabalhadores na faixa

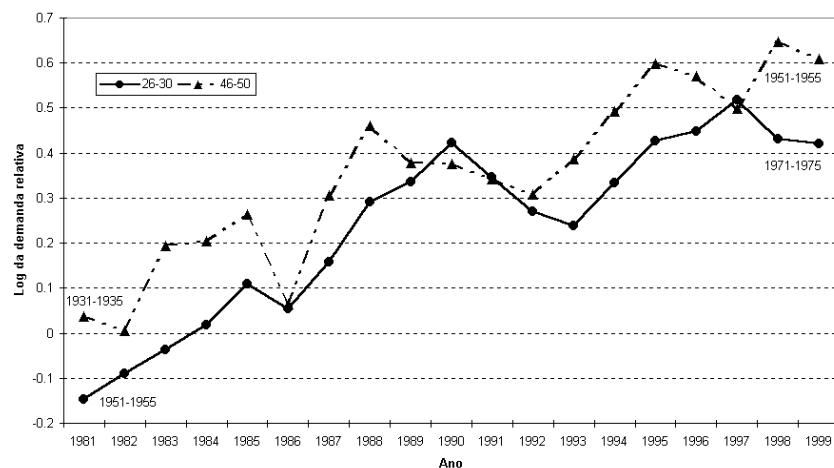
¹⁰ Os gráficos das ofertas relativas de trabalho não foram aqui reproduzidos por falta de espaço.

de 46 a 50 anos, o índice de demanda relativa cresceu de 0,03 em 1981 para 0,61 em 1999 (aumento de 0,58). Já o de oferta relativa, subiu de -3,06 em 1981 a -1,72 em 1999 (aumento de 1,34). Assim como no grupo de 26 a 30 anos, a oferta relativa cresceu mais do que proporcionalmente à demanda.



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

Figura 5: Evolução da demanda relativa por trabalho qualificado e intermediário – Grupos de idade 26-30 e 46-50 anos



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

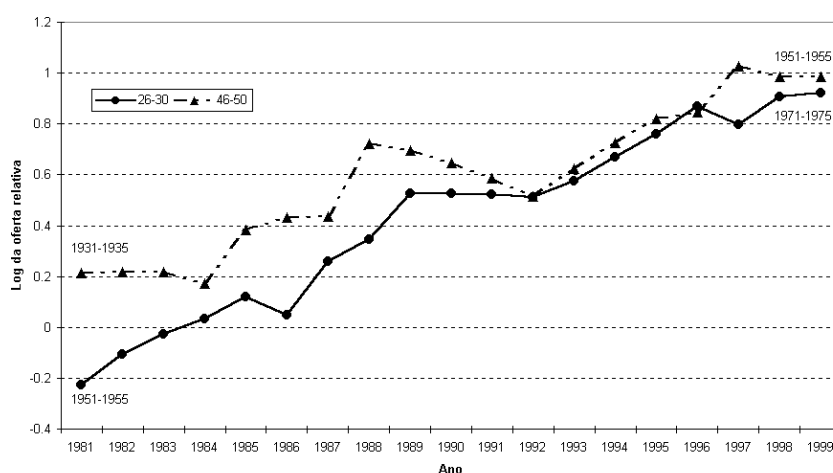
Figura 6: Evolução da demanda relativa por trabalho qualificado e não qualificado – Grupos de idade 26-30 e 46-50 anos

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 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 3 categorias de qualificação.

A figura 7 ilustra a simulação de oferta relativa para trabalhadores intermediários e não qualificados. É possível notar que a oferta está aumentando no sentido de diminuir os diferenciais de salários. A explicação para este 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 etário 26-30 anos, o índice de oferta variou de $-0,66$ a $0,59$; variação positiva de $1,25$. Em compensação, a oferta que anulava o diferencial médio de salários teve um aumento de $1,15$ (de $-0,23$ a $0,92$). No caso do grupo de idade 46-50 anos, o índice de oferta teve um acréscimo de $1,17$; enquanto que a oferta simulada, um acréscimo de $0,77$.



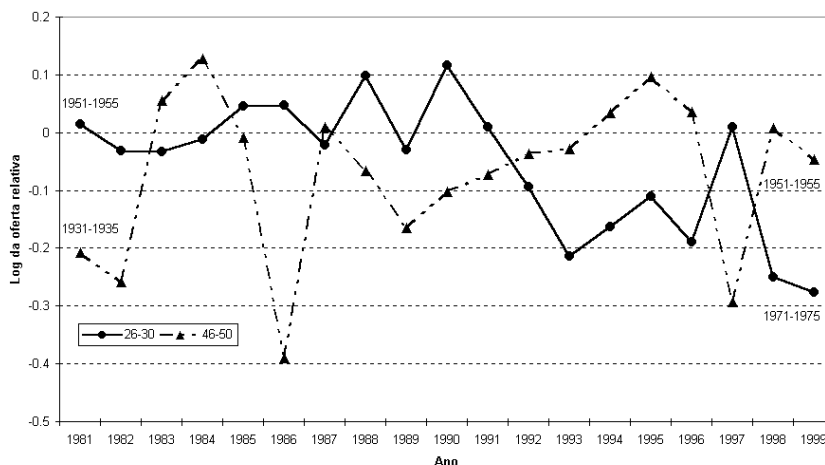
Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

Figura 7: Evolução da oferta relativa que anulava o diferencial médio de salários entre trabalhadores intermediários e não qualificados – Grupos de idade 26-30 e 46-50 anos

A figura 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 idade 26-30 anos, o 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 $-0,28$ (de $0,01$ para $-0,27$). Para o grupo etário 46-50 anos, a variação dos índices foi positiva e a mesma ($0,17$). O da oferta passou de $-1,18$ para $-1,01$; enquanto que o da oferta que anulava o diferencial de salário, de $-0,21$ para $-0,04$.

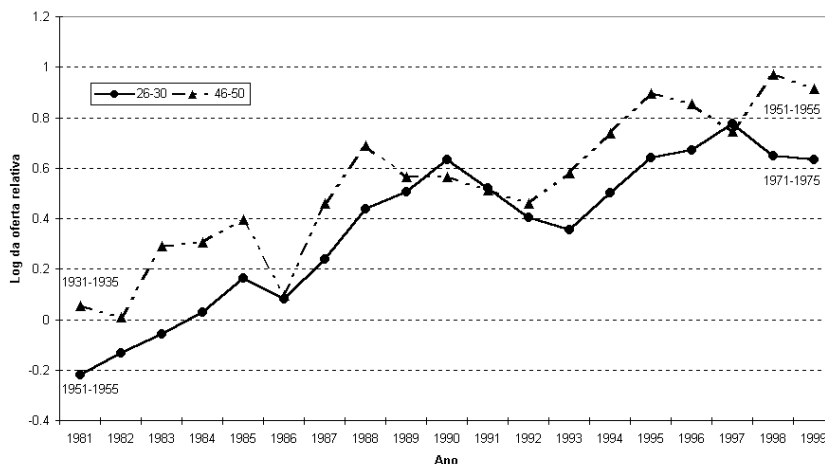
A figura 9 contém a evolução das ofertas relativas, dos mesmos grupos etários, que tornariam nulos os diferenciais médios de salários entre qualificados e não qualificados. No caso dos trabalhadores mais jovens, o índice de oferta relativa subiu de $-1,87$ para $-1,18$ entre os anos de 1981 e 1999, ou seja, aproximadamente 69 %. Em compensação, o índice da oferta simulada apresentou uma taxa de aumento de aproximadamente 85 % (de $-0,22$ para $0,63$). 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 0,05 a 0,91 (aproximadamente 86 % de aumento).



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

Figura 8: Evolução da oferta relativa que anularia o diferencial médio de salários entre trabalhadores qualificados e intermediários – Grupos de idade 26-30 e 46-50 anos



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

Figura 9: Evolução da oferta relativa que anularia o diferencial médio de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados – Grupos de idade 26-30 e 46-50 anos

7. Conclusões

Neste trabalho, 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 pelo menos um ano de ensino superior cresceu levemente até as gerações nascidas no início dos anos 50. 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 60.

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 80, porém cresceu muito na década de 90.

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 que teve a abertura comercial do início da década de 90 sobre o mercado de trabalho no Brasil. Neste estudo, contudo, adota-se a hipótese simplista de que a demanda de trabalho pode ser representada por uma tendência linear, para que se verifique apenas o impacto das ofertas relativas sobre os diferenciais de salários. No final do artigo, contudo, 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 demanda e oferta 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 etários 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 50. 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.

Os resultados apontaram elasticidades de substituição entre grupos de idade muito elevadas, podendo-se considerá-las infinitas, enquanto que os mesmos apontaram elasticidades de substituição entre os grupos de qualificação de aproximadamente 1,5¹¹.

¹¹ Mesmo seguindo a sugestão de Ferreira (2002), de que talvez existissem fatores que atrapalhassem a identificação de efeitos de coorte na explicação que as ofertas relativas teriam sobre o diferencial de salários, os resultados não

Em relação às simulações realizadas, pode-se afirmar que a demanda relativa por trabalho intermediário e não qualificado, assim como a demanda por trabalho qualificado e não qualificado, cresceu para todos os grupos etários ao longo do período de análise. Tal fato corrobora o que foi afirmado anteriormente neste trabalho, 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 indica que, apesar de ter crescido a demanda por mão-de-obra qualificada, a demanda por mão-de-obra intermediária cresceu ainda mais, de forma a compensar aquele aumento.

Para finalizar, algumas limitações deste trabalho podem ser melhor 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. A hipótese de que a elasticidade de substituição entre todos os grupos de qualificação é a mesma nos parece ser bastante restritiva. Muito mais restritiva é a hipótese de que a elasticidade de substituição entre os grupos de idade (além disso, para os três níveis de qualificação) seja a mesma. Mas é claro que contemplar tais fatos exigiria um modelo teórico mais complexo do que o empregado neste estudo.

Um outro avanço que poderia ser realizado seria com relação a levar em conta a qualidade da educação auferida pelas pessoas, não apenas a quantidade, medida pelos anos de estudo das mesmas. É sabido que o sistema educacional brasileiro possui algumas distorções, em 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.

8. Referências Bibliográficas

- CARD, D. e T. LEMIEUX. 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. 705-46, 2001.
- FERNANDES, R. e N. MENEZES-FILHO. Escolaridade e demanda relativa por trabalho: uma avaliação para o Brasil nas décadas de 80 e 90. Universidade de São Paulo, mimeo, 2001.
- FERREIRA, S. G. *The evolution of the college-high school wage differential for males in Brazil: does an increasing supply of college-educated labor explain it?* Department of Economics. University of Wisconsin-Madison, 2002.
- FURTADO, C. *Um projeto para o Brasil*. Rio de Janeiro, Editora Saga, 1968.
- HAMMERMESH, D. *Labor demand*, Princeton: Princeton University Press, 1993.
- KATZ, L. F. e K. M. MURPHY. 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*. Expressão e Cultura, 1973.

apontaram para um valor finito da elasticidade de substituição entre os grupos etários. Dessa forma, assumiu-se que a referida elasticidade fosse infinita e estimou-se um modelo particular, em que os diferenciais de salários dependem apenas de um componente de demanda e outro de oferta agregada.

MENEZES-FILHO, N. Educação e Desigualdade em LISBOA e MENEZES-FILHO (eds) *Microeconomia e Sociedade no Brasil*, EPGE-FGV, Rio de Janeiro, 2001a, p. 13-49.

MENEZES-FILHO, N. A Evolução da Educação no Brasil e seu Impacto no Mercado de Trabalho. Instituto Futuro Brasil. Disponível em <http://www.ifb.org.br>, p. 1-41, 2001b.

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

ROSSI-JUNIOR, J. L. e P. C. FERREIRA. Evolução da Produtividade Industrial Brasileira e Abertura Comercial. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 29, n. 1, 1999.

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