

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO  
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA  
PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

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

Alexandre Augusto Seijas de Andrade

Orientador: Prof. Dr. Naercio Aquino Menezes-Filho

São Paulo  
Setembro de 2003

Prof. Dr. Adolpho Jose Melfi  
Reitor da Universidade de São Paulo

Profa. Dra. Maria Tereza Leme Fleury  
Diretora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Profa. Dra. Elizabeth Maria Mercier Querido Farina  
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Naercio Aquino Menezes-Filho  
Coordenador de Pós-Graduação em Teoria Econômica

ALEXANDRE AUGUSTO SEIJAS DE ANDRADE

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

*Dissertação apresentada ao Departamento  
de Economia da Faculdade de Economia,  
Administração e Contabilidade da  
Universidade de São Paulo como parte dos  
requisitos para a obtenção do título de  
Mestre em Teoria Econômica.*

Orientador: Prof. Dr. Naercio Aquino Menezes-Filho

São Paulo  
Setembro de 2003

## **FICHA CATALOGRÁFICA**

Elaborada pela Seção de Publicações e Divulgação do SBD/FEA/USP

Andrade, Alexandre Augusto Seijas de  
O Papel da Oferta de Trabalho no Comportamento dos Retornos à  
Educação no Brasil / Alexandre Augusto Seijas de Andrade  
São Paulo – FEA/USP 2003  
82 f.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2003  
Bibliografia

1. Educação 2. Desigualdade Salarial 3. Oferta de Trabalho  
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP  
II. Título

CDD – 331.2

Aos meus pais, Cesar Augusto e Maria Luisa

## Agradecimentos

Quero agradecer ao Prof. Naercio Aquino Menezes-Filho, pela orientação e suporte que me deu ao longo da execução deste trabalho e também pela paciência que teve em me ajudar com a elaboração do banco de dados e pelas coisas que aprendi no convívio que tive com ele.

Quero agradecer também aos professores Reynaldo Fernandes e André Portela de Souza, pelos comentários e sugestões que me deram no exame de qualificação e nas conversas informais que tive com eles nos corredores e salas de aula da FEA.

Agradeço também aos meus amigos do mestrado e doutorado da FEA Eduardo Rodrigues, Adriano Pitoli, Carlos Assato, Aquiles Kalatzis, Leonardo Marques, Priscilla Flori, Fernando Postali, Luiz Cherman, Luiz Cláudio Barcelos, Sergio Sakurai, Robson Pereira, André Chagas, Guilherme Garcia, Gustavo Barros, Alan de Genaro Dario, Ricardo Pires, Valente Matlaba, Walter Lier, José Carlos, Gustavo Gomes e Matheus Magalhães pelas conversas e discussões sobre economia, política, futebol e outros temas relevantes que tivemos ao longo do período do mestrado.

Também quero agradecer a três professores, Carlos Azzoni, Vera Fava e Raul Cristóvão dos Santos, pela amizade e ajuda que me deram em alguns momentos.

Agradeço também à minha família, em especial à minha mãe e a meu pai, que mesmo tendo falecido no ano passado, deve estar satisfeito, onde quer que esteja. Sempre recebi muito apoio dos dois e tenho certeza de que estão muito contentes por mais essa etapa da vida cumprida.

Por fim, gostaria de agradecer à CAPES pela bolsa de estudos concedida e à FIPE, por auxílio dado a atividades relacionadas à docência.

# Sumário

I. Introdução.....	12
II. Revisão da literatura.....	16
III. Modelo e Metodologia.....	26
1. Referencial teórico.....	26
2. Metodologia.....	29
A - Instrumental teórico.....	29
B - Implementação.....	33
IV. Estimação.....	36
1. Descrição dos dados.....	36
A - Ofertas de trabalho.....	39
B - Salários.....	44
2. Evolução dos diferenciais de salários e das ofertas relativas por grupos de idade.....	49
A - Diferenciais de salários por idade.....	49
B - Efeitos de coorte nos prêmios salariais.....	51
3. Estimativas.....	55
V. Conclusões.....	78
VI. Referências Bibliográficas.....	81

## Lista de figuras

Figura 1: Educação e desigualdade.....	18
Figura 2: Composição educacional da força de trabalho.....	19
Figura 3: Ofertas relativas de educação.....	20
Figura 4: Diferenciais de rendimentos por nível educacional.....	21
Figura 5: Retorno à educação no Brasil.....	23
Figura 6: Evolução da educação por coortes no Brasil.....	24
Figura 7: Ofertas relativas de trabalho entre trabalhadores intermediários e não qualificados - Grupos de idade 26-30 e 46-50.....	40
Figura 8: Ofertas relativas de trabalho entre trabalhadores qualificados e intermediários - Grupos de idade 26-30 e 46-50.....	40
Figura 9: Ofertas relativas de trabalho entre trabalhadores qualificados e não qualificados - Grupos de idade 26-30 e 46-50.....	41
Figura 10: Estrutura etária das ofertas relativas de trabalho entre trabalhadores intermediários e não qualificados.....	42
Figura 11: Estrutura etária das ofertas relativas de trabalho entre trabalhadores qualificados e intermediários.....	43
Figura 12: Estrutura etária das ofertas relativas de trabalho entre trabalhadores qualificados e não qualificados.....	43
Figura 13: Diferenciais médios de salários entre trabalhadores intermediários e não qualificados - Grupos de Idade 26-30 e 46-50.....	45
Figura 14: Diferenciais médios de salários entre trabalhadores qualificados e intermediários - Grupos de Idade 26-30 e 46-50.....	45
Figura 15: Diferenciais médios de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados - Grupos de Idade 26-30 e 46-50.....	46
Figura 16: Estrutura etária dos diferenciais médios de salários entre trabalhadores intermediários e não qualificados.....	47
Figura 17: Estrutura etária dos diferenciais médios de salários entre trabalhadores qualificados e intermediários.....	48
Figura 18: Estrutura etária dos diferenciais médios de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados.....	48
Figura 19: Perfil das ofertas relativas de trabalho por grupo etário.....	63
Figura 20: Perfil das ofertas relativas de trabalho por ano de nascimento.....	63
Figura 21: Ofertas agregadas relativas entre trabalhadores intermediários e não qualificados.....	73
Figura 22: Ofertas agregadas relativas entre trabalhadores qualificados e intermediários.....	74
Figura 23: Ofertas agregadas relativas entre trabalhadores qualificados e não qualificados.....	74



## Lista de tabelas

Tabela 1: Composição das coortes dos indivíduos .....	37
Tabela 2 Decomposição dos diferenciais de salários entre trabalhadores homens (intermediários e não qualificados) .....	50
Tabela 3: Decomposição dos diferenciais de salários entre trabalhadores homens (qualificados e intermediários) .....	50
Tabela 4: Decomposição dos diferenciais de salários entre trabalhadores homens (qualificados e não qualificados).....	51
Tabela 5: Decomposição dos diferenciais de salários entre trabalhadores homens (intermediários e não qualificados) .....	52
Tabela 6: Decomposição dos diferenciais de salários entre trabalhadores homens (qualificados e intermediários) .....	53
Tabela 7: Decomposição dos diferenciais de salários entre trabalhadores homens (qualificados e não qualificados).....	54
Tabela 8: Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores intermediários e não qualificados, por grupo de idade e ano .....	56
Tabela 9: Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e intermediários, por grupo de idade e ano .....	57
Tabela 10: Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados, por grupo de idade e ano .....	58
Tabela 11: Decomposição das ofertas relativas de trabalho em efeitos de idade e de coorte [Equações (20a), (20b) e (20c)] .....	62
Tabela 12: Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores intermediários e não qualificados, por grupo de idade e ano, adotando o procedimento de Sérgio Ferreira .....	65
Tabela 13: Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e intermediários, por grupo de idade e ano, adotando o procedimento de Sérgio Ferreira .....	66
Tabela 14: Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados, por grupo de idade e ano, adotando o procedimento de Sérgio Ferreira .....	67
Tabela 15: Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores intermediários e não qualificados, por grupo de idade e ano, instrumentalizando as ofertas relativas de trabalho .....	69
Tabela 16: Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e intermediários, por grupo de idade e ano, instrumentalizando as ofertas relativas de trabalho .....	70
Tabela 17: Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados, por grupo de idade e ano, instrumentalizando as ofertas relativas de trabalho .....	71
Tabela 18: Estimação da equação (25) (intermediários e não qualif.) .....	75
Tabela 19: Estimação da equação (24) (qualif. e intermediários) .....	76
Tabela 20: Estimação da equação (26) (qualif. e não qualif.) .....	76

## Resumo

A proporção de trabalhadores com ensino médio cresceu 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 para trabalhadores de todas as idades. No presente estudo, busca-se uma relação causal entre os prêmios salariais e a evolução das ofertas de trabalho. Utiliza-se um modelo teórico em que a função de produção depende apenas do fator trabalho. A estimação compreende dois estágios, em que no primeiro encontra-se uma estimativa para a elasticidade de substituição entre grupos de idade. No segundo estágio, recupera-se novamente a elasticidade de substituição entre grupos de idade, mas encontra-se também um valor para a elasticidade de substituição entre grupos de qualificação. Os valores para a elasticidade de substituição entre grupos etários encontrados no primeiro estágio foram muito altos, podendo-se considerá-los infinitos. Mesmo controlando as ofertas de trabalho por efeitos de idade, as estimativas encontradas continuaram sendo infinitas. Realizando um procedimento parecido com o de Katz e Murphy (1992), encontrou-se uma elasticidade de substituição entre grupos de qualificação de aproximadamente 1,5.

## Abstract

The proportion of workers with a high school degree has grown very fast during the last two decades. At the same time, the proportion of workers with a college degree has been stabilized since the early 80's and the college wage premium is growing for workers of all ages. The present study searches for a causal relationship between the evolution of the wage gaps and the relative supply of labor. The theoretical model uses a production function that depends only on labor. The estimation follows a two stages process. At the first one, an elasticity of substitution between age groups is obtained. At the second stage, the same elasticity is obtained but it is also found an elasticity of substitution between school groups. The estimates of the elasticity of substitution between age groups at the first stage of the process were so high, that they were considered infinite. Even controlling the relative supplies by age effects, the estimates did not change. Following a procedure like Katz & Murphy (1992), elasticities of substitution between school groups of approximately 1,5 were found.

## I. Introdução

A questão da desigualdade sempre esteve entre uma das mais debatidas em economia. Os economistas preocupam-se com as causas e as consequências deste fenômeno, que representa a diferença entre os níveis de renda auferidos pelos indivíduos de uma sociedade.

A literatura sobre os efeitos da educação nos rendimentos dos trabalhadores no mercado de trabalho 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. Entre o final da década de 80 e início da de 90, o assunto voltou a ser discutido por autores com pretensões de retomar os estudos iniciados entre as décadas de 60 e 70, extendendo a análise para a década de 80.

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, apesar da participação de pessoas com ensino elementar avançado e superior também ter crescido, tais valores estão praticamente estagnados desde o início dos anos 70. Considerando-se que as pessoas ingressam no ensino superior por volta dos 20 anos, a passagem para o ensino superior diminuiu a partir das gerações nascidas no início da década de 50.

O interesse deste trabalho 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.

Dois trabalhos recentes analisam o efeito de mudanças nas ofertas de trabalho sobre os retornos à educação. O primeiro, de Card e Lemieux (2001), faz um estudo para três países:

Estados Unidos, Reino Unido e Canadá. O segundo, de Ferreira (2002), utiliza a mesma metodologia para um país em desenvolvimento, no caso, o Brasil.

Na verdade, 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. 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 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 variavam de 1,1 a 1,6. Ao longo do processo de estimação, os autores assumem que a estrutura da demanda de trabalho permanece inalterada.

Neste trabalho dividem-se os trabalhadores brasileiros em três categorias de qualificação: não qualificados, intermediários e qualificados. Tal divisão baseou-se em critérios de escolaridade dos trabalhadores. Mais adiante no trabalho serão discutidos tais critérios.

Os dados mostram que os diferenciais de salários entre trabalhadores intermediários e não qualificados e entre qualificados e não qualificados diminuíram ao longo das duas últimas décadas. Por sua vez, as ofertas relativas entre esses grupos aumentaram, principalmente pela redução da proporção de indivíduos com baixa qualificação na força de trabalho.

Os desníveis salariais entre trabalhadores qualificados e intermediários cresceram ao longo das décadas de 80 e 90. As ofertas relativas entre esses dois grupos, no entanto, diminuíram, em virtude de o número de pessoas com ensino superior estar estagnado desde o início da década de 80 e o número de pessoas com ensino médio concluído estar aumentando continuamente ao longo do tempo.

A metodologia empregada na análise é a mesma utilizada por Card e Lemieux (2001) e por Ferreira (2002). 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.

O banco de dados foi construído para o período de 1981 a 1999. Os indivíduos foram agrupados em um painel de 21 células para cada ano (7 grupos de idade e 3 grupos de qualificação).

A estrutura da dissertação é a seguinte: no capítulo II faz-se uma breve revisão da literatura a respeito da desigualdade no Brasil. Discute-se em especial o papel da educação sobre a desigualdade de renda e rendimentos provenientes do trabalho. Os dados mostram que a educação influencia mais a desigualdade de salários do que a desigualdade de renda. Discorre-se também a respeito da evolução da composição educacional da força de trabalho no Brasil e do diferencial de rendimentos. Em parte, os diferenciais de rendimentos refletem o comportamento das ofertas relativas de trabalho.

No capítulo III apresentam-se o modelo teórico e a metodologia utilizados. Como já mencionado, 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). Na dissertação, 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.

No capítulo IV são dadas explicações sobre a construção do banco de dados e os resultados obtidos do processo de estimação. Por fim, no capítulo V, são apresentadas as conclusões do trabalho.

## II. Revisão da literatura

O debate em relação às causas da desigualdade de renda no Brasil sempre foi muito intenso. Uma das principais questões que se coloca desde o início da discussão diz respeito à influência que a educação teria na explicação da desigualdade de renda existente no Brasil.

De um lado existem autores que defendem ser a educação a principal causa da desigualdade verificada no país, pois ela gera diferenças de produtividade entre os trabalhadores que perdurarão por todo o seu ciclo de vida. Por sua vez, existem aqueles que entendem ser o acesso à propriedade (terra e capital) e as políticas salariais definidas pelo governo, incluindo a do salário mínimo, os principais fatores que explicam a desigualdade.

Um dos principais defensores da primeira corrente é Langoni. Segundo Menezes-Filho (2001b), ele foi provavelmente o primeiro a utilizar microdados em trabalhos aplicados para o Brasil. No trabalho que Langoni fez em 1970, o autor analisou a taxa de retorno da educação no Brasil através do censo de 1960 e a Pnad de 1969 e a comparou com a taxa de retorno do investimento em capital físico. A sua principal conclusão foi que a taxa de retorno em capital humano era superior à taxa de retorno no investimento em capital físico. O aumento da qualificação da mão-de-obra poderia causar impactos positivos significativos na taxa de crescimento do PIB e uma diminuição da desigualdade de renda. Uma de suas proposições era que se instituisse uma política de qualificação da força de trabalho, tendo em vista a acumulação de capital tecnológico e a utilização de novas tecnologias e processos de produção.

Em um outro estudo, realizado em 1973, Langoni utiliza como base de dados, além dos censos de 1960 e 1970, a base de dados decorrente da lei dos 2/3 e os dados de arrecadação do imposto de renda. O autor concluiu haver uma tendência ascendente na concentração de renda no Brasil ao longo da década de 60, com o aumento significativo da parcela apropriada pelos 10% mais ricos da população. Diferentemente de Fishlow (1972), o autor minimiza a importância da política salarial ocorrida principalmente na segunda metade da década de 60, argumentando que todas as parcelas da distribuição obtiveram aumentos de renda real entre 1960 e 1970.

Langoni enfatiza, portanto, a importância da desigualdade educacional no processo de concentração de renda ocorrido entre 1960 e 1970.



De acordo com Menezes-Filho (2001a), o livro de Langoni causou forte reação na academia brasileira. Tal reação foi sistematizada pelos autores defensores da segunda corrente exposta acima, ou seja, de que o acesso à propriedade e as políticas salariais definidas pelo governo são os principais fatores determinantes da desigualdade no Brasil. Por exemplo, Wells (1978 *apud* Menezes-Filho 2001a) afirma que o principal responsável pelo aumento da desigualdade ao longo dos anos 60 foi a política salarial, pois o Brasil era abundante em mão-de-obra não qualificada, sem a existência de sindicatos fortes ou uma política de salário mínimo. Bacha afirma ter havido um descolamento dos salários dos gerentes e dos demais trabalhadores, dessa forma “é a hierarquia, e não a qualificação, a variável-chave para explicar a abertura do leque salarial na década de sessenta” [Bacha (1978, p. 151) *apud* Menezes-Filho (2001a, p. 26)].

Outros autores questionam a interpretação causal dada à correlação observada entre educação e rendimentos e chamam a atenção para o fato de uma parcela importante da variância permanecer inexplicada, especialmente entre pessoas de mesmo nível educacional. Isso se daria, entre outras coisas, porque tanto educação quanto oportunidades de trabalho seriam influenciadas por uma terceira variável, independente delas, constituída pela riqueza das famílias e pela distribuição desigual anterior da propriedade e do capital.

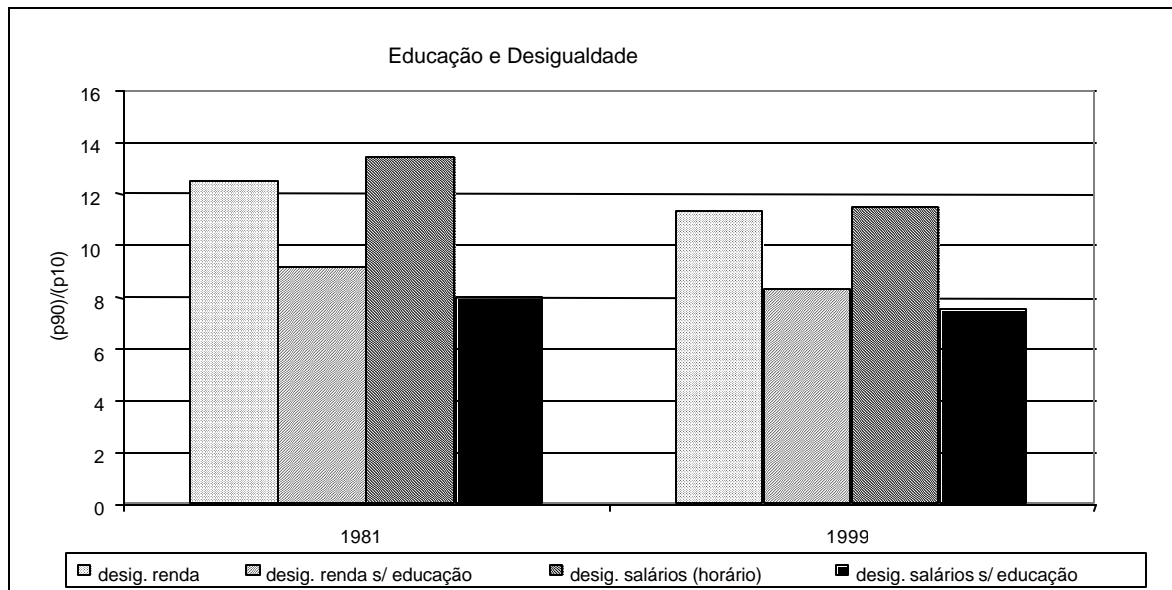
Na década de 80 o debate sobre as causas da desigualdade no Brasil perde relevância na academia e na sociedade, em função da preocupação com temas macroeconômicos, como inflação e dívida externa. O tema reaparece somente no final da década, com estudos de alguns autores que passaram a utilizar dados das Pnads<sup>1</sup> com pretensões de estender os estudos iniciais sobre a desigualdade para as décadas de 80 e 90.

A influência que a educação teria ao explicar a desigualdade de renda existente no Brasil gerou sempre algumas controvérsias entre os autores que estudam o assunto. Na década de 70 esse assunto foi muito debatido na literatura. Na década de 90 o tema foi retomado com os artigos de Reis e Barros (1991) e Leal e Werlang (1991) e discutido em outros estudos de Ricardo Barros e seus co-autores [ver, por exemplo, Barros *et al.*, 2000 *apud* Menezes-Filho (2001a, p. 27)].

---

<sup>1</sup> Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares do IBGE

**Figura 1**



Fonte: Menezes Filho (2001b)

A figura 1 mostra a importância da educação para explicar a desigualdade de rendimentos e salários no Brasil para os anos de 1981 e 1999. É possível visualizar que, em 1981, uma pessoa no topo da distribuição de rendimentos mensais (90.º percentil) ganhava cerca de 12 vezes mais que uma pessoa no 10.º percentil. Descontando o efeito da educação sobre os diferenciais de rendimentos, a diferença cai para 9 vezes, o que equivale dizer que a educação explicaria em torno de 26% da desigualdade. Em 1999, uma pessoa no topo da distribuição recebia 11,5 vezes mais do que uma pessoa no 10.º percentil da distribuição. No entanto, a educação continua “explicando” algo equivalente a 26% da desigualdade. Pode-se concluir que a influência da educação permaneceu constante.

Examinando a distribuição de rendimentos provenientes do trabalho (normalizados pela jornada), a situação é diferente<sup>2</sup>. Em 1981, a desigualdade salarial entre o 90.º e o 10.º percentil situava-se em torno de 13,5 vezes. A educação, por sua vez, “explicava” 40% desse valor. A desigualdade de rendimentos provenientes do trabalho caiu para 11,5 vezes em 1999, porém, a parcela não explicada pela educação permaneceu constante. Ou seja, a queda observada na desigualdade está relacionada à educação, todavia os outros determinantes permaneceram inalterados.

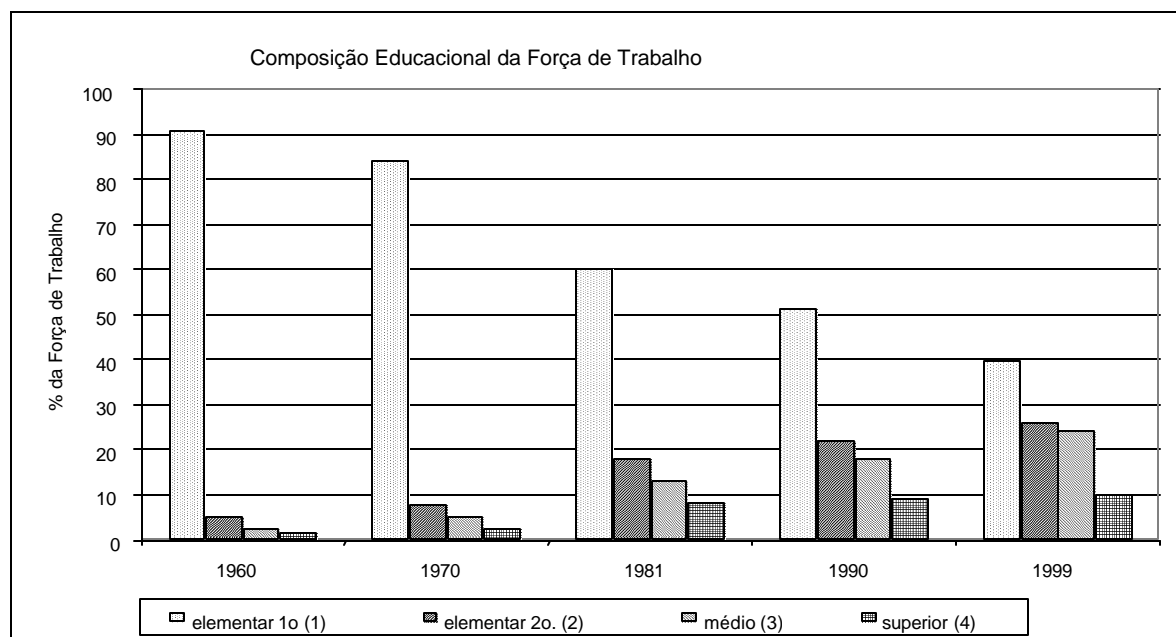
<sup>2</sup> Os rendimentos do trabalho incluem os rendimentos dos trabalhadores por conta própria ou autônomos

Assim, percebe-se que as diferenças educacionais explicam mais a dispersão de rendimentos associados ao trabalho do que a dispersão de rendimentos em geral.

Langoni, em seu livro de 1973, chamou a atenção para o papel que a evolução da oferta e da demanda por educação no Brasil teria em explicar os diferenciais de salários provenientes da educação. Segundo o autor, na década de 60 haveria pouca oferta de mão-de-obra mais educada no país. Some-se a esse fato a opção feita no processo de industrialização, de importar tecnologias estrangeiras que seriam intensivas não somente em capital, mas em mão-de-obra qualificada.

A figura 2 retrata a composição educacional da força de trabalho brasileira em 5 anos diferentes, quais sejam, 1960, 1970, 1981, 1990 e 1999.

**Figura 2**



Fonte Langoni (1973), e Menezes-Filho (2001b). 1960 e 1970 (censo), 1981, 1990 e 1999 (pnads). Pessoas economicamente ativas com rendimentos não nulos.

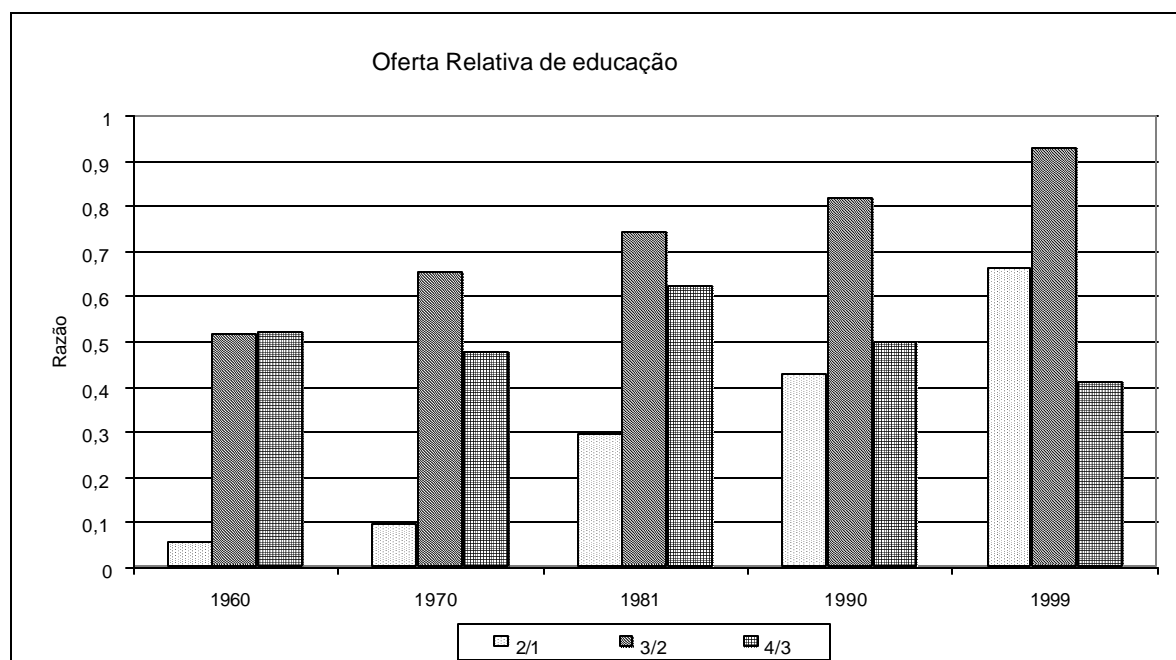
Em 1960, pouco mais de 90% da força de trabalho brasileira tinha somente o ensino elementar básico concluído, o que equivale a 4 ou menos anos de estudo. Esse percentual declina gradativamente ao longo dos anos, atingindo o valor de 40% em 1999. Já o percentual de trabalhadores com ensino elementar avançado (que possuem entre 5 e 8 anos de estudo) e ensino médio (entre 9 e 11 anos de estudo) aumenta continuamente ao longo do período

considerado. A parcela da força de trabalho com ensino elementar avançado passa de aproximadamente 5% para 25%. Já a referente ao ensino médio salta de 2,5% em 1960, para 24% em 1999.

A participação de trabalhadores com ensino superior na força de trabalho cresce de 1% em 1960 para 8% até o início da década de 80, sendo que a partir daí essa participação se mantém praticamente constante em torno de 10%.

Pode-se visualizar a informação contida na figura 2 em termos relativos. A figura 3 mostra as composições relativas de trabalhadores com ensino elementar avançado e elementar básico (2/1), ensino médio e elementar avançado (3/2), e ensino superior e ensino médio (4/3).

**Figura 3**

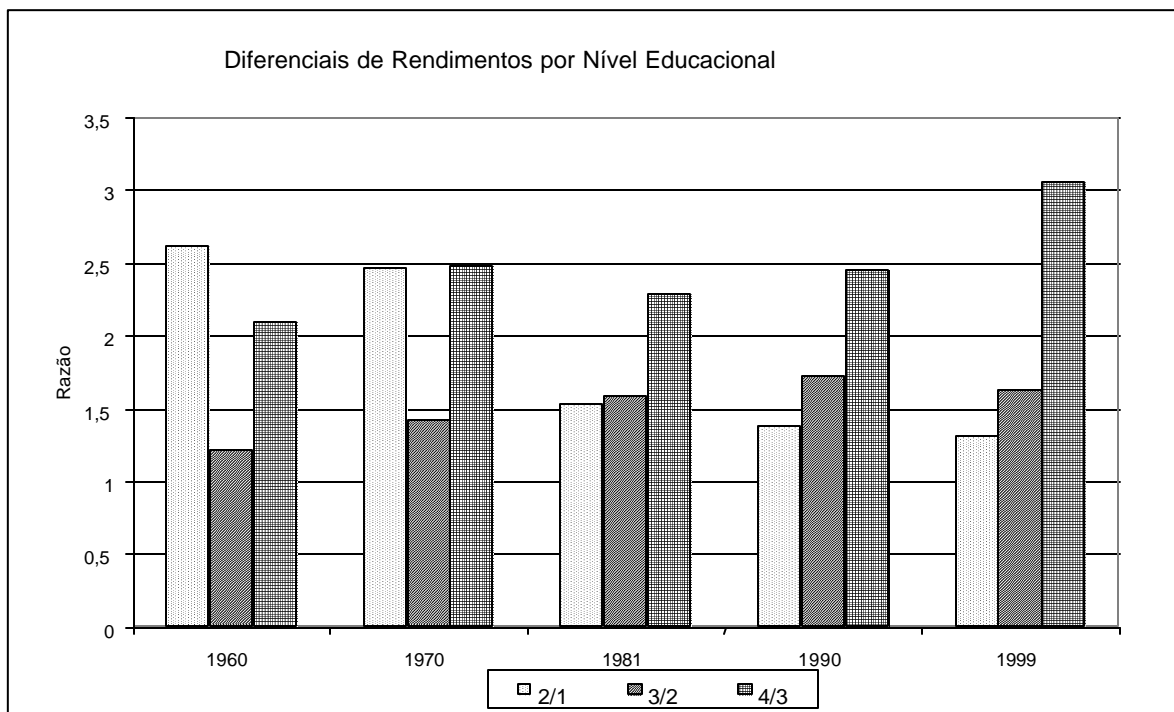


Fonte Langoni (1973), e Menezes-Filho (2001b). 1960 e 1970 (censo), 1981, 1990 e 1999 (pnads). Pessoas economicamente ativas com rendimentos não nulos.

A razão entre trabalhadores com ensino elementar avançado e aqueles com ensino elementar básico cresce continuamente no período. O mesmo se verifica para a oferta relativa de indivíduos com ensino médio e ensino elementar avançado. Por sua vez, a oferta relativa de trabalhadores com ensino superior e aqueles com ensino médio declinou nos anos 60, teve um aumento expressivo na década de 70 e declinou continuamente a partir daí até 1999.

A figura 4 é análoga à figura 3 e contém os diferenciais de rendimentos por categoria educacional.

**Figura 4**



Fonte: Langoni (1973) e Menezes-Filho (2001b). 1960 e 1970 (censo), 1981, 1990 e 1999 (pnads). Pessoas economicamente ativas com rendimentos não nulos

O comportamento dos diferenciais de rendimentos parece ter refletido em parte o comportamento da oferta relativa de mão-de-obra<sup>3</sup>. O diferencial associado ao ensino fundamental caiu ao longo de todo o período considerado, principalmente entre os anos de 1970 e 1980, período em que ocorreu o maior aumento da oferta relativa.

O prêmio pelo avanço no ensino médio aumentou até 1990, apesar do aumento concomitante da oferta relativa. Isso sugere ter havido um crescimento da demanda por mão-de-obra com esse tipo de qualificação de forma a mais do que compensar o aumento da oferta.

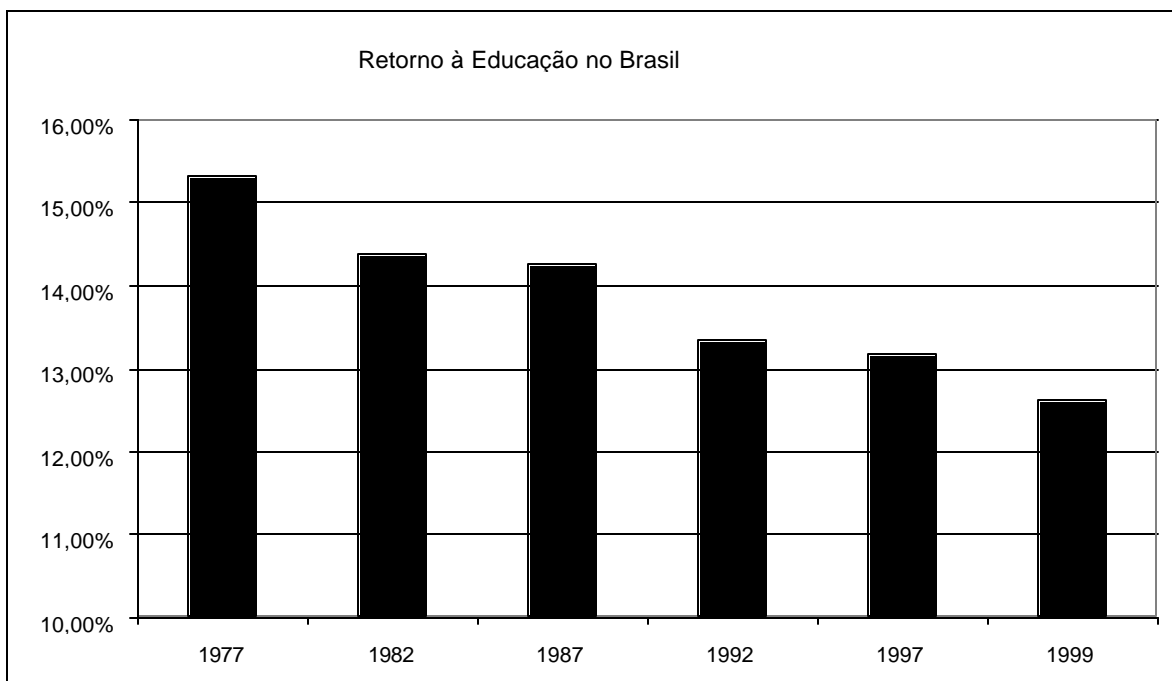
<sup>3</sup> Hoffmann (1995) cita alguns problemas de compatibilização entre os censos e as Pnads no que se refere à pergunta sobre rendimentos. Também é preciso salientar que os diferenciais de salários não refletem apenas a quantidade relativa de pessoas em cada categoria educacional, mas também a qualidade do ensino dessas pessoas. Tal aspecto é pouco estudado no Brasil.

Já na década de 90, o diferencial de rendimentos diminuiu, o que parece indicar um esgotamento da demanda relativa.

O prêmio pelo ensino superior tem comportamento simétrico à oferta relativa. Na década de 60 o diferencial aumentou, caiu ligeiramente entre 1970 e 1980 e a partir daí aumentou continuamente até atingir o seu maior valor no ano de 1999. Há indícios, portanto, de que a oferta relativa de trabalho tem um papel importante na explicação da parcela da desigualdade relativa à educação. É claro que é preciso levar em conta a evolução da demanda relativa para fundamentar melhor a análise.

A figura 5 ilustra a taxa de retorno à educação no Brasil ao longo do tempo. Como a maior parte da força de trabalho situa-se nos dois primeiros grupos educacionais, o declínio dos diferenciais de rendimentos entre esses dois grupos domina o comportamento do retorno médio à educação no país.

**Figura 5**



Fonte: Menezes-Filho (2001b)

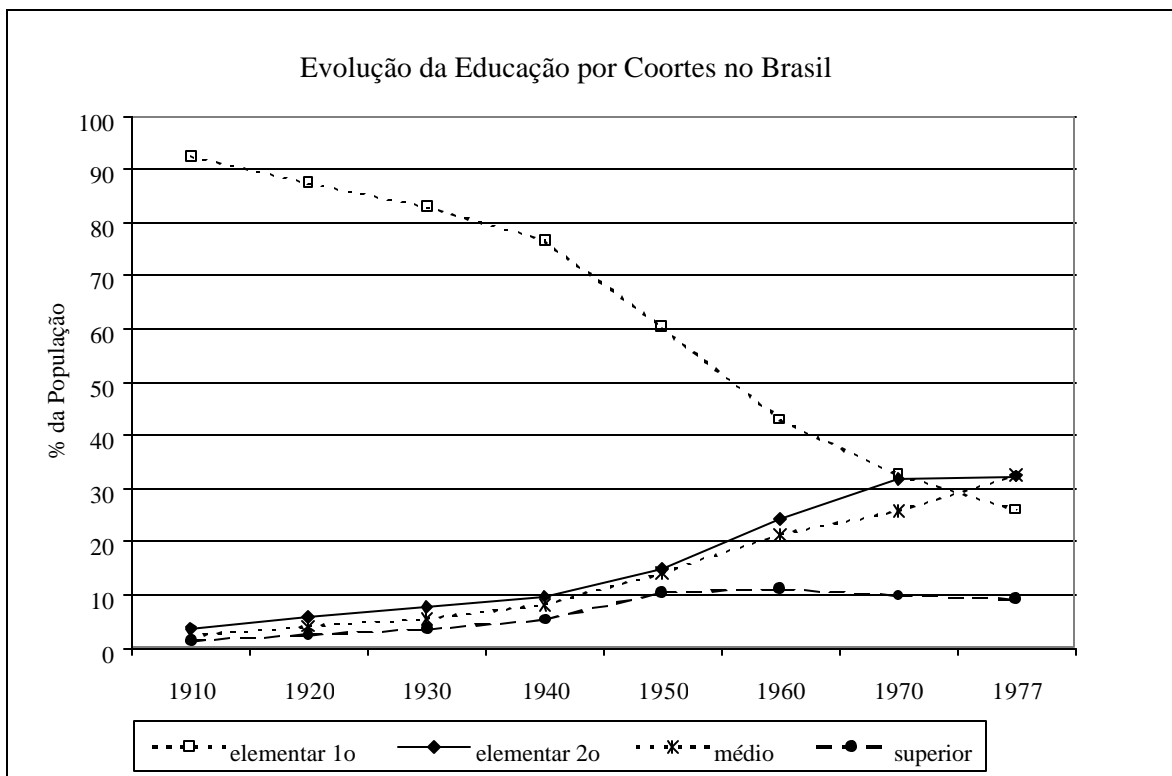
Antes de encerrar o capítulo, é preciso que se comente algo a respeito da evolução da oferta educacional através das gerações. A figura 6, baseada em Menezes-Filho *et al.* [2000 *apud* Menezes-Filho (2001a, p. 34)] ilustra a evolução da educação por coortes no Brasil entre 1910 e 1977.

Mais de 90% das pessoas nascidas na geração de 1910 tinha somente o ensino elementar básico concluído. Em 1977, essa proporção cai para pouco menos de 30%. A maior parte dessa queda ocorreu entre as gerações de 1940 e 1970. Esse grande avanço educacional refletiu-se nos anos de 1970 a 1980, como mostra a figura 2.

A parcela de pessoas com ensino elementar avançado cresceu levemente entre 1910 e 1940. A partir deste ano houve um aumento significativo até 1970. A porcentagem de pessoas com ensino médio continuou crescendo até 1977.

É importante destacar o caso de pessoas com ensino superior. O maior aumento da parcela de pessoas com terceiro grau ocorre para as gerações nascidas na década de 40. A partir de 1950, parece ter havido um estacionamento dessa parcela.

Figura 6



Fonte: Menezes-Filho et al [2000 apud Menezes-Filho (2001, pp. 34)]

Menezes-Filho (2001b) busca algumas respostas para o estrangulamento verificado na proporção de pessoas com ensino elementar avançado e ensino superior. Barros *et al.* (2000 apud Menezes-Filho 2001a, p. 36), levando em conta o grau de desenvolvimento do país, mostram que o principal atraso educacional brasileiro (em termos de porcentagem dos matriculados) encontra-se no ensino secundário (elementar 2.º ciclo). No ensino elementar 1.º ciclo e no ensino superior, a parcela de matriculados é semelhante à de países com o mesmo grau de desenvolvimento. Os autores mostram também que o progresso educacional brasileiro ocorreu de forma muito lenta, mesmo se comparado com países com nível de desenvolvimento menor que o nosso.

Como se dá a relação causal entre educação e desigualdade? Alguns autores estudaram os efeitos de uma expansão educacional sobre a desigualdade de rendimentos<sup>4</sup>. A partir de níveis educacionais baixos, uma expansão educacional tende a aumentar a desigualdade

<sup>4</sup> Para maiores informações sobre esses autores, ver Menezes-Filho (2001a, p. 38)



educacional em um primeiro momento, visto que as pessoas que receberão a educação adicional muitas vezes são de gerações mais novas e irão conviver com pessoas com a média educacional antiga e, portanto, menor. Além disso, nem todas as pessoas das gerações mais novas se beneficiarão do maior nível educacional, o que contribui para acentuar o desnível de escolaridade. Dada a relação existente entre educação e rendimentos que foi discutida anteriormente, tal desnível educacional tende a se traduzir em desigualdade salarial.

Menezes-Filho (2001a, p. 38) argumenta que, num prazo de tempo maior, a expansão educacional pode diminuir os diferenciais de salários associados à educação, conforme visto nas figuras (4 e 5). Tal processo dependerá da demanda relativa pelos vários grupos educacionais, assim como da taxa de expansão da oferta relativa. Aquela, por sua vez, é fortemente influenciada pelo viés do progresso tecnológico, do comércio internacional, dos padrões de consumo e do crescimento da renda.

### III. Modelo e Metodologia

#### 1. Referencial Teórico

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. São considerados dois fatores de produção: capital e trabalho. A participação de cada fator na renda total é constante. Os autores assumem que o fator trabalho é composto por dois diferentes agregados de trabalho: o primeiro é realizado por trabalhadores não qualificados e intermediários; o segundo, por trabalhadores intermediários e qualificados. Os trabalhadores são considerados qualificados se frequentaram, no mínimo, um ano de universidade, ou seja, se possuem pelo menos 12 anos de estudo; intermediários, se possuem de 5 a 11 anos de estudo; não qualificados, se possuem 4 ou menos anos de estudo.

Uma forma de interpretar os dois agregados de trabalho seria imaginar que existem dois tipos de tarefas na economia: simples e complexas. As tarefas simples seriam realizadas por trabalhadores não qualificados e aqueles com qualificação intermediária, enquanto que as tarefas complexas seriam executadas por trabalhadores intermediários e por qualificados.

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.

Ainda segundo os autores, a tese do comércio internacional não encontra sustentação em trabalhos empíricos sobre países em desenvolvimento. Isto ocorre, pois em diversos países em desenvolvimento aconteceu um aumento na demanda por trabalho qualificado, ao mesmo tempo em que houve um crescimento dos níveis de desigualdade salarial. Exatamente o oposto do que foi sugerido pela tese da abertura comercial, sob a hipótese de que tais países fossem abundantes em mão de obra não qualificada.

Analisando o caso da economia brasileira, esta passou por um processo de ganhos expressivos de produtividade a partir de 1990. Tal fenômeno vem sendo associado à abertura comercial [Rossi-Junior e Ferreira (1999) *apud* Fernandes e Menezes-Filho (2001, p. 4)]. Provavelmente a reestruturação industrial subjacente a este processo afetou a alocação dos trabalhadores, bem como seus salários relativos. Fato importante sugerido pelos autores é que, levar essa discussão para países subdesenvolvidos pode exigir alguns cuidados.

O primeiro estaria ligado à relação entre comércio internacional e progresso técnico. É muito difícil distinguir, para países em desenvolvimento, os efeitos das mudanças técnicas da abertura. Isto pois, o progresso técnico pode ser uma consequência da abertura comercial, tendo em vista o fato de que a abertura permite a importação de bens de capital mais avançados e intensifica a competição entre as firmas estabelecidas no país, forçando-as a adotar métodos organizacionais e de produção mais eficientes.

O segundo cuidado que se deve tomar diz respeito 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.

Por esse motivo, em seu trabalho, Fernandes e Menezes-Filho (2001) dividem os trabalhadores em três grupos: qualificados, intermediários e não qualificados. Além disso, nos países latino-americanos, a abertura comercial ocorreu tanto em relação aos países desenvolvidos, quanto em relação a outros países em desenvolvimento, como China e Índia, fato que poderia levá-los a se especializar em atividades intensivas em mão de obra com

qualificação intermediária. De fato, no Brasil, o progresso educacional das últimas duas décadas ocorreu no sentido de aumentar a proporção de trabalhadores com nível intermediário de qualificação [Fernandes e Menezes-Filho (2001, p. 3)]. Existem também evidências, à semelhança dos países desenvolvidos, que o prêmio salarial da instrução superior elevou-se na década de 90<sup>5</sup>. Dessa forma, uma divisão dos trabalhadores em apenas dois grupos não captaria corretamente tais movimentos.

Em um outro estudo, este realizado para os Estados Unidos, Reino Unido e Canadá, Card e Lemieux (2001) observam que o diferencial de rendimentos para os trabalhadores mais jovens praticamente dobrou desde 1975, enquanto que o diferencial para trabalhadores mais velhos<sup>6</sup> tornou-se apenas um pouco maior do que o verificado nos anos 60 ou 70. Os autores dividem os trabalhadores em apenas dois grupos: os que possuem ensino superior (*college*) e os que possuem ensino médio (*high school*).

No artigo, os autores 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).

De acordo com Card e Lemieux (2001), há muitos anos o diferencial existente entre trabalhadores qualificados e não qualificados crescia continuamente com a idade, de acordo com a função de rendimentos do capital humano de Mincer [1974 *apud* Card e Lemieux (2001, p. 705)]. Atualmente, entretanto, o prêmio pelo ensino superior é maior para os homens na faixa dos trinta e poucos anos do que para os mais velhos, nos países analisados.

O objetivo deste trabalho é aplicar o estudo de Card e Lemieux (2001) para o Brasil e verificar se o que ocorreu para os Estados Unidos, Reino Unido e Canadá também ocorreu

---

<sup>5</sup> Estudos para o Brasil mostram que, enquanto o prêmio salarial associado à instrução superior se elevou, a taxa de retorno da educação nos demais níveis se reduziu ou permaneceu estável. Isto fez com que a diferença salarial entre os extremos da distribuição de escolaridade se mostrasse relativamente estável. Para informações sobre outros autores, ver Fernandes e Menezes-Filho (2001, p. 3).

<sup>6</sup> Os trabalhadores mais jovens são aqueles com idade entre 26 e 30 anos, enquanto que os mais velhos possuem entre 46 e 50 anos.

para o caso brasileiro. Para isso, utilizar-se-á a divisão dos trabalhadores conforme a realizada por Fernandes e Menezes-Filho (2001), pelos motivos descritos no início desta seção. Existe um trabalho de Ferreira (2002), já concluído, que replicou a metodologia de Card e Lemieux (2001) para o Brasil. No entanto, o autor divide os trabalhadores em apenas dois grupos, qualificados e não qualificados.

## 2. Metodologia

Nesta seção será apresentada a metodologia utilizada na dissertação, que conforme já mencionado, baseia-se na de Card e Lemieux (2001). No entanto, como explicado na seção anterior, a divisão dos trabalhadores será feita entre, qualificados, intermediários e não qualificados, em virtude de tal divisão parecer mais apropriada para países em desenvolvimento.

### A - Instrumental 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 são 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):

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

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

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

onde  $-\infty < h \leq 1$  é função da elasticidade de substituição parcial<sup>7</sup>  $s_A$  entre indivíduos pertencentes a diferentes grupos de idades com o mesmo nível de qualificação  $\left( h = 1 - \frac{1}{s_A} \right)$  e,  $a_t$ ,  $b_t$  e  $g_t$  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  $q_{Qt}, q_{It}, q_{Nt}$ :

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

Na verdade, os parâmetros de eficiência tecnológica ( $q_{Qt}$ ,  $q_{It}$  e  $q_{Nt}$ ) 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:

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

---

<sup>7</sup> 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, 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.

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

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:

$$\frac{\partial y_t}{\partial Q_{jt}} = \mathbf{q}_{Qt} Q_t^{r-h} \Psi_t \times \mathbf{a}_j Q_{jt}^{h-1} \quad (6)$$

$$\frac{\partial y_t}{\partial I_{jt}} = \mathbf{q}_{It} I_t^{r-h} \Psi_t \times \mathbf{b}_j I_{jt}^{h-1} \quad (7)$$

$$\frac{\partial y_t}{\partial N_{jt}} = \mathbf{q}_{Nt} N_t^{r-h} \Psi_t \times \mathbf{g}_j N_{jt}^{h-1} \quad (8)$$

$$\text{onde } \Psi_t = \left( \mathbf{q}_{Qt} Q_t^r + \mathbf{q}_{It} I_t^r + \mathbf{q}_{Nt} N_t^r \right)^{\frac{1}{r}-1}$$

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. Encontram-se então as três equações apresentadas a seguir:

$$\log \left( \frac{w_{jt}^Q}{w_{jt}^I} \right) = \log \left( \frac{\mathbf{q}_{Qt}}{\mathbf{q}_{It}} \right) + (r-h) \log \left( \frac{Q_t}{I_t} \right) + \log \left( \frac{\mathbf{a}_j}{\mathbf{b}_j} \right) + (h-1) \log \left( \frac{Q_{jt}}{I_{jt}} \right) \quad (9)$$

$$\log \left( \frac{w_{jt}^I}{w_{jt}^N} \right) = \log \left( \frac{\mathbf{q}_{It}}{\mathbf{q}_{Nt}} \right) + (r-h) \log \left( \frac{I_t}{N_t} \right) + \log \left( \frac{\mathbf{b}_j}{\mathbf{g}_j} \right) + (h-1) \log \left( \frac{I_{jt}}{N_{jt}} \right) \quad (10)$$

$$\log \left( \frac{w_{jt}^Q}{w_{jt}^N} \right) = \log \left( \frac{\mathbf{q}_{Qt}}{\mathbf{q}_{Nt}} \right) + (r-h) \log \left( \frac{Q_t}{N_t} \right) + \log \left( \frac{\mathbf{a}_j}{\mathbf{g}_j} \right) + (h-1) \log \left( \frac{Q_{jt}}{N_{jt}} \right) \quad (11)$$

Se as razões das ofertas totais de emprego são consideradas exógenas, as equações (9), (10) e (11) implicam no seguinte modelo para os diferenciais de salários relativos observados para um grupo de idade  $j$  no ano  $t$ :

$$r_{jt}^1 \equiv \log\left(\frac{w_{jt}^Q}{w_{jt}^I}\right) = \log\left(\frac{\mathbf{q}_{Qt}}{\mathbf{q}_{It}}\right) + \log\left(\frac{\mathbf{a}_j}{\mathbf{b}_j}\right) + \left[\left(\frac{1}{\mathbf{s}_A}\right) - \left(\frac{1}{\mathbf{s}_E}\right)\right] \log\left(\frac{Q_t}{I_t}\right) - \left(\frac{1}{\mathbf{s}_A}\right) \log\left(\frac{Q_{jt}}{I_{jt}}\right) + e_{jt}^1 \quad (12)$$

$$r_{jt}^2 \equiv \log\left(\frac{w_{jt}^J}{w_{jt}^N}\right) = \log\left(\frac{\mathbf{q}_{Jt}}{\mathbf{q}_{Nt}}\right) + \log\left(\frac{\mathbf{b}_j}{\mathbf{g}_j}\right) + \left[\left(\frac{1}{\mathbf{s}_A}\right) - \left(\frac{1}{\mathbf{s}_E}\right)\right] \log\left(\frac{I_t}{N_t}\right) - \left(\frac{1}{\mathbf{s}_A}\right) \log\left(\frac{I_{jt}}{N_{jt}}\right) + e_{jt}^2 \quad (13)$$

$$r_{jt}^3 \equiv \log\left(\frac{w_{jt}^Q}{w_{jt}^N}\right) = \log\left(\frac{\mathbf{q}_{Qt}}{\mathbf{q}_{Nt}}\right) + \log\left(\frac{\mathbf{a}_j}{\mathbf{g}_j}\right) + \left[\left(\frac{1}{\mathbf{s}_A}\right) - \left(\frac{1}{\mathbf{s}_E}\right)\right] \log\left(\frac{Q_t}{N_t}\right) - \left(\frac{1}{\mathbf{s}_A}\right) \log\left(\frac{Q_{jt}}{N_{jt}}\right) + e_{jt}^3 \quad (14)$$

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

Manipulando algebricamente as expressões (12), (13) e (14), o modelo pode ser expresso da seguinte forma:

$$r_{jt}^1 = \log\left(\frac{\mathbf{q}_{Qt}}{\mathbf{q}_{It}}\right) + \log\left(\frac{\mathbf{a}_j}{\mathbf{b}_j}\right) - \left(\frac{1}{\mathbf{s}_E}\right) \log\left(\frac{Q_t}{I_t}\right) - \left(\frac{1}{\mathbf{s}_A}\right) \left[ \log\left(\frac{Q_{jt}}{I_{jt}}\right) - \log\left(\frac{Q_t}{I_t}\right) \right] + e_{jt}^1 \quad (12a)$$

$$r_{jt}^2 = \log\left(\frac{\mathbf{q}_{Jt}}{\mathbf{q}_{Nt}}\right) + \log\left(\frac{\mathbf{b}_j}{\mathbf{g}_j}\right) - \left(\frac{1}{\mathbf{s}_E}\right) \log\left(\frac{I_t}{N_t}\right) - \left(\frac{1}{\mathbf{s}_A}\right) \left[ \log\left(\frac{I_{jt}}{N_{jt}}\right) - \log\left(\frac{I_t}{N_t}\right) \right] + e_{jt}^2 \quad (13a)$$

$$r_{jt}^3 = \log\left(\frac{\mathbf{q}_{Qt}}{\mathbf{q}_{Nt}}\right) + \log\left(\frac{\mathbf{a}_j}{\mathbf{g}_j}\right) - \left(\frac{1}{\mathbf{s}_E}\right) \log\left(\frac{Q_t}{N_t}\right) - \left(\frac{1}{\mathbf{s}_A}\right) \left[ \log\left(\frac{Q_{jt}}{N_{jt}}\right) - \log\left(\frac{Q_t}{N_t}\right) \right] + e_{jt}^3 \quad (14a)$$

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



## B – 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 (12a, 13a e 14a), 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  $\mathbf{s}_A$  e  $\mathbf{s}_E$ . No primeiro estágio,  $\mathbf{s}_A$  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  $\log\left(\frac{\mathbf{a}_j}{\mathbf{b}_j}\right)$ ,  $\log\left(\frac{\mathbf{b}_j}{\mathbf{g}_j}\right)$  e  $\log\left(\frac{\mathbf{a}_j}{\mathbf{g}_j}\right)$ ; um efeito temporal (que captura um efeito combinado entre choques tecnológicos relativos (efeito demanda) e qualquer efeito de ofertas agregadas relativas):

$$r_{jt}^1 = b_j^1 + d_t^1 - \left(\frac{1}{\mathbf{s}_A}\right) \log\left(\frac{Q_{jt}}{I_{jt}}\right) + e_{jt}^1 \quad (15)$$

$$r_{jt}^2 = b_j^2 + d_t^2 - \left(\frac{1}{\mathbf{s}_A}\right) \log\left(\frac{I_{jt}}{N_{jt}}\right) + e_{jt}^2 \quad (16)$$

$$r_{jt}^3 = b_j^3 + d_t^3 - \left(\frac{1}{\mathbf{s}_A}\right) \log\left(\frac{Q_{jt}}{N_{jt}}\right) + e_{jt}^3 \quad (17)$$

onde  $b_j^i$  e  $d_t^i$  são os efeitos de idade e ano, respectivamente. De posse de uma estimativa de

$\left(\frac{1}{\mathbf{s}_A}\right)$ , pode-se computar os parâmetros de eficiência tecnológica, notando-se que, pelas

equações (6), (7) e (8):

$$\log(w_{jt}^Q) + \left(\frac{1}{\mathbf{s}_A}\right) \log(Q_{jt}) = \log(\mathbf{q}_{Qt} Q_t^{r-h} \Psi_t) + \log(\mathbf{a}_j) \quad (18a)$$

$$\log(w_{jt}^I) + \left(\frac{1}{\mathbf{s}_A}\right) \log(I_{jt}) = \log(\mathbf{q}_{It} I_t^{r-h} \Psi_t) + \log(\mathbf{b}_j) \quad (18b)$$

$$\log(w_{jt}^N) + \left(\frac{1}{\mathbf{s}_A}\right) \log(N_{jt}) = \log(\mathbf{q}_{Nt} N_t^{r-h} \Psi_t) + \log(\mathbf{g}_j) \quad (18c)$$

É importante ressaltar que se trata de um modelo sobreidentificado, pois existem três equações para estimar um único parâmetro  $(1/\mathbf{s}_A)$ . 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 (18a), (18b) e (18c), 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 (18) que incluem dummies de ano não restritas. De posse de estimativas dos  $\mathbf{a}_j$ 's,  $\mathbf{b}_j$ 's,  $\mathbf{g}_j$ 's e de  $\mathbf{h}$ , 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  $\log(\mathbf{q}_{Qt}/\mathbf{q}_{It})$ ,  $\log(\mathbf{q}_{It}/\mathbf{q}_{Nt})$  e  $\log(\mathbf{q}_{Qt}/\mathbf{q}_{Nt})$ , as equações (12a, 13a e 14a) podem ser estimadas diretamente. Neste trabalho, assim como em Card e Lemieux (2001), assume-se que  $\log(\mathbf{q}_{Qt}/\mathbf{q}_{It})$ ,  $\log(\mathbf{q}_{It}/\mathbf{q}_{Nt})$  e  $\log(\mathbf{q}_{Qt}/\mathbf{q}_{Nt})$  podem ser representados por tendências lineares.

O segundo estágio do procedimento recupera as elasticidades de substituição entre os grupos de educação ( $\mathbf{s}_E$ ), 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  $\mathbf{S}_A$  nesse estágio seja próximo ao valor encontrado no primeiro estágio da estimação, o que não parece muito provável.

## IV. Estimação

Neste capítulo será apresentada uma análise descritiva dos dados, bem como os resultados obtidos das estimações.

### 1. 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, através 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, 57.

A composição das coortes é dada de acordo com a tabela 1:

**Tabela 1**

<b>Composição das coortes dos indivíduos</b>		
<b>Coorte</b>	<b>Frequência</b>	<b>Percentual</b>
1921-1925	9	2,26 %
1926-1930	24	6,02 %
1931-1935	39	9,77 %
1936-1940	54	13,53 %
1941-1945	57	14,29 %
1946-1950	57	14,29 %
1951-1955	57	14,29 %
1956-1960	48	12,03 %
1961-1965	33	8,27 %
1966-1970	18	4,51 %
1971-1975	3	0,75 %

*Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad*

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.

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 próximo passo 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, utilizou-se 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 peso<sup>8</sup>, para que se obtivessem as ofertas de cada tipo de trabalho.

---

<sup>8</sup> A variável peso da PNAD caracteriza o número de pessoas, que cada indivíduo na amostra, representa na população.

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.

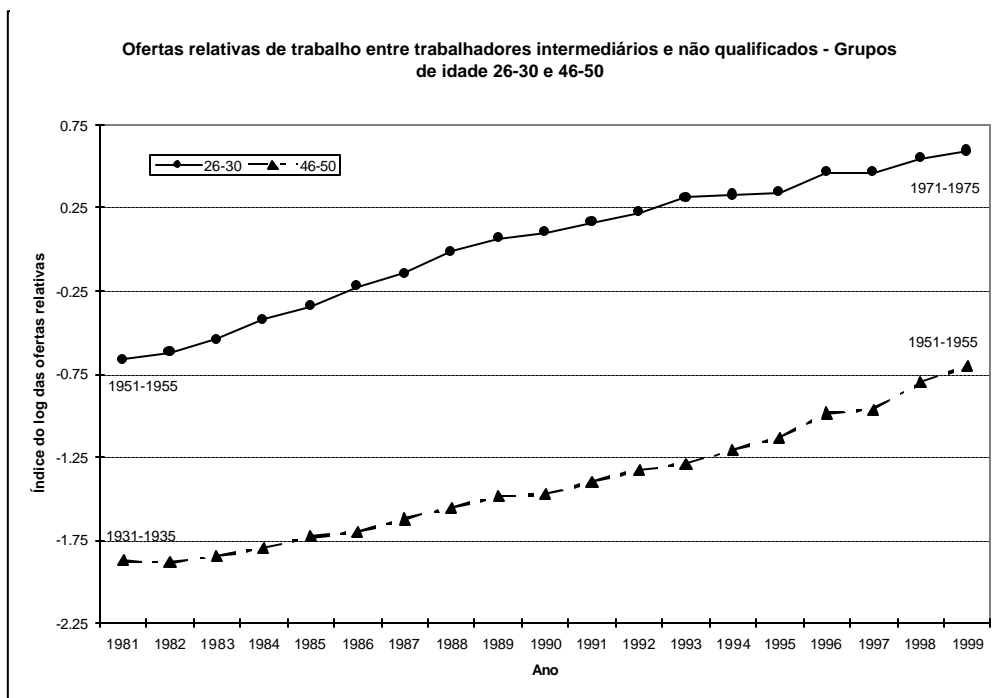
## A – Ofertas de trabalho

As figuras 7, 8 e 9 apresentam, respectivamente, o logaritmo natural das ofertas relativas de trabalho entre trabalhadores intermediários e não qualificados, qualificados e intermediários e qualificados e não qualificados para os grupos de idade de 26 a 30 e 46 a 50 anos.

As ofertas relativas de trabalhadores intermediários (5 a 11 anos de estudo) e não qualificados (0 a 4 anos de estudo) crescem para os dois grupos etários ao longo de todo o período analisado. Cabe ressaltar que o grupo de 26 a 30 anos em 1981 tem entre 46 e 50 em 1999, assim, as ofertas relativas desses dois grupos de idade devem possuir valores semelhantes nesses dois anos, desconsiderando-se efeitos migratórios que ocorreram. Por sua vez, a oferta relativa de trabalhadores qualificados (pelo menos 12 anos de estudo) e intermediários decresce para o primeiro grupo etário (26-30) até 1996, quando parece ter ocorrido uma mudança em sua tendência a partir de 1997. Para o outro grupo de idade (46-50), a oferta relativa cresce até o final da década de 80, diminui levemente no início dos anos 90, torna a crescer até meados da década, quando volta a cair ligeiramente.

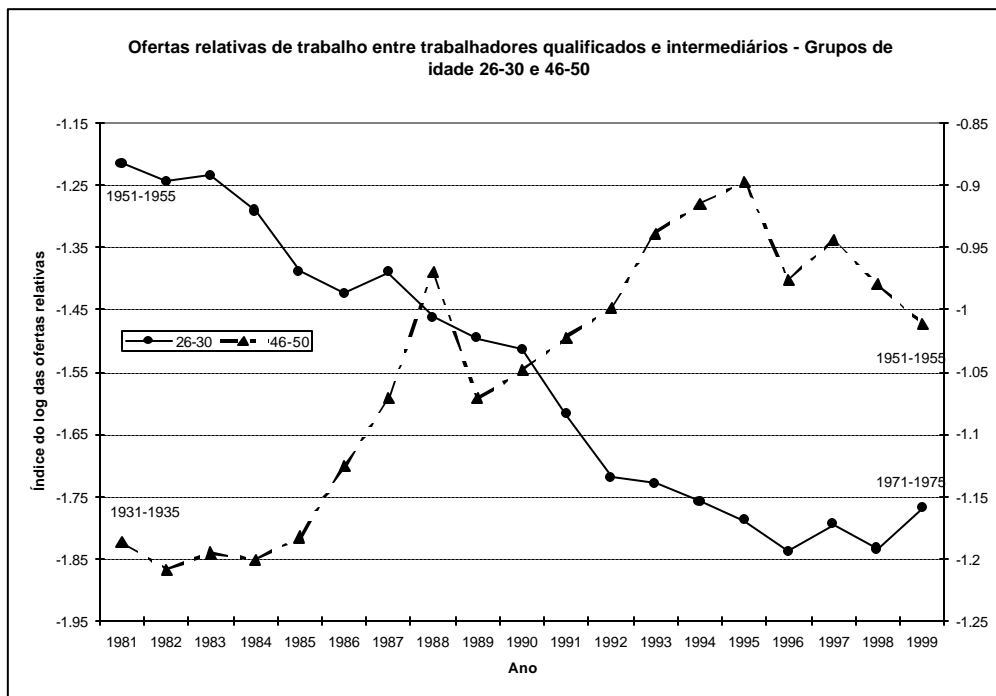
A oferta relativa entre qualificados e não qualificados aumenta para os dois grupos etários em questão. De acordo com a figura 9, no entanto, pode-se afirmar que a oferta relativa cresceu a uma taxa maior para a geração mais antiga. De qualquer forma, pode-se inferir pelas figuras 7 e 9, que a parcela de pessoas com baixa escolaridade na população brasileira está diminuindo.

**Figura 7**



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

**Figura 8**

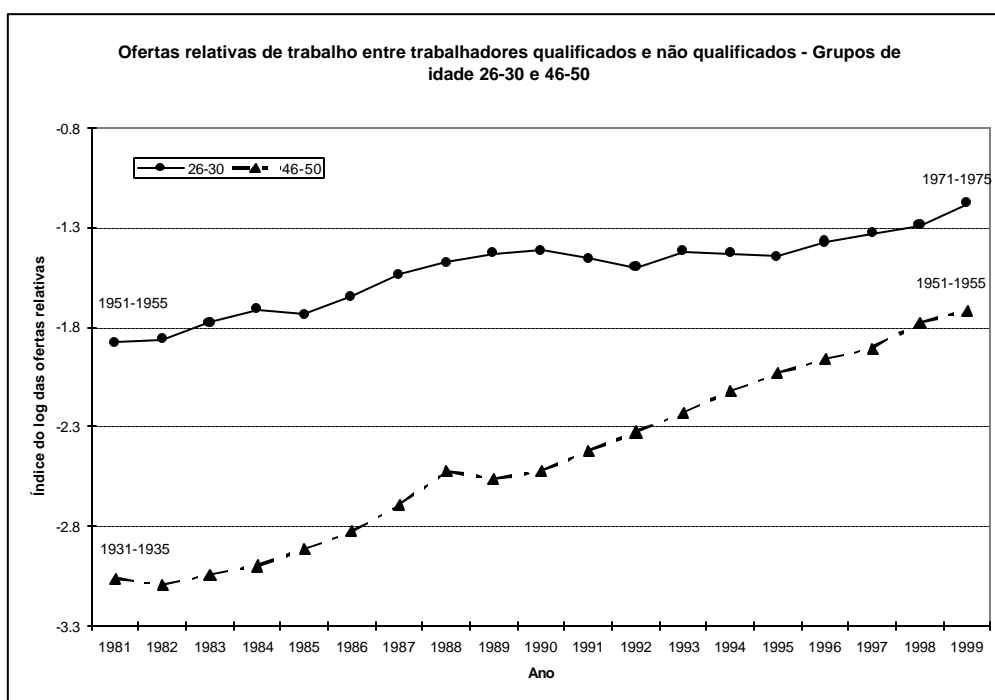


Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad



A figura 10 contém a estrutura etária das ofertas relativas de trabalho entre intermediários e não qualificados em três instantes do tempo: 1981, 1990 e 1999. Percebe-se claramente que, para todos os grupos etários, a oferta relativa entre intermediários e não qualificados está aumentando ao longo do período em estudo. O exercício que se faz é colocar, no mesmo gráfico, as ofertas relativas de trabalho de todos os grupos de idade em um mesmo ano.

**Figura 9**



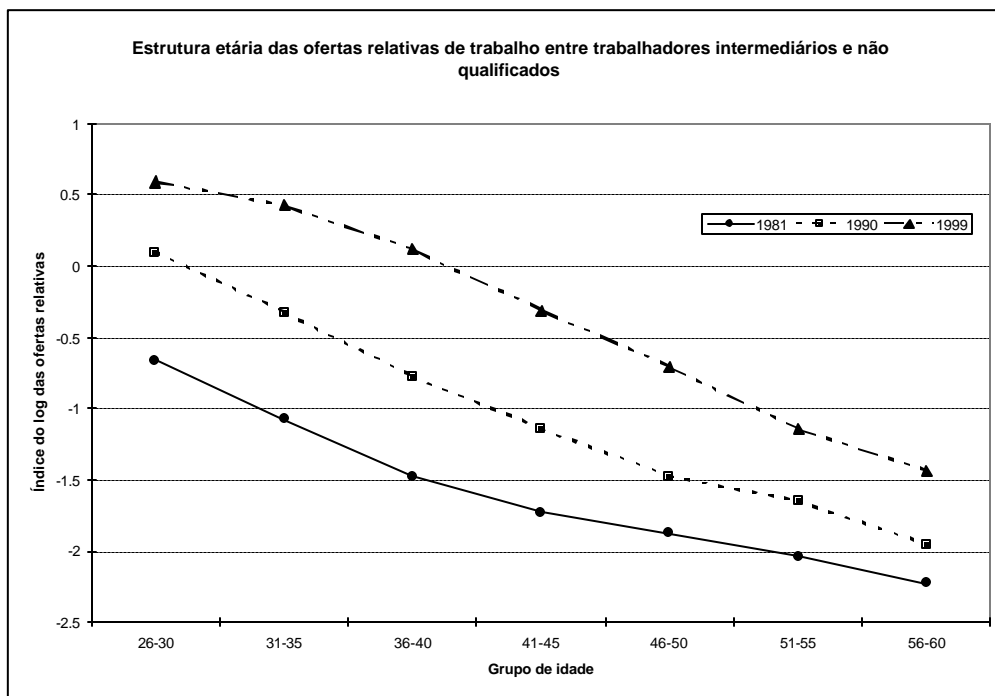
Fonte: *Elaboração própria com dados da PNAD*

A figura 11 apresenta a estrutura etária das ofertas relativas entre trabalhadores qualificados e intermediários para os mesmos anos. Para os três grupos de idade mais jovens, percebe-se uma redução da oferta relativa. Para os grupos de idade mais velhos, parece que a oferta relativa cresceu ao longo dos anos. Ou seja, a figura sugere que as coortes mais novas apresentam uma proporção menor de pessoas com ensino superior.

Por fim, a figura 12 caracteriza a mesma situação que as figuras 10 e 11, mas para ofertas relativas de trabalhadores qualificados e não qualificados. Assim como no caso das

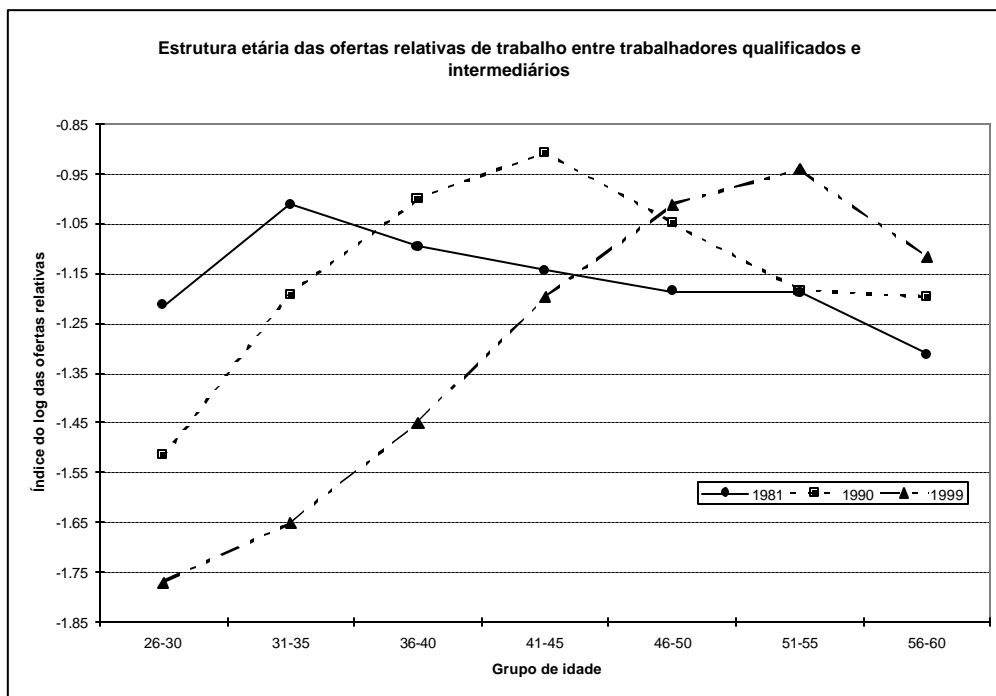
figuras 7 e 9, conclui-se que está diminuindo a proporção de indivíduos com baixa qualificação na força de trabalho brasileira.

**Figura 10**



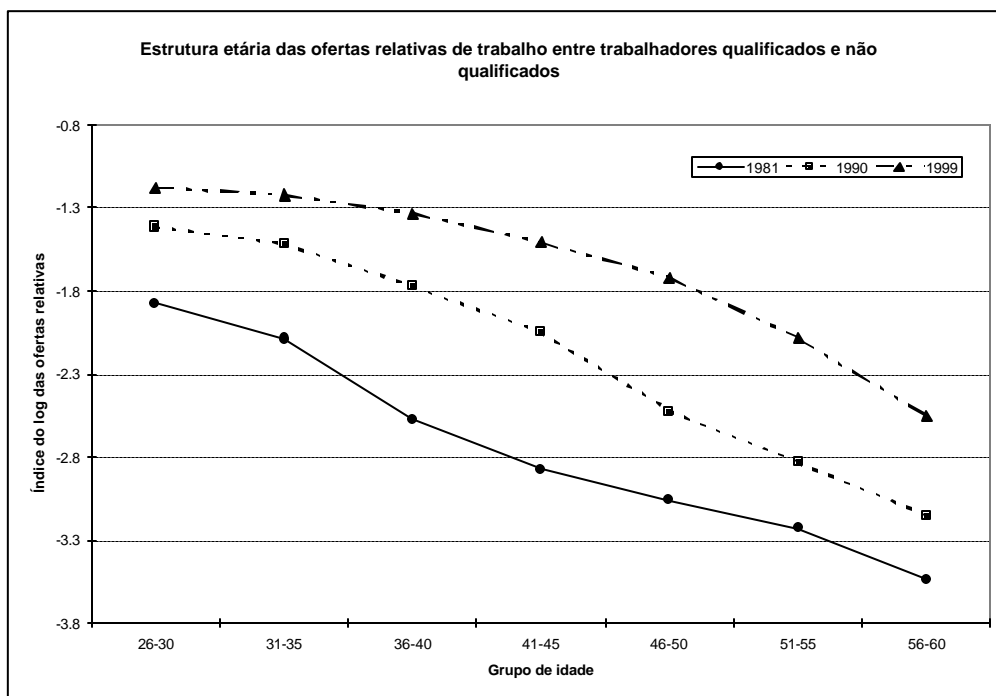
Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

**Figura 11**



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

**Figura 12**



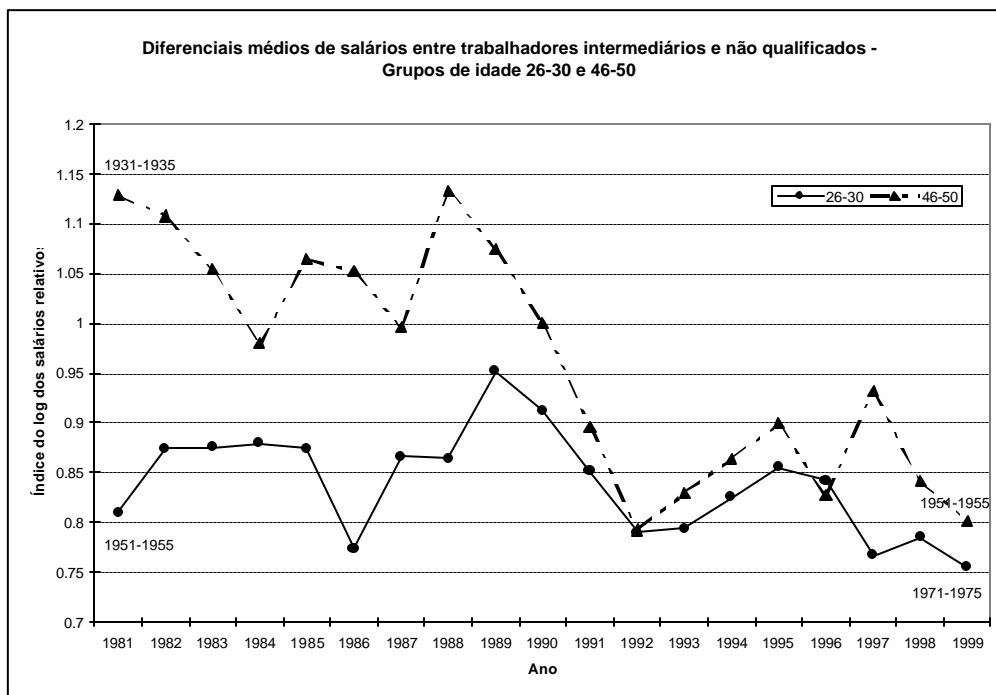
Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

## B – Salários

A figura 13 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 da década de 90, há indícios de que a oferta aumentou de forma a mais do que compensar o aumento de demanda.

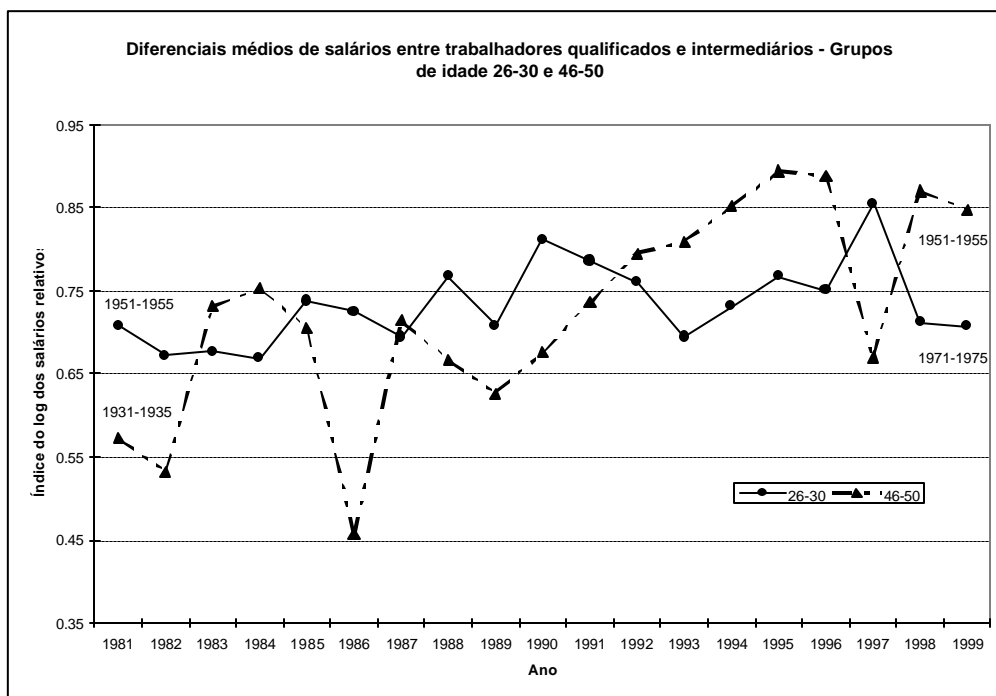
Percebe-se, pela figura 14, que os diferenciais médios de salários entre qualificados e intermediários para os indivíduos com idade entre 26 e 30 anos oscila em torno de 0,7 durante todo o período de análise. Apesar de muitas oscilações ao longo dos anos, o diferencial para os trabalhadores com idade entre 46 e 50 anos possui uma trajetória crescente no período.

**Figura 13**



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

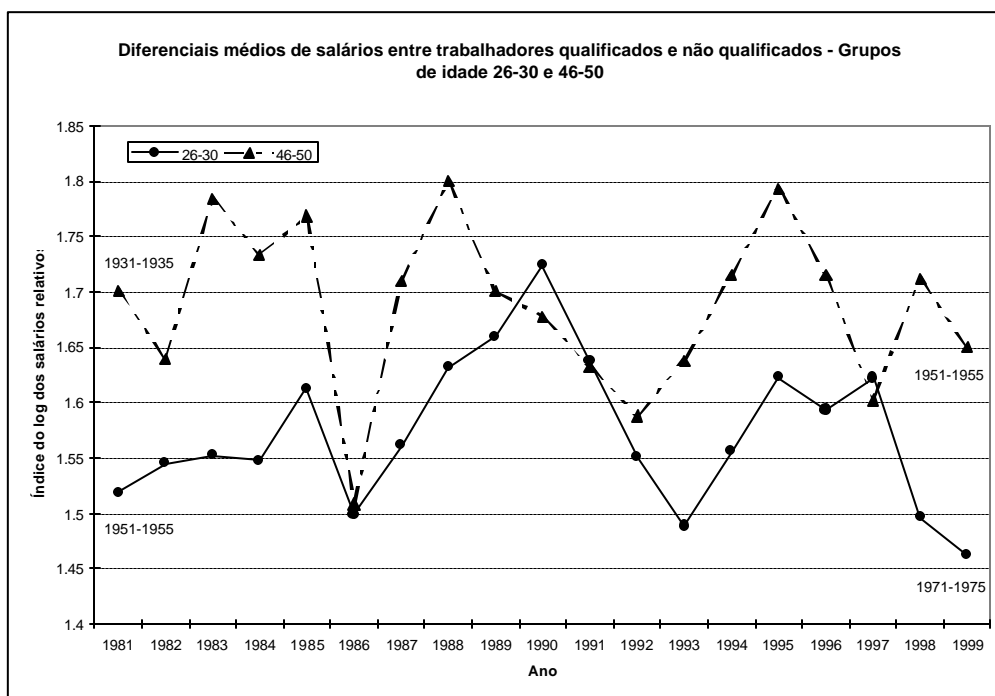
**Figura 14**



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

A figura 15 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.

**Figura 15**

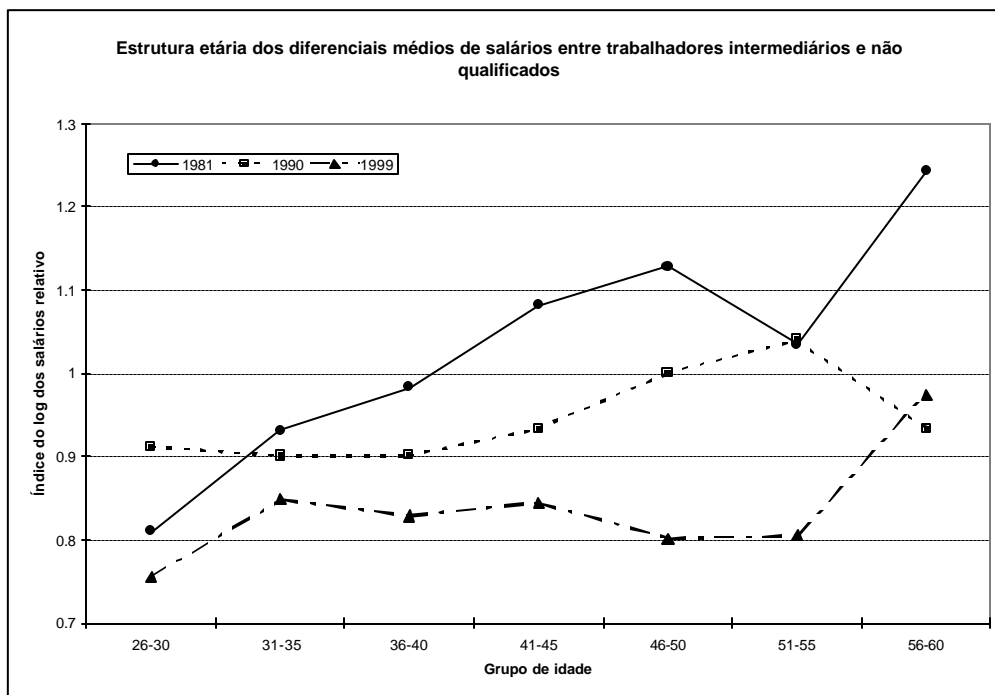


Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

Adotando aqui o mesmo procedimento empregado no caso das ofertas relativas de trabalho, comparou-se a evolução dos salários relativos por grupo de idade em três anos: 1981, 1990 e 1999, ou seja, no início, meio e fim do período considerado no estudo.

A figura 16 contém a estrutura etária dos diferenciais médios de salários entre intermediários e não qualificados. A conclusão a que se chega pela observação da figura é que os diferenciais de salários entre esses dois grupos de qualificação estão diminuindo. A curva do ano de 1999 passa abaixo das outras para todos os grupos de idade, excetuando-se o grupo mais velho (56-60 anos).

Figura 16



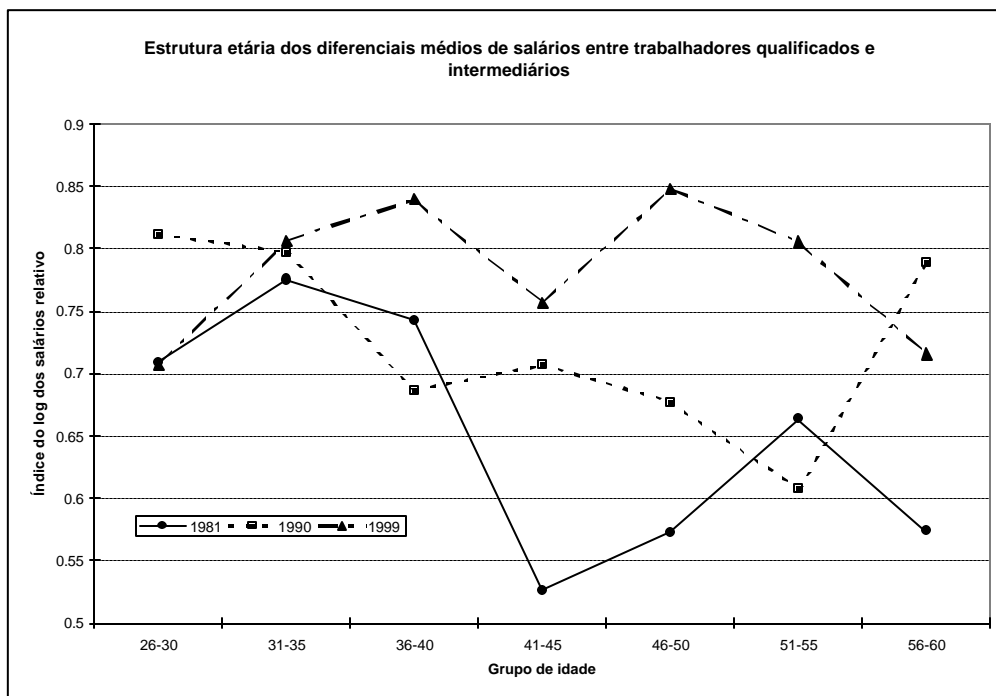
Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

Fenômeno oposto parece estar ocorrendo para os diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e intermediários (figura 17). Neste caso, a curva de diferenciais de salários por grupo de idade está mais alta no ano de 1999.

A situação dos diferenciais de salários entre qualificados e não qualificados (figura 18) é parecida com a observada para os intermediários e não qualificados. Ou seja, tais diferenciais diminuem ao longo dos anos.

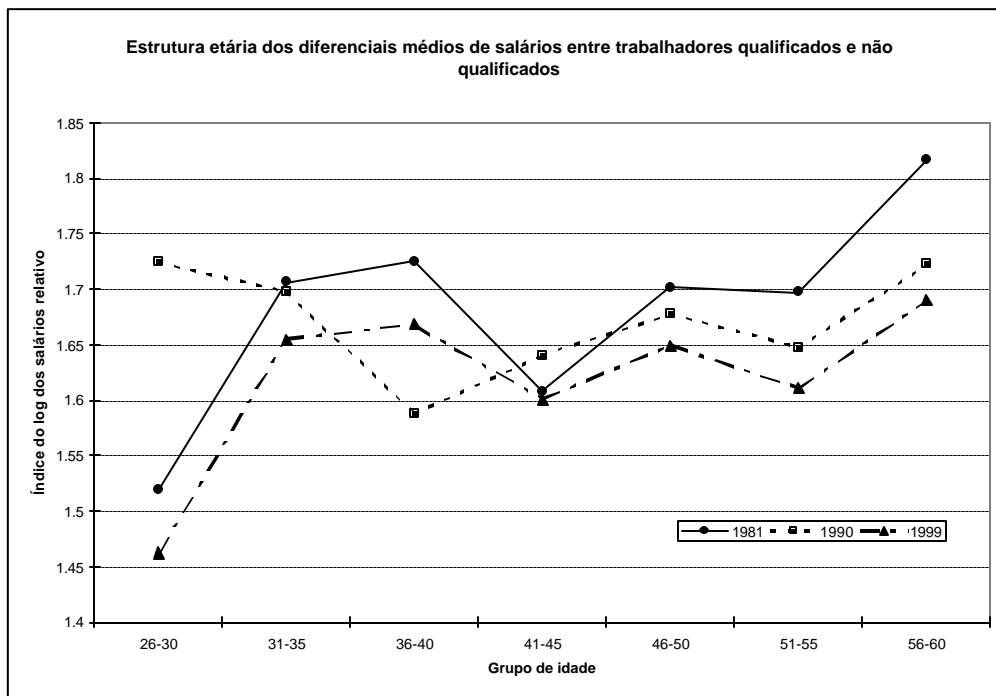
Observando as figuras 16, 17 e 18, pode-se deduzir que os desníveis salariais aumentaram somente para os trabalhadores qualificados e intermediários. Nos outros dois casos, os dados mostram que os referidos desníveis apresentam trajetória de queda. Esses fatos estão de acordo com o pressuposto de que as ofertas relativas de trabalho teriam um papel importante na explicação dos diferenciais de salários dos trabalhadores na economia brasileira.

**Figura 17**



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

**Figura 18**



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad



## 2. Evolução dos diferenciais de salários e das ofertas relativas por grupos de idade

Nesta seção serão realizadas decomposições dos diferenciais de salários e das ofertas relativas de trabalho observadas ao longo do período 1981-1999. Tais decomposições serão realizadas em efeitos de idade, tempo e coorte.

### A – Diferenciais de salários por idade

As tabelas 2, 3 e 4 apresentam estimativas de regressões de diferenciais de salários em efeitos de tempo (1981-1985, 1986-1990, 1991-1995 e 1996-1999) para cada grupo etário de indivíduos. O objetivo desse tipo de análise é verificar a trajetória dos prêmios salariais nos três casos considerados.

As estimativas para o Brasil baseiam-se em diferenças do logaritmo natural dos salários horários médios entre trabalhadores com ensino superior completo (15 anos de estudo) e ensino médio (11 anos de estudo), ensino superior completo e ensino fundamental 1.º ciclo (4 anos de estudo), ensino médio e ensino fundamental 1.º ciclo.

Uma característica importante dessas estimativas é que elas representam diferenciais de salários entre indivíduos com a mesma idade e que frequentaram a escola no mesmo período de tempo. Ou seja, pelo fato desses indivíduos pertencerem a uma mesma coorte, eles estavam sujeitos às mesmas influências em suas decisões com respeito a frequentar ou não o ensino superior. Uma provável desvantagem é que são ignoradas diferenças de experiência no mercado de trabalho entre pessoas de mesma idade que possuam níveis diferentes de escolaridade. De acordo com Card e Lemieux (2001, p. 716), segundo a função tradicional de rendimentos de capital humano, por exemplo, poderia-se esperar que os prêmios salariais para pessoas de mesma idade crescessem ao longo do ciclo de vida. Porém, como o modelo econométrico utilizado leva em consideração mudanças sistemáticas dos efeitos de idade na estrutura dos prêmios salariais, e dado o interesse em se buscar influências de coortes nas mudanças dos diferenciais de salários, é razoável comparar os diferenciais de salários para indivíduos com a mesma idade.

As entradas das tabelas 2, 3 e 4 contêm muitas informações sobre a evolução dos desníveis salariais. Por exemplo, comparações das colunas das tabelas mostram a evolução dos

diferenciais de salários ao longo do tempo para cada grupo de idade. Ao longo das linhas, é possível analisar a estrutura etária dos diferenciais de rendimentos em um dado instante do tempo.

**Tabela 2**

Decomposição dos diferenciais de salários entre trabalhadores homens (intermediários e não qualificados)							
Ano\Idade	26-30	31-35	36-40	41-45	46-50	51-55	56-60
1981-1985	0.863 (0.012)	0.936 (0.004)	0.992 (0.012)	1.027 (0.016)	1.069 (0.025)	1.047 (0.018)	1.071 (0.061)
1986-1990	0.877 (0.029)	0.902 (0.020)	0.960 (0.032)	0.945 (0.015)	1.053 (0.026)	0.989 (0.044)	0.983 (0.068)
1991-1995	0.824 (0.013)	0.840 (0.012)	0.863 (0.019)	0.838 (0.015)	0.858 (0.020)	0.857 (0.031)	0.857 (0.014)
1996-1999	0.789 (0.019)	0.879 (0.011)	0.826 (0.021)	0.868 (0.009)	0.853 (0.029)	0.856 (0.031)	0.911 (0.033)

*Fonte: Elaboração própria.*

*Desvios padrão entre parênteses. Entradas da tabela são estimativas do log da razão dos salários médios entre trabalhadores com 11 anos de estudo e 4 anos de estudo. Modelos são estimados por mínimos quadrados ponderados, em que os pesos são o inverso da variância amostral do logaritmo natural dos salários relativos.*

**Tabela 3**

Decomposição dos diferenciais de salários entre trabalhadores homens (qualificados e intermediários)							
Ano\Idade	26-30	31-35	36-40	41-45	46-50	51-55	56-60
1981-1985	0.693 (0.014)	0.724 (0.019)	0.721 (0.013)	0.671 (0.032)	0.671 (0.042)	0.664 (0.021)	0.678 (0.081)
1986-1990	0.744 (0.022)	0.762 (0.022)	0.730 (0.013)	0.723 (0.031)	0.641 (0.037)	0.708 (0.032)	0.722 (0.064)
1991-1995	0.749 (0.015)	0.760 (0.020)	0.745 (0.041)	0.769 (0.031)	0.821 (0.026)	0.691 (0.032)	0.770 (0.078)
1996-1999	0.761 (0.036)	0.796 (0.017)	0.832 (0.039)	0.778 (0.016)	0.828 (0.043)	0.773 (0.033)	0.943 (0.098)

*Fonte: Elaboração própria.*

*Desvios padrão entre parênteses. Entradas da tabela são estimativas do log da razão dos salários médios entre trabalhadores com 15 anos de estudo e 11 anos de estudo. Modelos são estimados por mínimos quadrados ponderados, em que os pesos são o inverso da variância amostral do logaritmo natural dos salários relativos.*

**Tabela 4**

Decomposição dos diferenciais de salários entre trabalhadores homens (qualificados e não qualificados)							
Ano\Idade	26-30	31-35	36-40	41-45	46-50	51-55	56-60
1981-1985	1.556 (0.016)	1.659 (0.016)	1.713 (0.020)	1.691 (0.028)	1.727 (0.025)	1.708 (0.013)	1.687 (0.067)
1986-1990	1.619 (0.039)	1.662 (0.028)	1.687 (0.033)	1.665 (0.034)	1.684 (0.045)	1.688 (0.037)	1.668 (0.034)
1991-1995	1.573 (0.027)	1.600 (0.029)	1.598 (0.025)	1.604 (0.037)	1.677 (0.037)	1.545 (0.057)	1.611 (0.092)
1996-1999	1.546 (0.037)	1.673 (0.016)	1.651 (0.028)	1.645 (0.017)	1.671 (0.026)	1.621 (0.009)	1.826 (0.066)

Fonte: Elaboração própria.

Desvios padrão entre parênteses. Entradas da tabela são estimativas do log da razão dos salários médios entre trabalhadores com 15 anos de estudo e 4 anos de estudo. Modelos são estimados por mínimos quadrados ponderados, em que os pesos são o inverso da variância amostral do logaritmo natural dos salários relativos.

## B – Efeitos de coorte nos prêmios salariais

Um indicador potencial da presença de efeitos específicos de idade na estrutura dos diferenciais de salários é o efeito de coorte. Sob a hipótese de que diferentes grupos de idade sejam perfeitamente substitutos, poder-se-ia esperar que os desníveis salariais para cada grupo variassem ao longo do tempo de acordo com um modelo que seria identificado com efeitos de idade e tempo. Assumindo a hipótese alternativa de que os diferentes grupos etários não sejam perfeitamente substitutos e que as ofertas relativas destes diferentes grupos cresçam ou decresçam a taxas diferentes, é razoável supor que efeitos de coorte tenham um papel importante na explicação da evolução dos diferenciais de salários ao longo do tempo.

As tabelas 5, 6 e 7 apresentam uma investigação do papel potencial desses efeitos de coorte em explicar os diferenciais de salários das tabelas 2, 3 e 4 e das figuras 13, 14 e 15. Os modelos de regressão representados nas tabelas 5, 6 e 7 são da forma:

$$r_{jt} = a_j + d_t + c_{t-j} + e_{jt} \quad (19)$$

onde  $r_{jt}$  consiste no diferencial de salário para o grupo de idade  $j$  no ano  $t$ ,  $a_j$  representa um conjunto de efeitos de idade (intervalos de 5 anos),  $d_t$  são efeitos de tempo (intervalos de 5 anos),  $c_{t-j}$  constituem efeitos de coorte (intervalos de 5 anos) e  $e_{jt}$  representa uma combinação de erro de especificação e de amostragem.

**Tabela 5**

Decomposição dos diferenciais de salários entre trabalhadores homens (intermediários e não qualificados)				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Efeitos de tempo				
1981-1985	1.043 (0.029)	0.929 (0.091)	1.144 (0.050)	0.927 (0.091)
1986-1990	0.999 (0.029)	0.915 (0.078)	1.130 (0.055)	0.912 (0.078)
1991-1995	0.887 (0.023)	0.814 (0.068)	1.030 (0.057)	0.811 (0.069)
1996-1999	0.894 (0.024)	0.829 (0.065)	1.045 (0.059)	0.824 (0.065)
Efeitos de idade				
26-30	-0.119 (0.029)	-0.012 (0.065)	-0.012 (0.066)	-0.016 (0.065)
31-35	-0.070 (0.027)	0.043 (0.058)	0.043 (0.058)	0.040 (0.058)
36-40	-0.044 (0.027)	0.071 (0.050)	0.071 (0.051)	0.069 (0.051)
41-45	-0.036 (0.026)	0.060 (0.042)	0.060 (0.042)	0.058 (0.042)
46-50	0.008 (0.029)	0.082 (0.035)	0.082 (0.035)	0.080 (0.035)
51-55	-0.016 (0.030)	0.030 (0.030)	0.030 (0.030)	0.029 (0.030)
56-60				
Efeitos de coorte				
1921-1925				
1926-1930		0.087 (0.091)	-0.128 (0.065)	0.089 (0.091)
1931-1935		0.048 (0.071)	-0.167 (0.059)	0.051 (0.072)
1936-1940		0.039 (0.061)	-0.176 (0.063)	0.043 (0.061)
1941-1945		0.011 (0.050)	-0.204 (0.072)	0.015 (0.051)
1946-1950		-0.032 (0.043)	-0.248 (0.075)	-0.027 (0.043)
1951-1955		-0.038 (0.033)	-0.253 (0.083)	-0.032 (0.034)
1956-1960		-0.054 (0.027)	-0.269 (0.089)	-0.047 (0.027)
1961-1965		0.006 (0.020)	-0.209 (0.099)	0.013 (0.021)
1966-1970			-0.215 (0.104)	
1971-1975				
Número de observações	133	129	132	130
R <sup>2</sup>	0.995	0.996	0.996	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. (1) Especificação inclui efeitos de tempo e idade. (2) Especificação inclui efeitos de tempo, idade e coorte (exceto as primeira e última coortes da amostra). (3) Especificação inclui efeitos de tempo, idade e coorte (exceto a primeira coorte da amostra). (4) Especificação inclui efeitos de tempo, idade e coorte (exceto a última coorte da amostra).

**Tabela 6**

Decomposição dos diferenciais de salários entre trabalhadores homens (qualificados e intermediários)				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Efeitos de tempo				
1981-1985	0.723 (0.040)	1.036 (0.113)	0.515 (0.059)	1.034 (0.113)
1986-1990	0.754 (0.039)	1.016 (0.100)	0.495 (0.064)	1.013 (0.100)
1991-1995	0.793 (0.041)	1.015 (0.087)	0.494 (0.068)	1.012 (0.087)
1996-1999	0.852 (0.049)	1.049 (0.078)	0.528 (0.075)	1.044 (0.078)
Efeitos de idade				
26-30	-0.041 (0.042)	-0.272 (0.082)	-0.272 (0.082)	-0.277 (0.081)
31-35	-0.018 (0.042)	-0.232 (0.073)	-0.232 (0.073)	-0.236 (0.073)
36-40	-0.023 (0.043)	-0.207 (0.067)	-0.207 (0.067)	-0.210 (0.066)
41-45	-0.044 (0.043)	-0.193 (0.058)	-0.193 (0.058)	-0.195 (0.058)
46-50	-0.035 (0.045)	-0.145 (0.051)	-0.145 (0.051)	-0.146 (0.051)
51-55	-0.071 (0.043)	-0.130 (0.042)	-0.130 (0.042)	-0.131 (0.042)
56-60				
Efeitos de coorte				
1921-1925				
1926-1930		-0.257 (0.116)	0.263 (0.072)	-0.255 (0.116)
1931-1935		-0.269 (0.100)	0.252 (0.073)	-0.266 (0.100)
1936-1940		-0.153 (0.092)	0.367 (0.081)	-0.149 (0.093)
1941-1945		-0.139 (0.068)	0.381 (0.089)	-0.135 (0.069)
1946-1950		-0.079 (0.057)	0.442 (0.095)	-0.074 (0.057)
1951-1955		-0.071 (0.044)	0.449 (0.102)	-0.065 (0.044)
1956-1960		-0.023 (0.035)	0.497 (0.111)	-0.016 (0.035)
1961-1965		0.001 (0.27)	0.522 (0.120)	0.009 (0.027)
1966-1970			0.521 (0.128)	
1971-1975				
Número de observações	133	129	132	130
R <sup>2</sup>	0.987	0.990	0.989	0.990

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. (1) Especificação inclui efeitos de tempo e idade. (2) Especificação inclui efeitos de tempo, idade e coorte (exceto as primeira e última coortes da amostra). (3) Especificação inclui efeitos de tempo, idade e coorte (exceto a primeira coorte da amostra). (4) Especificação inclui efeitos de tempo, idade e coorte (exceto a última coorte da amostra).

**Tabela 7**

Decomposição dos diferenciais de salários entre trabalhadores homens (qualificados e não qualificados)				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Efeitos de tempo				
1981-1985	1.720 (0.036)	1.994 (0.117)	1.635 (0.099)	1.990 (0.117)
1986-1990	1.709 (0.033)	1.947 (0.103)	1.589 (0.101)	1.942 (0.104)
1991-1995	1.643 (0.040)	1.847 (0.093)	1.489 (0.104)	1.841 (0.094)
1996-1999	1.706 (0.040)	1.887 (0.081)	1.529 (0.108)	1.878 (0.082)
Efeitos de idade				
26-30	-0.119 (0.039)	-0.298 (0.084)	-0.298 (0.084)	-0.308 (0.084)
31-35	-0.047 (0.037)	-0.199 (0.073)	-0.199 (0.074)	-0.205 (0.073)
36-40	-0.031 (0.037)	-0.145 (0.064)	-0.145 (0.064)	-0.150 (0.064)
41-45	-0.042 (0.038)	-0.135 (0.054)	-0.135 (0.054)	-0.138 (0.054)
46-50	-0.003 (0.039)	-0.070 (0.047)	-0.070 (0.047)	-0.073 (0.047)
51-55	-0.051 (0.039)	-0.090 (0.042)	-0.090 (0.042)	-0.091 (0.042)
56-60				
Efeitos de coorte				
1921-1925				
1926-1930		-0.223 (0.107)	0.135 (0.102)	-0.218 (0.107)
1931-1935		-0.252 (0.105)	0.106 (0.109)	-0.246 (0.105)
1936-1940		-0.150 (0.094)	0.208 (0.111)	-0.143 (0.095)
1941-1945		-0.151 (0.072)	0.207 (0.116)	-0.142 (0.072)
1946-1950		-0.128 (0.059)	0.230 (0.123)	-0.119 (0.060)
1951-1955		-0.123 (0.046)	0.235 (0.129)	-0.112 (0.047)
1956-1960		-0.086 (0.038)	0.272 (0.136)	-0.073 (0.040)
1961-1965		0.003 (0.031)	0.362 (0.145)	0.017 (0.034)
1966-1970			0.358 (0.153)	
1971-1975				
Número de observações	133	129	132	130
R <sup>2</sup>	0.997	0.998	0.998	0.998

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. (1) Especificação inclui efeitos de tempo e idade. (2) Especificação inclui efeitos de tempo, idade e coorte (exceto as primeira e última coortes da amostra). (3) Especificação inclui efeitos de tempo, idade e coorte (exceto a primeira coorte da amostra). (4) Especificação inclui efeitos de tempo, idade e coorte (exceto a última coorte da amostra).

A primeira especificação de modelos inclui somente efeitos de idade e de tempo [coluna (1)]. A coluna (2) das tabelas 5, 6 e 7 representa uma especificação que exclui da amostra a primeira e a última coorte. Cabe ressaltar que, em virtude de existir colinearidade perfeita entre as variáveis tempo, idade e coorte, é preciso que se exclua da regressão ao menos uma variável (por exemplo uma das dummies de coorte) para não causar problemas de identificação nos modelos. Percebe-se que há vantagem em se passar do modelo da coluna (1) para o que inclui efeitos de coorte, já que os coeficientes associados às dummies de idade passam a ser estatisticamente significantes a 5 % (nos três casos). Além disso, os erros padrão dos modelos da coluna (2) são menores que os da coluna (1).

Para os diferenciais salariais de trabalhadores intermediários e não qualificados, os efeitos de coorte apresentam trajetórias de decréscimo, o que significa que as coortes mais novas estão experimentando salários relativos menores.

Por sua vez, os desníveis de rendimentos de trabalhadores qualificados e intermediários possuem tendência de aumento ao longo das coortes. Tal fato evidencia maiores salários para as coortes que entraram no mercado de trabalho mais recentemente.

### 3. Estimativas

Nesta seção apresentar-se-ão os resultados das estimativas do modelo proposto nas equações (15), (16) e (17). 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 linear<sup>9</sup>. As tabelas 8, 9 e 10, com os resultados, são apresentadas a seguir.

---

<sup>9</sup> 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.

**Tabela 8**

Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores intermediários e não qualificados, por grupo de idade e ano

	(1)	(2)	(3)
Oferta relativa por grupo de idade	0.143 (0.055)	0.057 (0.039)	0.168 (0.057)
Tendência			-0.023 (0.004)
Efeitos de tempo			
1981-1985		0.207 (0.047)	
1986-1990		0.144 (0.034)	
1991-1995		0.014 (0.020)	
1996-1999			
Efeitos de idade			
26-30	-0.390 (0.119)	-0.229 (0.091)	-0.439 (0.117)
31-35	-0.290 (0.098)	-0.159 (0.076)	-0.328 (0.096)
33-40	-0.205 (0.076)	-0.109 (0.062)	-0.234 (0.075)
41-45	-0.146 (0.058)	-0.081 (0.049)	-0.165 (0.056)
46-50	-0.057 (0.044)	-0.018 (0.040)	-0.068 (0.043)
51-55	-0.047 (0.033)	-0.029 (0.034)	-0.052 (0.034)
56-60			
Constante	1.104 (0.110)	0.971 (0.065)	1.504 (0.158)
Número de observações	133	133	133
R <sup>2</sup>	0.705	0.620	0.600

Fonte: Elaboração própria.

Desvios padrão entre parênteses. (1) Especificação inclui dummies de idade e ano. (2) Especificação inclui dummies de idade e tempo. (3) Especificação inclui dummies de idade e uma tendência linear. 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.



**Tabela 9**

Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e intermediários, por grupo de idade e ano.

	(1)	(2)	(3)
Oferta relativa por grupo de idade	0.110 (0.048)	0.104 (0.051)	0.103 (0.046)
Tendência			0.010 (0.002)
Efeitos de tempo			
1981-1985		-0.143 (0.028)	
1986-1990		-0.115 (0.029)	
1991-1995		-0.067 (0.026)	
1996-1999			
Efeitos de idade			
26-30	0.007 (0.036)	-0.003 (0.041)	-0.002 (0.039)
31-35	-0.003 (0.034)	-0.011 (0.040)	-0.009 (0.039)
33-40	-0.025 (0.036)	-0.031 (0.043)	-0.029 (0.042)
41-45	-0.056 (0.037)	-0.060 (0.045)	-0.060 (0.043)
46-50	-0.048 (0.039)	-0.052 (0.047)	-0.051 (0.045)
51-55	-0.074 (0.037)	-0.081 (0.044)	-0.079 (0.043)
56-60			
Constante	0.817 (0.072)	0.987 (0.095)	0.794 (0.062)
Número de observações	133	133	133
R <sup>2</sup>	0.464	0.287	0.330

Fonte: Elaboração própria.

Desvios padrão entre parênteses. (1) Especificação inclui dummies de idade e ano. (2) Especificação inclui dummies de idade e tempo. (3) Especificação inclui dummies de idade e uma tendência linear. 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.

**Tabela 10**

Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados, por grupo de idade e ano.

	(1)	(2)	(3)
Oferta relativa por grupo de idade	-0.075 (0.063)	0.069 (0.055)	-0.023 (0.059)
Tendência			-0.000 (0.004)
Efeitos de tempo			
1981-1985		0.076 (0.053)	
1986-1990		0.040 (0.035)	
1991-1995		-0.042 (0.029)	
1996-1999			
Efeitos de idade			
26-30	0.001 (0.113)	-0.228 (0.098)	-0.083 (0.101)
31-35	0.068 (0.104)	-0.151 (0.094)	-0.012 (0.098)
33-40	0.064 (0.089)	-0.117 (0.081)	-0.002 (0.083)
41-45	0.031 (0.075)	-0.109 (0.069)	-0.020 (0.071)
46-50	0.045 (0.057)	-0.047 (0.055)	0.010 (0.056)
51-55	-0.026 (0.043)	-0.073 (0.045)	-0.044 (0.048)
56-60			
Constante	1.470 (0.165)	1.890 (0.155)	1.625 (0.223)
Número de observações	133	133	133
R <sup>2</sup>	0.505	0.253	0.152

Fonte: Elaboração própria.

Desvios padrão entre parênteses. (1) Especificação inclui dummies de idade e ano. (2) Especificação inclui dummies de idade e tempo. (3) Especificação inclui dummies de idade e uma tendência linear. 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.

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.

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  $1/s_A$  da equação (17) apresentou o sinal esperado pela teoria. O valor de  $1/s_A$  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  $1/s_A$  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  $1/s_A$  proveniente da equação (17) 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 (de um mesmo tipo de qualificação) com idades diferentes realizam as tarefas com igual eficiência.

Em seu trabalho, Ferreira (2002) também chegou a valores pouco conclusivos a respeito de  $1/s_A$ , 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 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 tardia.

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 existe uma estrutura etária que seja comum entre as coortes. O logaritmo natural das ofertas relativas torna-se:

$$\log\left(\frac{I_{jt}}{N_{jt}}\right) = \mathbf{j}_{t-j}^1 + \mathbf{k}_j^1 + \mathbf{e}_{jt}^1 \quad (20a)$$

$$\log\left(\frac{Q_{jt}}{I_{jt}}\right) = \mathbf{j}_{t-j}^2 + \mathbf{k}_j^2 + \mathbf{e}_{jt}^2 \quad (20b)$$

$$\log\left(\frac{Q_{jt}}{N_{jt}}\right) = \mathbf{j}_{t-j}^3 + \mathbf{k}_j^3 + \mathbf{e}_{jt}^3 \quad (20c)$$

onde  $\mathbf{j}_{t-j}^i$  ( $i = 1, 2, 3$ ) são componentes específicos de coorte,  $\mathbf{k}_j^i$  são componentes específicos de idade e  $\mathbf{e}_{jt}^i$  são termos aleatórios.

De acordo com essa decomposição,  $\mathbf{j}_{t-j}^i$  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 (2002, p. 21)]:

$$\mathbf{j}_{t-j}^1 = E\left\{\log\left(\frac{I_{jt}}{N_{jt}}\right) \middle| \mathbf{k}_j^1 = 0\right\} \quad (21a)$$

$$\mathbf{j}_{t-j}^2 = E\left\{\log\left(\frac{Q_{jt}}{I_{jt}}\right) \middle| \mathbf{k}_j^2 = 0\right\} \quad (21b)$$

$$\mathbf{j}_{t-j}^3 = E\left\{\log\left(\frac{Q_{jt}}{N_{jt}}\right) \middle| \mathbf{k}_j^3 = 0\right\} \quad (21c)$$

De maneira análoga,  $\mathbf{k}_j^i$  são as projeções das ofertas relativas nas dummies de idade:

$$\mathbf{k}_j^1 = \mathbb{E} \left\{ \log \left( \frac{I_{jt}}{N_{jt}} \right) \middle| \mathbf{j}_{t-j}^1 = 0 \right\} \quad (22a)$$

$$\mathbf{k}_j^2 = \mathbb{E} \left\{ \log \left( \frac{Q_{jt}}{I_{jt}} \right) \middle| \mathbf{j}_{t-j}^2 = 0 \right\} \quad (22b)$$

$$\mathbf{k}_j^3 = \mathbb{E} \left\{ \log \left( \frac{Q_{jt}}{N_{jt}} \right) \middle| \mathbf{j}_{t-j}^3 = 0 \right\} \quad (22c)$$

Uma vez estimados valores para  $\mathbf{j}_{t-j}^i$ , podem-se substituir os mesmos nas equações (15), (16) e (17):

$$r_{jt}^i = b_j^i + d_t^i - \left( \frac{1}{\mathbf{s}_A} \right) \mathbf{j}_{t-j}^i + e_{jt}^i \quad (23)$$

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

Agora, as ofertas de trabalho não variarão entre idades, somente entre coortes. A tabela 11 contém os resultados da estimação (por mínimos quadrados ordinários) das equações (20a), (20b) e (20c).

**Tabela 11**

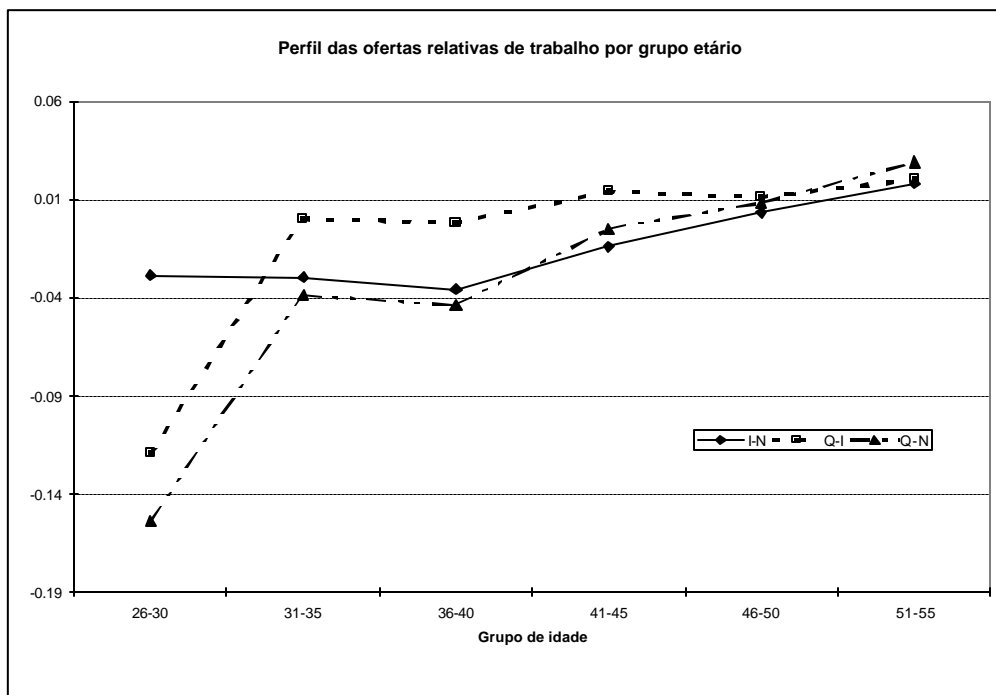
Decomposição das ofertas relativas de trabalho em efeitos de idade e de coorte [Equações (20a), (20b) e (20c)]

	Intermediários e não qualificados	Qualificados e intermediários	Qualificados e não qualificados
Efeitos de idade			
26-30	-0.029 (0.060)	-0.119 (0.034)	-0.154 (0.057)
31-35	-0.030 (0.056)	-0.000 (0.032)	-0.039 (0.055)
36-40	-0.036 (0.050)	-0.002 (0.029)	-0.044 (0.055)
41-45	-0.014 (0.042)	0.014 (0.025)	-0.005 (0.050)
46-50	0.003 (0.033)	0.011 (0.025)	0.008 (0.049)
51-55	0.018 (0.030)	0.020 (0.020)	0.029 (0.036)
56-60			
Efeitos de coorte			
1921-1925			
1926-1930	-2.027 (0.033)	-1.280 (0.017)	-3.302 (0.035)
1931-1935	-1.890 (0.024)	-1.179 (0.017)	-3.066 (0.029)
1936-1940	-1.661 (0.032)	-1.133 (0.018)	-2.786 (0.042)
1941-1945	-1.407 (0.038)	-1.011 (0.026)	-2.410 (0.050)
1946-1950	-1.048 (0.047)	-0.960 (0.025)	-2.000 (0.052)
1951-1955	-0.621 (0.055)	-1.066 (0.031)	-1.680 (0.054)
1956-1960	-0.184 (0.060)	-1.291 (0.034)	-1.466 (0.056)
1961-1965	0.203 (0.062)	-1.508 (0.037)	-1.297 (0.058)
1966-1970	0.455 (0.065)	-1.676 (0.035)	-1.214 (0.060)
1971-1975			
Número de observações	129	129	129
R <sup>2</sup>	0.992	0.997	0.998

Fonte: *Elaboração própria*

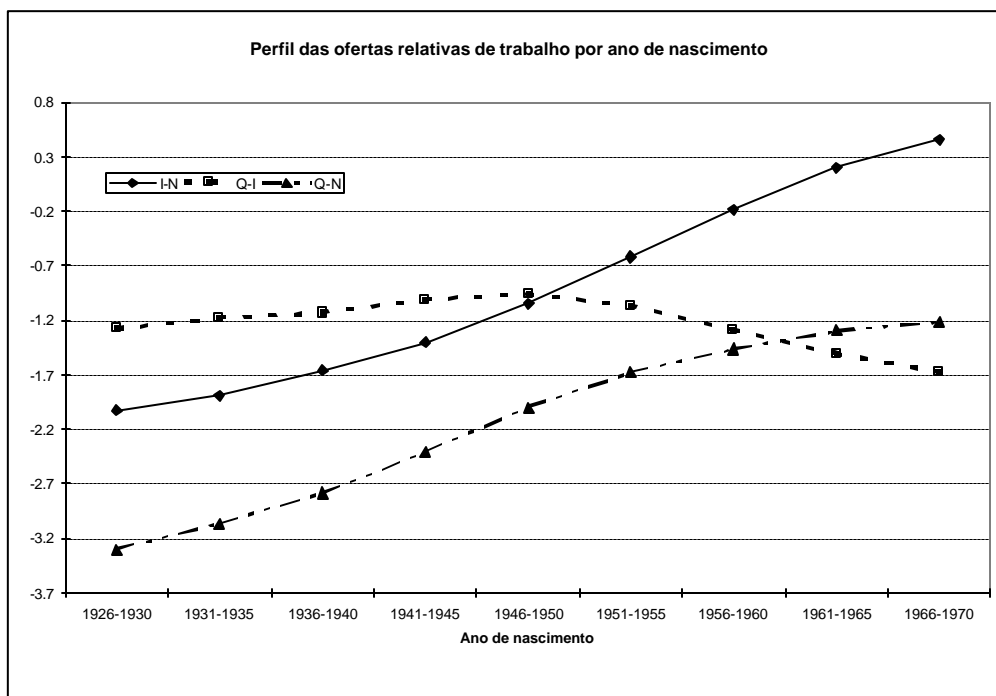
*Desvios padrão entre parênteses. Modelos são estimados por mínimos quadrados ponderados, em que os pesos são o inverso da variância amostral do logaritmo natural dos salários relativos. Foram retiradas da amostra utilizada na estimação a primeira e a última coorte, pois tais coortes possuem poucas observações.*

**Figura 19**



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

**Figura 20**



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

As figuras 19 e 20 ilustram os perfis das ofertas relativas de trabalho por grupo de idade e ano de nascimento dos indivíduos. Pela visualização da figura 20, conclui-se que as ofertas relativas de trabalhadores intermediários e não qualificados e de trabalhadores qualificados e não qualificados está crescendo ao longo das gerações. Tal fenômeno já havia sido constatado pelas figuras 10 e 12. Observando o perfil da oferta relativa entre qualificados e intermediários, percebe-se que a partir das gerações nascidas em 1950, a proporção de trabalhadores qualificados está diminuindo em relação aos que possuem nível intermediário de qualificação.

Nas tabelas 12, 13 e 14 são apresentados os resultados das estimações da equação 23, com as dummies de coorte substituindo as ofertas relativas por grupo de idade.



**Tabela 12**

Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores intermediários e não qualificados, por grupo de idade e ano, adotando o procedimento de Sérgio Ferreira

	(1)	(2)	(3)
Oferta relativa por grupo de idade	0.108 (0.071)	-0.002 (0.025)	0.053 (0.042)
Tendência			-0.014 (0.003)
Efeitos de tempo			
1981-1985		0.131 (0.027)	
1986-1990		0.102 (0.022)	
1991-1995		-0.008 (0.015)	
1996-1999			
Efeitos de idade			
26-30	-0.312 (0.156)	-0.087 (0.060)	-0.201 (0.092)
31-35	-0.224 (0.128)	-0.040 (0.051)	-0.133 (0.078)
33-40	-0.155 (0.100)	-0.015 (0.044)	-0.085 (0.064)
41-45	-0.106 (0.075)	-0.008 (0.036)	-0.057 (0.049)
46-50	-0.026 (0.055)	0.036 (0.033)	0.005 (0.041)
51-55	-0.023 (0.040)	0.010 (0.031)	-0.006 (0.035)
56-60			
Constante	0.991 (0.093)	0.869 (0.047)	1.180 (0.119)
Número de observações	129	129	129
R <sup>2</sup>	0.678	0.603	0.539

Fonte: Elaboração própria.

Desvios padrão entre parênteses. (1) Especificação inclui dummies de idade e ano. (2) Especificação inclui dummies de idade e tempo. (3) Especificação inclui dummies de idade e uma tendência linear. 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.

**Tabela 13**

Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e intermediários, por grupo de idade e ano, adotando o procedimento de Sérgio Ferreira

	(1)	(2)	(3)
Oferta relativa por grupo de idade	0.075 (0.049)	0.048 (0.046)	0.067 (0.047)
Tendência			0.009 (0.001)
Efeitos de tempo			
1981-1985		-0.122 (0.025)	
1986-1990		-0.106 (0.027)	
1991-1995		-0.064 (0.026)	
1996-1999			
Efeitos de idade			
26-30	-0.033 (0.036)	-0.049 (0.040)	-0.039 (0.040)
31-35	-0.028 (0.035)	-0.039 (0.041)	-0.033 (0.040)
33-40	-0.045 (0.036)	-0.051 (0.043)	-0.047 (0.043)
41-45	-0.071 (0.036)	-0.075 (0.045)	-0.073 (0.044)
46-50	-0.063 (0.040)	-0.067 (0.047)	-0.065 (0.046)
51-55	-0.092 (0.037)	-0.099 (0.043)	-0.095 (0.043)
56-60			
Constante	0.825 (0.070)	0.936 (0.089)	0.782 (0.063)
Número de observações	129	129	129
R <sup>2</sup>	0.480	0.299	0.334

Fonte: Elaboração própria.

Desvios padrão entre parênteses. (1) Especificação inclui dummies de idade e ano. (2) Especificação inclui dummies de idade e tempo. (3) Especificação inclui dummies de idade e uma tendência linear. 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.

**Tabela 14**

Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados, por grupo de idade e ano, adotando o procedimento de Sérgio Ferreira

	(1)	(2)	(3)
Oferta relativa por grupo de idade	-0.096 (0.056)	0.038 (0.045)	-0.062 (0.061)
Tendência			0.002 (0.004)
Efeitos de tempo			
1981-1985		0.049 (0.040)	
1986-1990		0.018 (0.031)	
1991-1995		-0.058 (0.026)	
1996-1999			
Efeitos de idade			
26-30	0.040 (0.105)	-0.195 (0.078)	-0.020 (0.097)
31-35	0.088 (0.088)	-0.122 (0.070)	0.035 (0.086)
33-40	0.079 (0.075)	-0.096 (0.063)	0.035 (0.074)
41-45	0.037 (0.061)	-0.096 (0.053)	0.004 (0.060)
46-50	0.043 (0.046)	-0.043 (0.044)	0.021 (0.046)
51-55	-0.037 (0.037)	-0.078 (0.040)	-0.046 (0.043)
56-60			
Constante	1.450 (0.138)	1.827 (0.118)	1.500 (0.213)
Número de observações	129	129	129
R <sup>2</sup>	0.556	0.279	0.166

Fonte: Elaboração própria.

Desvios padrão entre parênteses. (1) Especificação inclui dummies de idade e ano. (2) Especificação inclui dummies de idade e tempo. (3) Especificação inclui dummies de idade e uma tendência linear. 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.

As especificações dos modelos são as mesmas das apresentadas nas tabelas 8, 9 e 10. A primeira especificação, que emprega dummies de ano, idade e efeitos de coorte em substituição às ofertas relativas de trabalho, apresentou os seguintes valores estimados para  $(1/s_A)$ : 0,108; 0,075 e  $-0,096$ . Os dois primeiros valores encontrados possuem sinal positivo. O terceiro, apesar de possuir o sinal negativo esperado, corresponde a uma elasticidade de substituição entre os grupos de idade de aproximadamente 10. Trata-se de um valor muito alto para a elasticidade de substituição em questão, o que faz com que se possa considerá-la como sendo infinita.

A segunda especificação, que substitui as dummies de ano por dummies de intervalos de anos (dummies de tempo), apresentou os seguintes resultados:  $-0,002$ ; 0,048 e 0,038. Mais uma vez, nenhum valor encontrado pôde ser aproveitado para a sequência do segundo estágio do processo de estimação.

A terceira e última especificação (com uma tendência linear no lugar das dummies de tempo) gerou os valores para  $(1/s_A)$  que se seguem: 0,053; 0,067 e  $-0,062$ . Como já acontecido anteriormente, ou os valores encontrados possuem sinal positivo, ou, quando negativos, são estatisticamente insignificantes e correspondem a elasticidades de substituição entre os grupos etários infinitas.

Como último exercício referente ao primeiro estágio da estimação, instrumentalizaram-se as ofertas relativas de trabalho a partir das regressões auxiliares de Ferreira (2002). Mais especificamente, estimaram-se as equações (20a), (20b) e (20c) para utilizar os valores previstos das variáveis dependentes (as ofertas relativas de trabalho) como regressores na equação (23). Dessa maneira, os efeitos de idade presentes nas ofertas de trabalho não foram dissociados dos efeitos de coorte. Com isso, apenas a parcela das ofertas relativas explicadas pelos efeitos de idade e de coorte foram utilizados como variáveis explicativas nas regressões. As tabelas 15, 16 e 17 contêm os resultados dos novos modelos estimados.

**Tabela 15**

Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores intermediários e não qualificados, por grupo de idade e ano, instrumentalizando as ofertas relativas de trabalho

	(1)	(2)	(3)
Oferta relativa por grupo de idade	0.042 (0.016)	0.040 (0.017)	0.043 (0.016)
Tendência			-0.013 (0.001)
Efeitos de tempo			
1981-1985		0.174 (0.020)	
1986-1990		0.129 (0.019)	
1991-1995		0.004 (0.014)	
1996-1999			
Efeitos de idade			
26-30	-0.177 (0.035)	-0.176 (0.035)	-0.179 (0.033)
31-35	-0.114 (0.029)	-0.113 (0.030)	-0.115 (0.028)
33-40	-0.071 (0.026)	-0.070 (0.028)	-0.071 (0.026)
41-45	-0.047 (0.023)	-0.047 (0.025)	-0.047 (0.024)
46-50	0.010 (0.026)	0.010 (0.027)	0.011 (0.028)
51-55	-0.004 (0.027)	-0.005 (0.027)	-0.003 (0.028)
56-60			
Constante	0.911 (0.037)	0.935 (0.029)	1.154 (0.038)
Número de observações	133	133	133
R <sup>2</sup>	0.713	0.645	0.602

Fonte: Elaboração própria.

Desvios padrão entre parênteses. (1) Especificação inclui dummies de idade e ano. (2) Especificação inclui dummies de idade e tempo. (3) Especificação inclui dummies de idade e uma tendência linear. 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.

**Tabela 16**

Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e intermediários, por grupo de idade e ano, instrumentalizando as ofertas relativas de trabalho

	(1)	(2)	(3)
Oferta relativa por grupo de idade	0.134 (0.051)	0.120 (0.053)	0.127 (0.049)
Tendência			0.010 (0.001)
Efeitos de tempo			
1981-1985		-0.141 (0.027)	
1986-1990		-0.111 (0.027)	
1991-1995		-0.066 (0.026)	
1996-1999			
Efeitos de idade			
26-30	0.011 (0.035)	-0.001 (0.039)	0.002 (0.037)
31-35	-0.006 (0.034)	-0.014 (0.040)	-0.012 (0.038)
33-40	-0.032 (0.035)	-0.036 (0.043)	-0.035 (0.042)
41-45	-0.064 (0.036)	-0.067 (0.045)	-0.068 (0.044)
46-50	-0.056 (0.039)	-0.059 (0.047)	-0.060 (0.045)
51-55	-0.081 (0.037)	-0.086 (0.044)	-0.086 (0.043)
56-60			
Constante	0.852 (0.075)	1.009 (0.098)	0.829 (0.069)
Número de observações	133	133	133
R <sup>2</sup>	0.478	0.297	0.343

Fonte: Elaboração própria.

Desvios padrão entre parênteses. (1) Especificação inclui dummies de idade e ano. (2) Especificação inclui dummies de idade e tempo. (3) Especificação inclui dummies de idade e uma tendência linear. 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.

**Tabela 17**

Primeiro estágio da estimação dos diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados, por grupo de idade e ano, instrumentalizando as ofertas relativas de trabalho

	(1)	(2)	(3)
Oferta relativa por grupo de idade	-0.046 (0.039)	-0.026 (0.037)	-0.038 (0.039)
Tendência			0.000 (0.002)
Efeitos de tempo			
1981-1985		-0.002 (0.036)	
1986-1990		-0.010 (0.029)	
1991-1995		-0.068 (0.026)	
1996-1999			
Efeitos de idade			
26-30	-0.061 (0.063)	-0.087 (0.060)	-0.074 (0.061)
31-35	0.008 (0.059)	-0.016 (0.057)	-0.004 (0.059)
33-40	0.012 (0.051)	-0.008 (0.050)	0.002 (0.052)
41-45	-0.013 (0.043)	-0.026 (0.044)	-0.020 (0.046)
46-50	0.011 (0.036)	0.004 (0.040)	0.006 (0.041)
51-55	-0.051 (0.033)	-0.052 (0.039)	-0.053 (0.041)
56-60			
Constante	1.488 (0.127)	1.643 (0.095)	1.591 (0.135)
Número de observações	133	133	133
R <sup>2</sup>	0.523	0.253	0.169

Fonte: Elaboração própria.

Desvios padrão entre parênteses. (1) Especificação inclui dummies de idade e ano. (2) Especificação inclui dummies de idade e tempo. (3) Especificação inclui dummies de idade e uma tendência linear. 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.

Nas três especificações adotadas, apenas a equação referente ao diferencial salarial entre trabalhadores qualificados e não qualificados apresentou o sinal esperado pelo modelo teórico utilizado. Analisando esses valores estimados de  $(1/s_A)$ , -0,046; -0,026 e -0,038; conclui-se que nenhum deles é estatisticamente significativo a 5%, além do fato de corresponderem a elasticidades infinitas.

Até agora foram realizadas estimações referentes ao primeiro estágio do processo. No entanto, pelo 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.

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  $(1/s_A)=0$  e, portanto,  $s_A = \infty$ , as equações (12a), (13a) e (14a) transformam-se em:

$$r_{jt}^1 = \log\left(\frac{q_{Qt}}{q_{It}}\right) - \left(\frac{1}{s_E}\right) \log\left(\frac{Q_t}{I_t}\right) + e_{jt}^1 \quad (24)$$

$$r_{jt}^2 = \log\left(\frac{q_{It}}{q_{Nt}}\right) - \left(\frac{1}{s_E}\right) \log\left(\frac{I_t}{N_t}\right) + e_{jt}^2 \quad (25)$$

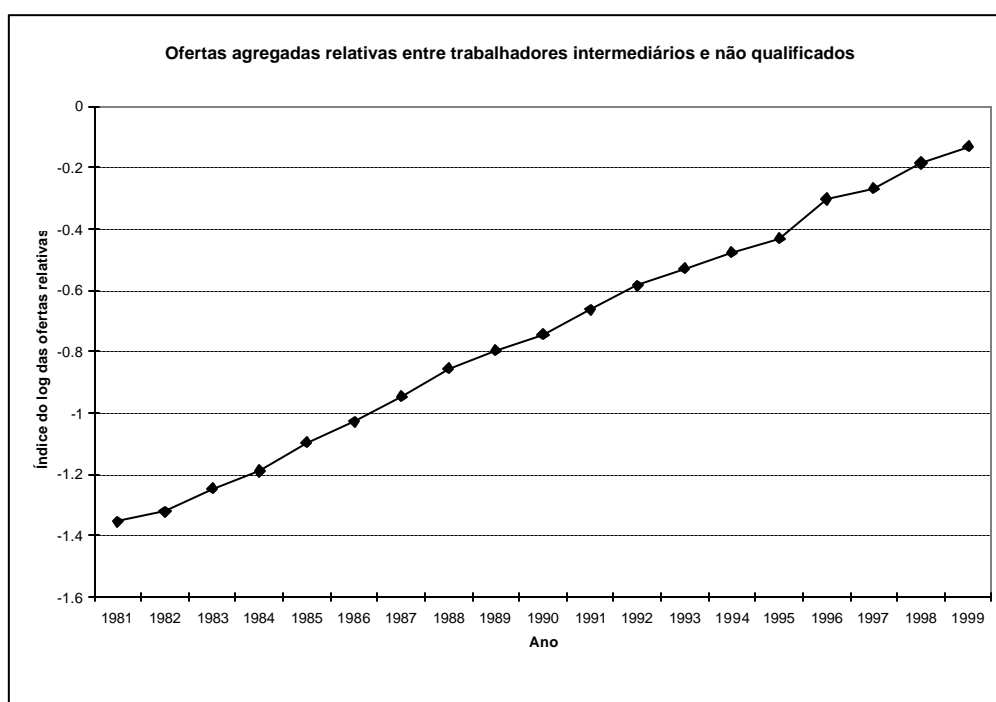
$$r_{jt}^3 = \log\left(\frac{q_{Qt}}{q_{Nt}}\right) - \left(\frac{1}{s_E}\right) \log\left(\frac{Q_t}{N_t}\right) + e_{jt}^3 \quad (26)$$

As equações (24), (25) e (26) constituem um caso particular do modelo empregado neste estudo.



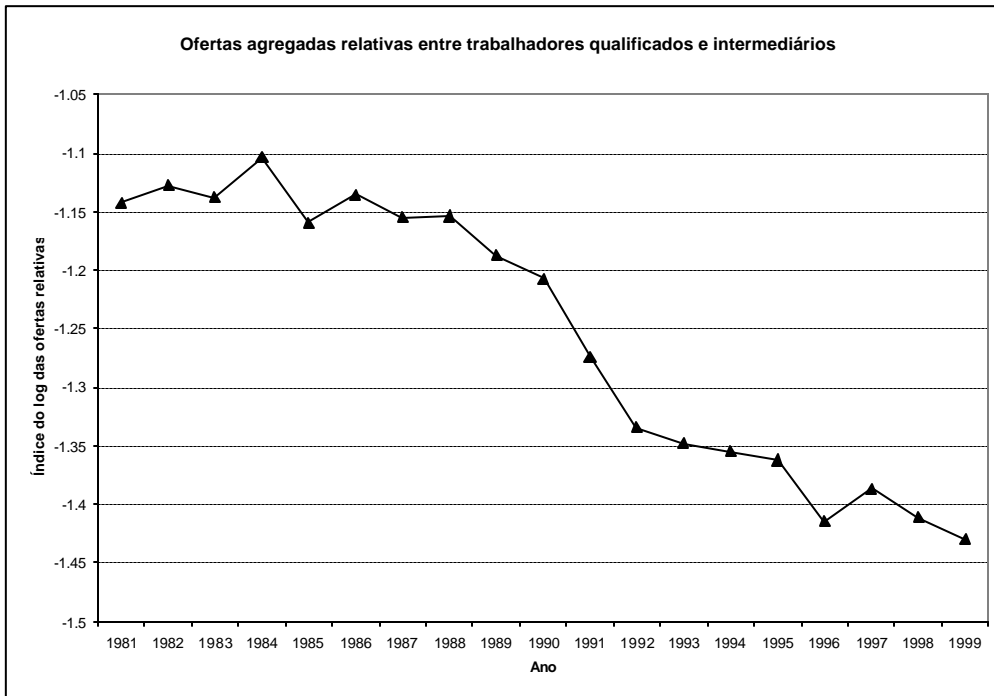
Podem-se calcular as ofertas totais de cada tipo de trabalho somando-se o total de indivíduos existentes em cada categoria educacional. Não é necessário empregar um critério de ponderação, pois está sendo assumido que a elasticidade de substituição entre grupos etários é infinita. As figuras 21, 22 e 23 ilustram, respectivamente, as ofertas agregadas relativas de trabalho intermediário e não qualificado, qualificado e intermediário, e qualificado e não qualificado.

**Figura 21**



Fonte: *Elaboração própria com dados da Pnad*

**Figura 22**



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

**Figura 23**



Fonte: Elaboração própria com dados da Pnad

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.

Duas especificações foram utilizadas para estimar as equações (24), (25) e (26). O que as difere é a forma que se utiliza para captar os efeitos de choques tecnológicos. Na especificação (1), tais choques são captados por uma tendência linear, procedimento usualmente empregado na literatura. A segunda especificação utiliza as variáveis dummies de tempo (para intervalos de 5 anos), para captar tais efeitos. Os resultados da estimação das equações (24), (25) e (26) são apresentados nas tabelas 18, 19 e 20.

**Tabela 18**

Estimação da equação (25) (intermediários e não qualif.)		
	(1)	(2)
Oferta agregada relativa	-0.719 (0.012)	-0.099 (0.081)
Tendência	0.038 (0.000)	
Efeitos de tempo		
1981-1985		0.882 (0.097)
1986-1990		0.874 (0.069)
1991-1995		0.795 (0.044)
1996-1999		0.834 (0.021)
Número de observações	133	133
R <sup>2</sup>	0.993	0.993

*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. (1) Especificação inclui uma tendência linear. (2) Especificação inclui dummies de tempo.*

**Tabela 19**

Estimação da equação (24) (qualif. e intermediários)		
	(1)	(2)
Oferta agregada relativa	-0.613 (0.015)	-0.801 (0.254)
Tendência	-0.002 (0.002)	
Efeitos de tempo		
1981-1985		-0.218 (0.288)
1986-1990		-0.215 (0.298)
1991-1995		-0.311 (0.337)
1996-1999		-0.311 (0.359)
Número de observações	133	133
R <sup>2</sup>	0.986	0.987

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. (1) Especificação inclui uma tendência linear. (2) Especificação inclui dummies de tempo.

**Tabela 20**

Estimação da equação (26) (qualif. e não qualif.)		
	(1)	(2)
Oferta agregada relativa	-0.667 (0.006)	0.290 (0.098)
Tendência	0.032 (0.001)	
Efeitos de tempo		
1981-1985		2.369 (0.231)
1986-1990		2.261 (0.200)
1991-1995		2.145 (0.186)
1996-1999		2.140 (0.164)
Número de observações	133	133
R <sup>2</sup>	0.996	0.997

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. (1) Especificação inclui uma tendência linear. (2) Especificação inclui dummies de tempo.

A primeira especificação inclui, 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  $(1/s_E)$  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 qualificação: 1,39; 1,63 e 1,50.

A segunda especificação substitui a tendência linear por dummies de tempo, para captar o efeito demanda sobre os salários relativos. Agora, as estimativas encontradas para  $(1/s_E)$  foram  $-0,099$ ;  $-0,801$  e  $0,290$ . Diferentemente do que ocorre na primeira especificação, na segunda, os valores estimados do parâmetro de interesse variam muito de uma equação para outra, além de que, na primeira equação (intermediários e não qualificados) o parâmetro é não significativo e, na terceira (qualificados e não qualificados), possui sinal contrário ao esperado pela teoria.

Ferreira (2002), após utilizar uma medida específica por coortes no lugar de ofertas relativas por ano e grupo de idade, obtém valores de  $(1/s_A)$  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  $(1/s_E)$  de aproximadamente  $-0,64$ , valor muito próximo dos obtidos neste trabalho, assumindo perfeita substitutabilidade entre os grupos de idade.

## V. 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.

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. 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 venha a se reduzir, pelo menos no curto prazo.

De fato, ocorreu um progresso educacional entre gerações no Brasil. Houve um aumento importante no percentual de pessoas com ensino fundamental e/ou ensino médio ao longo das gerações, principalmente a partir dos nascidos em 1940. Esse aumento na média de escolaridade das pessoas reduziu a proporção de indivíduos com ensino fundamental na força de trabalho. O problema parece estar mesmo na passagem dos indivíduos do ensino médio para o ensino superior.

Os resultados apontaram elasticidades de substituição entre grupos de idade muito elevadas, podendo-se considerá-las infinitas. No entanto, pelo fato de existirem três equações para estimar um parâmetro de interesse no primeiro estágio,  $(1/s_A)$ , os resultados não foram conclusivos, pois muitos valores encontrados apresentavam sinal positivo e/ou eram estatisticamente não significantes a 5%.

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

Intuitivamente, espera-se que a elasticidade de substituição entre grupos de qualificação seja menor do que a elasticidade entre grupos de idade (dentro de um grupo de qualificação). Isto porque trabalhadores melhor qualificados tendem a desempenhar tarefas mais complexas, não sendo facilmente substituíveis por trabalhadores de menor qualificação. Por sua vez, dois trabalhadores qualificados com diferentes idades podem desempenhar uma mesma função com aproximadamente igual eficiência.

De fato, os resultados encontrados neste trabalho apontam para o que foi dito acima, com a elasticidade de substituição entre os grupos etários sendo infinita e, entre os grupos de qualificação, de aproximadamente 1,5.

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.



## VI. Referências Bibliográficas

BARROS, R., R. HENRIQUES e R. MENDONÇA. Education and equitable economic development, *Economia*, vol. 1, 2000, p.111-44.

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.

FISHLOW, A. Brazilian size distribution of income, *American Economic Review*, vol. 62, p. 391-402, 1972.

FURTADO, C. *Um projeto para o Brasil*. Rio de Janeiro, Editora Saga, 1968.

HAMMERMESH, D. *Labor demand*, Princeton: Princeton University Press, 1993.

HOFFMANN, R. A Desigualdade e Pobreza no Brasil no Período 1979-90, *Revista Brasileira de Economia*, vol. 49, p. 277-94, 1995.

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.

LEAL, C. e S. WERLANG. Educação e Distribuição de Renda em: CAMARGO & GIAMBIAGI (org.) *Distribuição de Renda no Brasil*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1991, p. 83-96.

MENEZES-FILHO, N., R. FERNANDES e P. PICCHETTI. Rising human capital but Constant inequality: the education composition effect in Brazil. Universidade de São Paulo, 2000. Mimeo.

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.

REIS, J., R. P. BARROS. Wage Inequality and the Distribution of Education, *Journal of Development Economics*, vol. 36, p. 117-43, 1991.

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.