

Sobre-escolarização nas ocupações brasileiras: uma análise dos efeitos de idade, período e coorte

Cláudia Hamacek Vianna

Economista graduada pela UFMG
claudia.hamacek@gmail.com

Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira

Professora Adjunta do Departamento de Ciências Econômicas da UFMG
ahermeto@cedeplar.ufmg.br

Resumo: O crescimento da escolaridade da mão-de-obra brasileira nas últimas décadas gerou a preocupação acerca da existência de um descasamento entre o nível de habilidades ofertado pelos trabalhadores e o exigido por suas ocupações, fenômeno denominado sobre-escolaridade. Utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), procurou-se mensurar essa incompatibilidade e estimar o papel dos efeitos de ciclo de vida, de conjuntura do mercado e de geração através de um modelo de idade-período-coorte (IPC). Os resultados encontrados apontam para uma predominância dos efeitos de conjuntura para os homens, enquanto que as trabalhadoras mulheres sofreram mais pela influência dos efeitos ciclo de vida e de geração.

Palavras-chave: educação. ocupação. sobre-escolaridade. idade. período. coorte.

Abstract: The educational upgrading presented by the Brazilian population over the last decades may have been causing a mismatch between the level of education supplied by the workforce and the required by jobs, a phenomenon defined as overeducation. Data from the National Domicile Sample Survey (PNAD) was used to measure this mismatch and an age-period-cohort model was estimated to evaluate the influence of life-cycle, generation and labor market conjuncture effects. Results indicate that, for working men, the predominant effect comes from period changes. On the other hand, for working women, the prevalent effects are life-cycle and generation effects.

Key words: education. occupation. overeducation. age. period. cohort.

Classificação JEL: J21, J24, J31

Classificação ANPEC: Economia do Trabalho

1. INTRODUÇÃO

Desde Adam Smith, a educação é vista como uma vertente para elevar a produtividade do trabalho. No entanto, caso a escolaridade adquirida pelo profissional não seja plenamente empregada em sua ocupação, há um desperdício de habilidades que reduz a eficácia da educação como geradora de crescimento econômico. Quando um trabalhador apresenta nível de escolaridade acima do requerido para a sua ocupação, há um descasamento entre o nível de habilidades ofertado por esse profissional e o seu salário. Esse descompasso é denominado sobre-escolarização da mão-de-obra¹. Para

¹ Há ainda o efeito da subescolarização, caracterizado pela oferta de escolaridade aquém da requerida pelo trabalho. No entanto, tendo em vista que este não é o foco do trabalho, a incompatibilidade aqui referida diz respeito apenas àquela causada pelo “excesso” de anos de estudo para o desempenho do trabalho.

estes profissionais, parte dos investimentos em educação são improdutivos, o que reduz os seus retornos quando comparados aos seus pares de mesma escolaridade, mas que se encontram adequadamente posicionados.

A sobre-escolarização no Brasil é ainda mais grave na medida em que a realidade do mercado de trabalho do país indica uma carência de mão-de-obra especializada e de boa qualificação. Nesse sentido, é imperativo identificar quais fatores apresentaram maior influência sobre a sobre-escolarização nas ocupações brasileiras para que se possa direcionar as ações governamentais de modo mais eficiente. O estudo aqui realizado visou cobrir essa lacuna desmembrando o risco de descasamento entre escolaridade e ocupação em efeitos de idade, período e coorte, uma abordagem pioneira para dados brasileiros.

O ponto de partida da análise foi a descrição da escolaridade da população brasileira em função das três dimensões demográficas em que o modelo econométrico se baseia. Foram considerados homens e mulheres separadamente, pois a percepção do mercado de trabalho entre os sexos não é similar, especialmente para o extenso período de tempo analisado – 1981 a 2005. A análise descritiva, entretanto, não pode ser tomada como um retrato verdadeiro da sobre-escolaridade já que ao analisar uma dimensão demográfica isolada, ignora-se o impacto das demais sobre a incompatibilidade. O uso de um modelo idade-período-coorte pretende justamente mensurar a influência de cada componente, mas controlando-se pelo efeito dos demais.

Além desta introdução, este trabalho é composto de outras quatro seções que abordam uma breve revisão da literatura sobre a sobre-escolarização, seguida de uma descrição da metodologia aplicada no estudo, da análise das variáveis de interesse e dos resultados alcançados, e, por fim, das considerações finais.

2. MENSURAÇÃO DA SOBRE-ESCOLARIZAÇÃO E RESULTADOS ALCANÇADOS

O crescimento do nível de escolaridade apresentado pela população dos países ocidentais é um dos mais marcantes desenvolvimentos sociais das últimas décadas. Nesse sentido, considerando a educação como uma medida de habilidades, a força de trabalho nunca esteve tão bem preparada como atualmente. Em um ambiente econômico que supostamente move-se na direção da “era informacional”², a qualificação para a ocupação é um dos aspectos mais relevantes para o acesso à estrutura ocupacional e ascensão no mercado de trabalho e, tendo em vista as mudanças em curso, esse fator tem se tornado cada vez mais importante. Contudo, caso a oferta de trabalhadores qualificados cresça em um nível superior ao da demanda por este tipo de mão-de-obra, a sobre-escolarização da força de trabalho é um possível resultado.

A percepção de que trabalhadores com alta escolaridade estariam ocupando cargos antes preenchidos por indivíduos com menor nível de qualificação teve início na década de 1970. Esta constatação foi derivada do pressuposto de que a elevação (*upgrading*) educacional estaria sendo além da demandada pelo mercado de trabalho. Desde então, diversos estudos para diferentes países e períodos³ confirmam a incidência

² Segundo Handel (2000), a economia mundial encontra-se em um processo de globalização crescente, com requerimentos de absorção de tecnologia no estado-da-arte, voltada para o setor serviços e organizada de forma a envolver uma maior participação do profissional no ambiente de trabalho.

³ Freeman, 1976; Duncan e Hoffman, 1981; Clogg e Schokey, 1984; Verdugo e Verdugo, 1989; Alba-Ramirez, 1993; Hartog, 2000; Bauer, 2002; MacGuinness, 2006; entre outros.

do descasamento (*mismatch*) educação-ocupação. O reconhecimento do fenômeno da sobre-escolarização, no entanto, não trouxe consigo uma maneira universal de se mensurar a escolaridade requerida para o desempenho da ocupação. Dentro da literatura sobre o assunto, a incompatibilidade entre escolaridade e ocupação tem sido medida de três maneiras, sendo duas formas objetivas e uma subjetiva⁴.

O primeiro método objetivo é caracterizado por uma avaliação sistemática das ocupações por um profissional especializado que aponta quanto e qual a forma de escolaridade necessária para o preenchimento de uma vaga (*job analysis*). A segunda forma objetiva, por sua vez, é derivada de uma variável de ocupações e outra de escolaridade. A educação requerida é estimada através dos desvios em torno da média ou moda de anos de estudo dos trabalhadores em suas respectivas ocupações. Tendo em vista a disponibilidades de dados e o período analisado, esse será o método aplicado neste estudo. Diferentemente do que ocorre nas medidas objetivas, na medida subjetiva o próprio trabalhador estabelece o nível de educação necessário para a sua atividade. A medida pode ser captada de duas formas: o indivíduo pode dizer o quanto de escolaridade ele julga necessário para a sua vaga; ou ele é indagado sobre ser adequadamente escolarizado ou não.

Todas as formas de se estimar a escolaridade requerida para o desempenho de uma ocupação, entretanto, apresentam vantagens e desvantagens, fazendo com que o pesquisador escolha aquela que mais se adéque aos dados disponíveis e ao modelo utilizado. Hartog (2000) faz um levantamento dos artigos publicados sobre o assunto e aponta que os resultados encontrados para a sobre-escolarização não são sensíveis quanto à medida da escolaridade adequada para a ocupação. Além disso, independentemente da forma empregada para medir a incompatibilidade, uma questão central na literatura diz respeito aos impactos que o aumento do nível médio de educação da mão-de-obra pode trazer para o mercado de trabalho. A decorrência mais visível é dada pelo descasamento entre escolaridade e ocupação, gerando um efeito cascata. Cargos antes ocupados por pessoas de menor escolaridade passam a ser ocupados por profissionais mais qualificados, de forma que trabalhadores de menor escolarização concorram com pares mais bem preparados devido ao déficit de demanda por tais profissionais.

Outro importante efeito largamente documentado é o impacto da sobre-escolarização sobre os rendimentos. São duas as especificações mais empregadas que, apesar de similares, avaliam os impactos de modo diferente e por isso devem ser analisadas de forma distinta. A especificação proposta por Duncan e Hoffman (1981) leva em consideração a educação necessária ao desempenho do trabalho e o número de anos de educação formal acima ou abaixo do requerido para a ocupação. Assim sendo, sob esta formalização os coeficientes das variáveis de incompatibilidade devem ser interpretados relativamente a trabalhadores na mesma ocupação e que possuam a escolaridade adequada, e seus valores indicam quanto cada ano a mais ou a menos que o adequado impacta nos rendimentos. A formalização em Verdugo e Verdugo (1989) regride o logaritmo dos salários sobre a educação apresentada pelo indivíduo e *dummies* de sobre-escolarização e subescolarização. O efeito, dessa forma, é comparado a indivíduos que possuam o mesmo nível de educação e estão adequadamente posicionados no mercado de trabalho.

Os resultados encontrados pela literatura internacional podem ser sintetizados como fatos estilizados por terem sido verificados em diversos estudos posteriores para

⁴ Para descrição mais detalhada consultar Hartog (2000).

diferentes países. Verdugo e Verdugo (1989) mostram que os retornos para os anos de estudo além do necessário são negativos, indicando que os trabalhadores com educação acima da requerida para o emprego encontram-se em um nível ocupacional abaixo daqueles que possuem a mesma escolaridade, mas que estão adequadamente posicionados. Considerando a formalização proposta por Duncan e Hoffman (1981), os resultados apontam para retornos positivos para a sobre-escolarização, porém inferiores aos retornos auferidos pelos adequadamente capacitados. Dessa forma, dentro de uma mesma ocupação, os adequadamente escolarizados apresentam retornos aos investimentos educacionais condizentes com o seu nível de educação, enquanto que os sobre-escolarizados apresentam retorno aquém do esperado.

Ambas as especificações são encontradas em Sicherman (1991) para trabalhadores norte-americanos usando os dados do *Panel Study of Income Dynamics – PSID*. Os resultados são alinhados com o esperado: os sobre-educados obtiveram retornos menores do que os seus pares na mesma ocupação, e maiores do que os trabalhadores com a mesma escolaridade. No entanto, Sicherman vai além das regressões e explora dados em painel apontando que os sobre-escolarizados são mais novos, possuem menor nível de treinamento e maior probabilidade de moverem-se para ocupações mais altas de remuneração mais elevada. O mesmo tipo de estudo é feito em Bauer (2002) para dados alemães em uma base de dados transversais grupados. A análise dos dados agrupados é alinhada com os fatos estilizados para as duas modelagens.

Hartog (2000) compila e analisa resultados de diferentes estudos para os Estados Unidos, Holanda, Portugal, Espanha e Reino Unido, baseados em Duncan e Hoffman (1981), e confirma os fatos estilizados. Além disso, acrescenta que, geralmente, os retornos para a sobre-escolarização verificada nesses países varia entre a metade e dois terços dos retornos para os adequadamente escolarizados. Green *et al* (1999), empregando dados para o Reino Unido, também defendem a hipótese de que os retornos para cada ano de estudo “em excesso” são positivos, porém menores que os retornos para a escolaridade necessária. Groot e van den Brink (2000) seguem a mesma linha de Hartog (2000) e analisam vários estudos para a incompatibilidade educacional, porém são investigadas as duas especificações econométricas. As conclusões apresentadas indicam uma maior sobre-escolarização nos Estados Unidos do que na Europa, sendo mais elevada também entre as mulheres e entre os trabalhadores com menores habilidades, para os quais o *pay-off* de um ano de sobre-escolaridade é menor. É apontado, ainda, que o crescimento da força de trabalho tem efeito positivo sobre a incidência da incompatibilidade educacional.

Apesar de sua importância para compreensão de fenômenos sociais em andamento no país, bem como para a condução de políticas educacionais eficientes, a sobre-escolarização foi pouco estudada no Brasil. Machado *et al.* (2003), utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD – para o período de 1981 a 2001, corroboram a literatura apontando que há uma tendência no Brasil de que pessoas mais bem preparadas ocupem posições que antes eram exercidas por trabalhadores menos qualificados. Ademais, postulam que há uma relação inversa entre a idade e incompatibilidade educacional e que o descasamento é maior nas categorias sócio-ocupacionais manual e doméstica. Os dados da PNAD também são empregados por Santos (2002) em uma especificação do tipo Verdugo e Verdugo (1989). Os anos avaliados são 1992, 1995, 1997 e 1999. Os resultados encontrados pelo autor condizem com os modelos de discriminação salarial da mulher no mercado de trabalho, com o prêmio salarial feminino no caso da sobre-escolarização sendo inferior aos dos homens.

Além disso, é constatado que o efeito da incompatibilidade é mais evidente para as ocupações de nível médio, não obstante também estar presente em ocupações que demandam nível superior de ensino.

O exercício feito por Diaz e Machado (2008) assemelha-se à Sicherman (1991) e Bauer (2002), a exceção de que os autores comparam a especificação de Duncan e Hoffman (1981) à equação minceriana de rendimentos original⁵. Os autores fazem uso de dados do Censo Demográfico Brasileiro de 2000 e da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) de 2002 para rodar as duas regressões. Este é um trabalho pioneiro no Brasil por utilizar uma medida de *job analysis*, presente na CBO2002 e disponível apenas para dados mais atuais. A análise confirma para dados brasileiros os fatos estilizados na literatura: os retornos a escolaridade requerida são maiores do que os da educação que o trabalhador possui, e, para o Brasil e suas macro-regiões, os retornos da escolaridade requerida são maiores do que os da sobre-escolarização. Uma conclusão interessante apresentada no estudo é a de que, no Brasil, o retorno da sobre-educação, para homens e mulheres, é cerca de três quartos do retorno da escolaridade requerida. Assim, há um incentivo maior a ser sobre-escolarizado no país relativamente aos outros países, nos quais essa razão é de metade a dois terços conforme citado anteriormente.

Uma forma de expandir a análise da incompatibilidade escolaridade-ocupação e refinar os resultados é através do uso de um modelo de idade-período-coorte (IPC), assim como em Clogg e Schokey (1984), que incorpore as três dimensões relevantes no processo demográfico. Oliveira e Rios-Neto (1999) aplicam um modelo IPC para a atividade econômica no Brasil metropolitano utilizando dados da Pesquisa Mensal de Emprego. A intenção dos autores é analisar as tendências de participação na população economicamente ativa. Segundo os autores, estes efeitos podem ser caracterizados da seguinte forma:

“Normalmente, os efeitos de idade em processos demográficos estão associados a processos biológicos, psicológicos e/ou mudanças nos papéis sociais dos grupos etários. Já os efeitos de período estão geralmente associados às condições ambientais que variam com o tempo, sendo as flutuações econômicas o exemplo mais conspícuo de efeito de período. A análise de período lida com o estudo de diferentes coortes no mesmo ponto no tempo; as mudanças dependem também da composição da população em um período particular e dos processos de coorte naquele período. Os efeitos de coorte estão geralmente associados às mudanças genéticas, de tamanho, de educação dos pais, de educação da coorte e das interações históricas da coorte.” (Oliveira e Rios-Neto, 1999, p.244)

A mesma linha de raciocínio embasa a aplicação de um modelo de IPC para a sobre-escolarização: investigar a tendência da incompatibilidade educacional no Brasil permeada por esta decomposição, contribuindo, assim, para o esclarecimento mais detalhado da evolução da escolarização da população brasileira e o quanto do descasamento entre escolaridade e ocupação pode ser atribuído os impactos de conjuntura, ciclo de vida ou de geração.

⁵ A equação minceriana de rendimentos original regride o logaritmo dos rendimentos individuais sobre um termo de educação, experiência e experiência ao quadrado, sendo a experiência medida por uma *proxy* de idade (MINCER, 1974)

3. METODOLOGIA

3.1 Fonte de dados e variáveis empregadas

A escolha da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD-IBGE) como fonte de dados é justificada por esta permitir a análise das características e transformações no mercado de trabalho brasileiro, já que possui banco de dados para as últimas décadas, bem como por apresentar sempre em sua estrutura um ou mais tópicos referentes a informações sobre a força de trabalho. Dessa forma, tendo em vista os objetivos de mensurar e avaliar a sobre-educação da força de trabalho brasileira a partir de um modelo de idade-período-coorte, as informações de ocupação e escolaridade contidas na pesquisa são de grande valia.

O período selecionado para o estudo vai de 1981 a 2005. O intervalo abrange vinte e cinco anos em que o mercado de trabalho brasileiro passou por modificações significativas, tanto no que tange à demanda quanto à oferta de mão-de-obra. Neste período, foram grandes as mudanças nos paradigmas de produção e na administração das empresas que passam a absorver constantemente novas tecnologias em um mercado cada vez mais globalizado. Pelo lado da oferta, as mulheres passam a ter maior participação no mercado de trabalho e há um aumento da escolaridade média dos trabalhadores. Um intervalo de tempo dessa extensão também é necessário para a construção e acompanhamento de um número razoável de coortes. Ademais, tendo em vista as diversas mudanças sofridas pelos questionários nestas décadas, as características do levantamento foram compatibilizadas, visando gerar uma série histórica de resultados.

Foram considerados os indivíduos – homens e mulheres – entre 25 e 60 anos, ocupados em atividades não agrícolas. A escolha por esta faixa de idade objetiva restringir a amostra para a parcela da população que tem maior probabilidade de ter concluído sua educação formal e de estar no mercado de trabalho. O teto etário pretende excluir o efeito seletivo que a inclusão de indivíduos dessa idade pode trazer para a amostra. Isso porque, grande parte das pessoas ocupadas com mais de 60 anos ou trabalham por necessidade de manter-se e por serem arrimo de família; ou, no outro extremo, permanecem trabalhando por estarem no alto escalão da cadeia produtiva, ocupando posições de sucesso e com alta remuneração. O mesmo argumento está por trás da exclusão dos trabalhadores agrícolas, reduzir o efeito de seletividade para manter a medida de escolaridade adequada mais conservadora.

A aplicação do modelo IPC requer intervalos anuais e etários iguais para a construção das coortes. Dessa forma, as informações utilizadas para a construção do banco de dados referem-se ao período de intervalo trienal formado pelos anos: 1981 (ano base), 1984, 1987, 1990, 1993, 1999, 2002 e 2005; que, conjuntamente com uma variável derivada de grupos de idade também de base trienal, formaram as coortes. A análise das coortes baseia-se na idéia de que as pessoas de idade x no período t são aquelas de idade $x-1$ no período $t-1$, “e de que as transformações no mundo social modificam as pessoas de diferentes idades de diferentes maneiras de tal forma que os efeitos dessas transformações são persistentes” (Oliveira e Rios-Neto, 1999, p. 244). Os doze intervalos etários e nove de período geraram vinte coortes distintas, conforme é apresentado na tabela no fim desta seção.

Considerando que a escolaridade adequada será calculada pelo método de desvios em torno da média, foram necessárias uma variável indicativa da ocupação do profissional e outra para o seu nível de habilidades. Todavia, apesar de as habilidades

dos trabalhadores decorrerem tanto da educação formal como de treinamentos *on-the-job* e de capacidades inatas, a PNAD apenas fornece uma medida dos anos completos de estudo dos indivíduos, a qual será empregada como *proxy* para habilidades. Quanto à variável de ocupação, as mudanças ocorridas no dicionário da PNAD, mencionadas anteriormente, demandaram uma compatibilização da variável de forma que a organização final é composta por 173 classificações de ocupações, condizentes com a CBO2002. O novo arranjo procurou gerar uma variável de maior nível desagregado para que as ocupações posicionadas em um mesmo grupo sejam as mais homogêneas possíveis no que diz respeito à educação média. O objetivo, assim, é contornar, mesmo que parcialmente, a heterogeneidade não observada entre os trabalhadores.

TABELA 1
Coortes por grupo etário e período

| Grupo Etário | 1981 | 1984 | 1987 | 1990 | 1993 | 1996 | 1999 | 2002 | 2005 |
|--------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 25-27 | C ₁₂ | C ₁₃ | C ₁₄ | C ₁₅ | C ₁₆ | C ₁₇ | C ₁₈ | C ₁₉ | C ₂₀ |
| 28-30 | C ₁₁ | C ₁₂ | C ₁₃ | C ₁₄ | C ₁₅ | C ₁₆ | C ₁₇ | C ₁₈ | C ₁₉ |
| 31-33 | C ₁₀ | C ₁₁ | C ₁₂ | C ₁₃ | C ₁₄ | C ₁₅ | C ₁₆ | C ₁₇ | C ₁₈ |
| 34-36 | C ₉ | C ₁₀ | C ₁₁ | C ₁₂ | C ₁₃ | C ₁₄ | C ₁₅ | C ₁₆ | C ₁₇ |
| 37-39 | C ₈ | C ₉ | C ₁₀ | C ₁₁ | C ₁₂ | C ₁₃ | C ₁₄ | C ₁₅ | C ₁₆ |
| 40-42 | C ₇ | C ₈ | C ₉ | C ₁₀ | C ₁₁ | C ₁₂ | C ₁₃ | C ₁₄ | C ₁₅ |
| 43-45 | C ₆ | C ₇ | C ₈ | C ₉ | C ₁₀ | C ₁₁ | C ₁₂ | C ₁₃ | C ₁₄ |
| 46-48 | C ₅ | C ₆ | C ₇ | C ₈ | C ₉ | C ₁₀ | C ₁₁ | C ₁₂ | C ₁₃ |
| 49-51 | C ₄ | C ₅ | C ₆ | C ₇ | C ₈ | C ₉ | C ₁₀ | C ₁₁ | C ₁₂ |
| 52-54 | C ₃ | C ₄ | C ₅ | C ₆ | C ₇ | C ₈ | C ₉ | C ₁₀ | C ₁₁ |
| 55-57 | C ₂ | C ₃ | C ₄ | C ₅ | C ₆ | C ₇ | C ₈ | C ₉ | C ₁₀ |
| 58-60 | C ₁ | C ₂ | C ₃ | C ₄ | C ₅ | C ₆ | C ₇ | C ₈ | C ₉ |

Fonte: Elaboração Própria

3.2 Cálculo da incompatibilidade

A incompatibilidade educacional seguiu a formalização proposta por Clogg e Shockey (1984) baseada em desvios em torno da média de escolaridade para cada ocupação. Esta maneira de quantificar a escolaridade adequada apresenta importantes vantagens, tendo sido considerada por Groot et al. (1999) como a melhor dentre quatro índices para sobre-scolarização. O conceito baseado na média e no desvio padrão destaca-se por preencher dois requerimentos essenciais para a construção de um indicador com aplicabilidade universal: ser compreensivo, ou seja, aplicável a amplas categorias de trabalhadores; e corrente, o que significa ser capaz de lidar com flutuações no comportamento da força de trabalho no decorrer do tempo. Ambas as características são essenciais para o estudo, especialmente porque não estamos interessados em avaliar se o aumento da escolaridade média dos trabalhadores é decorrente de uma elevação das habilidades requeridas pelas empresas. Reconhecemos que parte do aumento da educação é consequência da necessidade dos profissionais de se adequarem melhor às vagas ofertadas. O objetivo principal é avaliar quais foram os efeitos que a idade, o período e a coorte tiveram sobre a evolução da sobre-escolarização nas últimas décadas no Brasil.

Segundo os autores, a escolaridade adequada é encontrada da seguinte forma: a média e o desvio-padrão dos anos de estudo completos de cada ocupação são calculados para o ano base e, qualquer trabalhador que possua escolarização maior que a média de sua ocupação mais um desvio-padrão, é classificado como incompatível. Por exemplo, tomando a média de escolaridade de uma ocupação em 1981 como seis anos de estudo e

o desvio de um ano, qualquer trabalhador nesta ocupação que apresente mais que sete anos de escolaridade em qualquer um dos anos em análise será classificado como sobre-escolarizado. A classificação de referência é utilizada em todo o período em estudo de forma que a sobre-scolarização não é analisada em um determinado ponto no tempo, mas sim na sua tendência ao longo do período analisado.

3.3 Modelo IPC

A modelagem da incompatibilidade entre escolaridade e ocupação será baseada na replicação de Clogg e Schokey (1984). Os autores empregam a medida que propõem de sobre-escolarização em um modelo de IPC sobre uma base de três anos – 1970, 1975 e 1980 – derivada do Censo americano. Para o caso brasileiro, a sobre-escolarização será modelada sobre a base de dados transversais agrupados (*pooled cross-sections*) obtida através da concatenação dos anos selecionados da PNAD. Tendo em vista a natureza binária da variável resposta, o método utilizado é o logit, assim como em Clogg e Schokey, porém com uma correção por cluster. Além disso, outra diferença entre os dois estudos reside na separação das regressões por gênero, uma vez que se espera um efeito diferente para homens e mulheres dado que as condições do mercado de trabalho percebidas pelos dois sexos não são similares.

A abordagem dos modelos idade-período-coorte (IPC) tem como pressuposto que todos os fatores que influenciam a sobre-escolaridade podem ser significativamente reunidos nas categorias idade, período e coorte. A existência de outros fatores ou sobreposições não é negada, porém assume-se implicitamente que estas influências são de menor importância que os efeitos principais relacionados a cada dimensão demográfica. Segundo Fienberg e Mason (1985), a estratégia analítica típica dos modelos IPC é apontar os padrões de alteração nas taxas demográficas ligadas a estas dimensões para depois analisar as influências específicas que determinam os padrões observados de idade, período e coorte.

O modelo geral especificado para estimar os efeitos de idade, período e coorte segue a seguinte formalização (BLOOM, 1984; WILMOTH, 1997):

$$F(x_{ipc}) = \gamma + I' \alpha + P' \varphi + C' \delta + \epsilon_{ipc} \quad (1)$$

Onde x_{ipc} é a variável de interesse, no caso a sobre-escolarização, que ocorre para a idade i , no ano p e para a coorte c . A função $F(.)$ é uma transformação aplicada à variável de interesse. Os coeficientes α ⁶, φ e δ são os vetores de parâmetros dos efeitos de idade, período e coorte, respectivamente; e I' , P' e C' são vetores de variáveis *dummy* que assumem valores um para a idade, o período e a coorte que a observação se encontra e zero para as demais. A constante de escala é dada por γ e estabelece um nível global pra $F(x_{ipc})$. Por fim, ϵ_{ipc} é um termo de erro na especificação do modelo ou nos dados originais e nas flutuações aleatórias.

A simplicidade do modelo, no entanto, não implica facilidade de estimação. O problema fundamental reside na igualdade matemática na qual coorte mais idade é igual

⁶ A análise de α na regressão indica a mudança esperada em x mantendo-se constantes coorte e período. No entanto, dada a ligação direta entre as três dimensões demográficas, não é possível variar uma dimensão sem alterar as demais, Assim, o modelo indica que os efeitos de idade, período e coorte são aditivos e lineares.

ao período (coorte + idade = período). Dessa forma, os parâmetros não podem ser identificados separadamente, pois há multicolinearidade perfeita⁷.

A linearidade entre idade, período e coorte foi corrigida através da omissão de variáveis e restringindo o efeito de estar nas duas coortes mais velhas a serem iguais, fazendo com que o modelo seja identificado e os parâmetros possam ser estimados. Foram omitidos o grupo de idade mais jovem, o ano de 1981 e o agrupamento das duas coortes mais velhas. Dessa forma, os efeitos dessas variáveis foram fixados em zero e o efeito para as demais *dummies* de cada dimensão demográfica é dado por comparação às variáveis omitidas dentro de cada componente do IPC. Agrupar as duas coortes mais velhas restringe o efeito de estar na coorte 1 e 2 a serem iguais. Esse não é um pressuposto forte já que, com o envelhecimento, a identidade da coorte se turva e a idade se torna progressivamente menos precisa como um indicador de características sociais de modo que as coortes adjacentes mais velhas tendem a se permear.

O fato de a variável explicada do modelo ser binária incorre na necessidade de estimação do modelo pelo método de logit calculado por Máxima Verossimilhança⁸. Entretanto, raramente a variável resposta de um logit tem uma unidade de medida bem definida, de forma que a análise da magnitude dos coeficientes em si mesma não é interessante, apesar de fornecerem o sentido no qual a variável explicativa afeta a variável resposta – se aumenta ou diminui a probabilidade de sucesso. Para avaliar os parâmetros diretamente é necessário calcular as *odds ratios* da regressão⁹.

O uso de coortes na regressão requer um cuidado especial. A forma como foram calculadas tem como objetivo reunir em um mesmo grupo um conjunto de pessoas que apresente características as mais homogêneas possível. Todavia, a hipótese de homogeneidade entre as coortes é muito forte e não há como garantir que as observações dentro das coortes sejam independentes entre si. Nesse sentido, os dados podem ser correlacionados dentro de uma coorte devido à presença de um termo comum não-observado específico por coorte. Para o caso em que o efeito não observado dentro da coorte não é correlacionado com os regressores, apenas a variância dos parâmetros da regressão precisa ser ajustada. A correlação intra-coorte faz com que o erro estimado seja correlacionado para observações na mesma coorte. Dessa forma, a correção por *cluster* considera essa dificuldade e define um coeficiente de correlação intra-classe equivalente ao modelo com coeficiente de correlação intra-classes constante, corrigindo a variância dos estimadores¹⁰.

A formalização do modelo IPC seguiu a seguinte equação:

$$\begin{aligned} \text{sobre_escol} = & \alpha + \beta_K \text{coorte}_{1-20} + \beta_Y g_idade_{1-12} + \beta_Z \text{ano}_{1-9} + \\ & \beta_W \text{anosest} * \text{ano}_{1-9} + \beta_X \text{anosest} + u \end{aligned} \quad (2)$$

As *dummies* de cada dimensão funcionam como uma maneira de isolar o efeito de cada componente, controlando pelos efeitos dos outros dois. Nesse sentido, os coeficientes de idade mostraram a variação relativa na sobre-escolarização ocorridas em função das mudanças na idade, controlando-se pelo impacto geral das diferenças entre

⁷ A multicolinearidade perfeita ocorre quando, na amostra, uma das variáveis explicativas é uma combinação linear perfeita de algumas das outras variáveis explicativas da regressão (WOOLDRIDGE, 2006). Este é o caso entre a coorte mais velha e o grupo de idade mais velho do primeiro ano e da coorte mais nova e o grupo de idade mais novo do último ano.

⁸ Para formalização do método de estimação por Máxima Verossimilhança consultar Wooldridge (2006).

⁹ Para formalização das *odds ratios* consultar Wooldridge (2006) e Cameron e Trivedi (2005).

¹⁰ Para formalização completa da correção por *cluster* consultar Cameron e Trivedi (2005)

as coortes e das diferenças entre os períodos; os coeficientes de ano, por sua vez, apresentam o impacto geral dos vários períodos, controlando-se os efeitos puros de idade e coorte; e os coeficientes de coorte dão o impacto geral de cada coorte, tendo em vista os efeitos de idade e período puros. A interação entre ano e anos de estudo completos pretende limpar do efeito de período a tendência decorrida do aumento da escolaridade média da população.

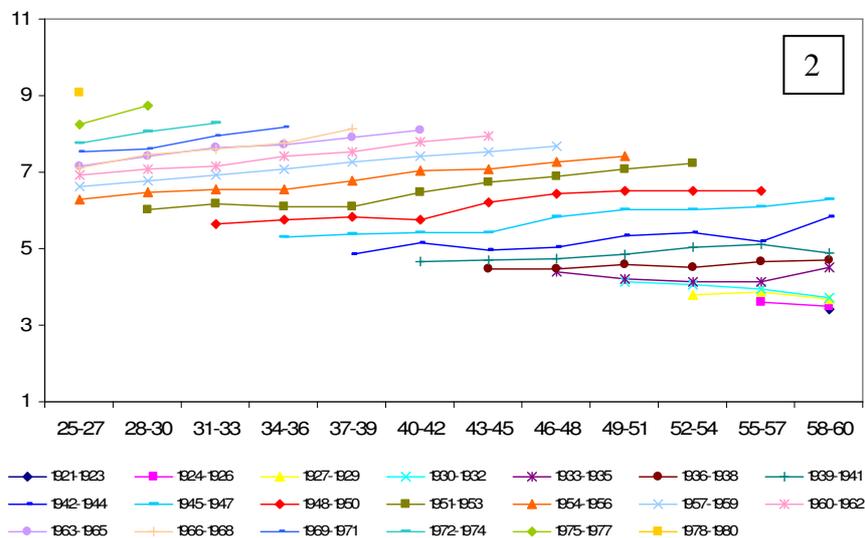
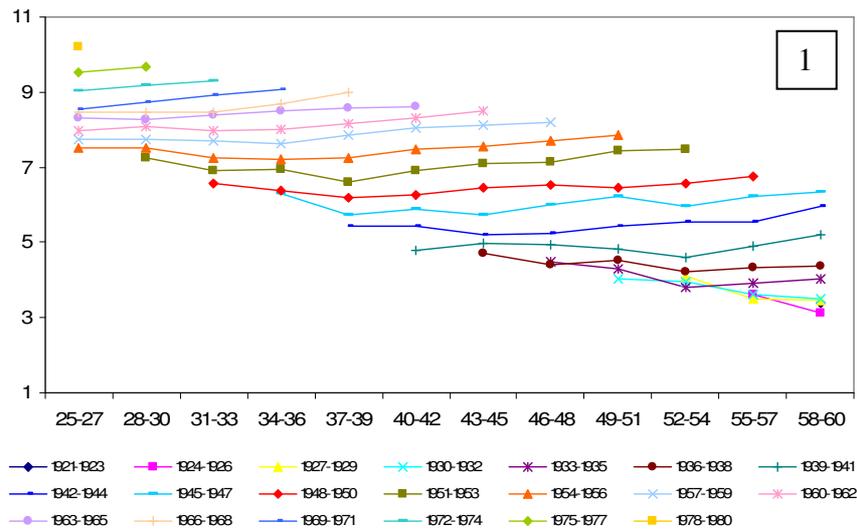
4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 Análise descritiva da sobre-escolarização

O ponto de partida natural para o estudo da incompatibilidade entre a escolaridade ofertada pelo trabalhador e a requerida por sua ocupação no Brasil é a análise da evolução da educação formal da população do país. Como são privilegiados os efeitos de idade, período e coorte, os anos médios de estudo foram calculados com base nessas três dimensões. Cada linha do gráfico representa uma coorte, sendo que cada marcador na linha corresponde à faixa etária em que essa coorte se encontra e, pela união desses dois componentes, temos o período. Tendo em vista que foram abordados nove pontos no tempo e para cada ano perdemos a coorte mais velha e ganhamos uma mais nova, apenas as coortes nascidas entre 1945 e 1956 são acompanhadas em todo o período em questão. É preciso ressaltar que todos os valores analisados, neste e nos demais gráficos, referem-se aos indivíduos ocupados em atividades não-agrícolas em cada ano. Os gráficos 1 e 2 apresentam a escolaridade média por coortes de nascimento e grupos de idade para mulheres e homens, respectivamente.

Dois fatos saltam aos olhos. O primeiro refere-se ao aumento da escolaridade média para ambos os gêneros, sendo o efeito de coorte muito claro. À exceção das primeiras coortes, que podem ser consideradas bastante semelhantes, as linhas são totalmente descoladas uma das outras e, movendo-se das coortes mais velhas para as mais novas, as linhas se encontram sempre acima das anteriores, o que aponta o ganho de escolaridade de uma coorte para outra. A evolução da escolaridade, portanto, corrobora o upgrading educacional sofrido pela força de trabalho brasileira. O segundo ponto é que os tanto homens quanto mulheres mantêm praticamente estáveis os seus níveis de escolaridade em cada coorte, indicando que de fato os profissionais em geral concluem a sua educação formal até os 25 anos de idade. A média do módulo da variação dentro de cada coorte, ou seja, a variação entre o grupo de idade mais novo e o mais velho que forma a coorte, é maior para os homens, 0,69 anos de estudo contra 0,38 para as mulheres. Portanto, as mulheres são ainda mais estáveis que os homens.

Além disso, as trabalhadoras apresentam escolaridade média superior que os pares masculinos conforme esperado. Comparando o grupo de idade mais novo – de 25 a 27 anos, as mulheres nascidas entre 1954 e 1956 apresentam média de anos de estudo completos de 7,5 enquanto os homens nascidos na mesma época apresentam 6,26. Ainda nesta faixa etária, para a última coorte analisada – aqueles nascidos entre 1978 e 1980 – as mulheres possuem média de 10,19 contra 9,07 para os homens. No outro extremo, para o grupo de idade mais velho, ou seja, aqueles entre 58 e 60 anos, na primeira coorte avaliada – os nascidos entre 1921 e 1923 – os homens apresentam uma média de anos de estudo completos ligeiramente acima das mulheres, 3,43 contra 3,39. Já para os nascidos entre 1945 e 1947 com a mesma idade, as mulheres novamente passam a frente e apresentam média de 6,35 e os homens 6,26.



GRÁFICOS 1 E 2: Anos médios de estudo por grupos de idade e coortes de nascimento 1981-2005 – 1) Mulheres; 2) Homens
 FONTE: Elaboração própria a partir da PNAD – IBGE

Partindo para a análise das taxas de sobre-escolarização, verifica-se que, em todos os anos, além de a taxa aumentar paulatinamente para ambos os gêneros – há um aumento de aproximadamente 150% do primeiro ano para o último; as mulheres apresentam incompatibilidade educacional sempre maior do que a dos homens (TABELA 2). O crescimento médio anual foi de 3,40 pontos percentuais para mulheres e 3,21 para homens. Esta tendência sugere que, entre 1981 e 2005, os homens foram mais bem sucedidos do que as mulheres na busca por ocupações na quais pudessem empregar adequadamente a sua educação formal.

O resultado é coerente com o esperado e está de acordo com a literatura sobre o assunto. As mulheres historicamente apresentam escolaridade média acima da masculina, o que por si só já aumenta o risco de incompatibilidade. Ademais, há ainda fatores relacionados às formas de inserção da mulher no mercado de trabalho, como o fato de a maioria das vagas ocupadas por mulheres estarem em posições que não exigem (ou não exigiam) formação superior, quais sejam na área de educação, saúde e de

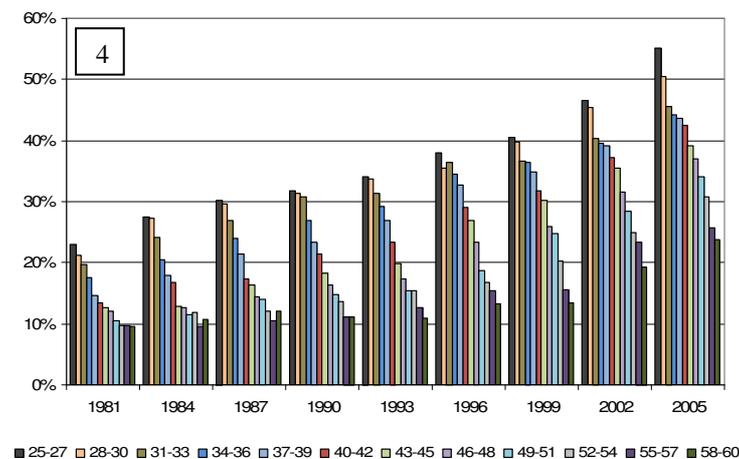
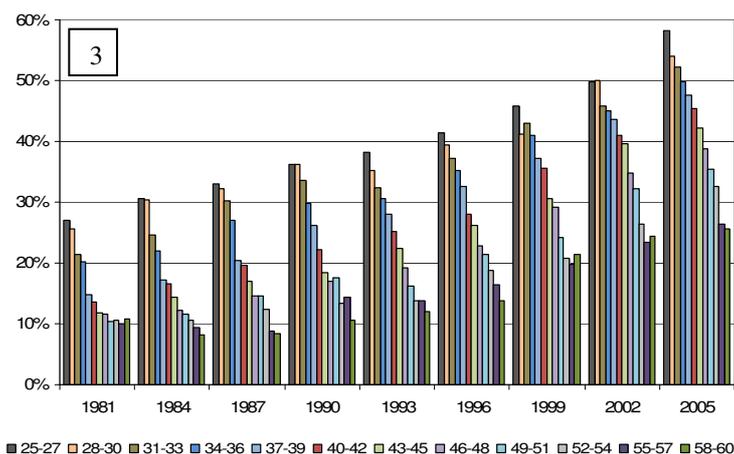
trabalho doméstico. Groot e Maassen van den Brink (1996) apontam também que profissionais que sofreram algum tipo de interrupção na carreira, tal como mulheres com filhos, possuem mais chances de serem sobre-escolarizados.

TABELA 2
Sobre-escolarização entre homens e mulheres em (%) – 1981 a 2005

| | 1981 | 1984 | 1987 | 1990 | 1993 | 1996 | 1999 | 2002 | 2005 |
|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Mulheres | 18.52 | 21.05 | 24.02 | 27.18 | 27.92 | 31.50 | 35.89 | 41.42 | 45.68 |
| Homens | 16.44 | 19.76 | 22.04 | 24.03 | 25.99 | 29.99 | 32.31 | 37.05 | 42.16 |

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD – IBGE

A análise da sobre-escolarização por grupos de idade para homens e mulheres sugere uma relação inversa entre a faixa etária do trabalhador e a incompatibilidade educacional (GRÁFICOS 3 e 4). Resultado semelhante ao encontrado em Machado Machado *et al.* (2003). Os valores mais altos são encontrados para os profissionais mais jovens e, à medida que avançamos para os grupos mais velhos, a sobre-escolaridade fica menor. Os gráficos também apresentam o aumento da taxa ocorrido em todos os grupos de idade entre 1981 e 2005. Em média, esse crescimento foi de 26,69 pontos percentuais para o sexo feminino e 24,84 pontos para o masculino. Em geral, a decomposição da incompatibilidade entre os grupos etários manteve a hipótese de que as mulheres são mais sobre-escolarizadas que os homens.



GRÁFICOS 3 E 4 : Sobre-escolarização por grupos de idade em (%) –1981 a 2005,
3) Mulheres; 4) Homens

FONTE: Elaboração própria a partir da PNAD – IBGE

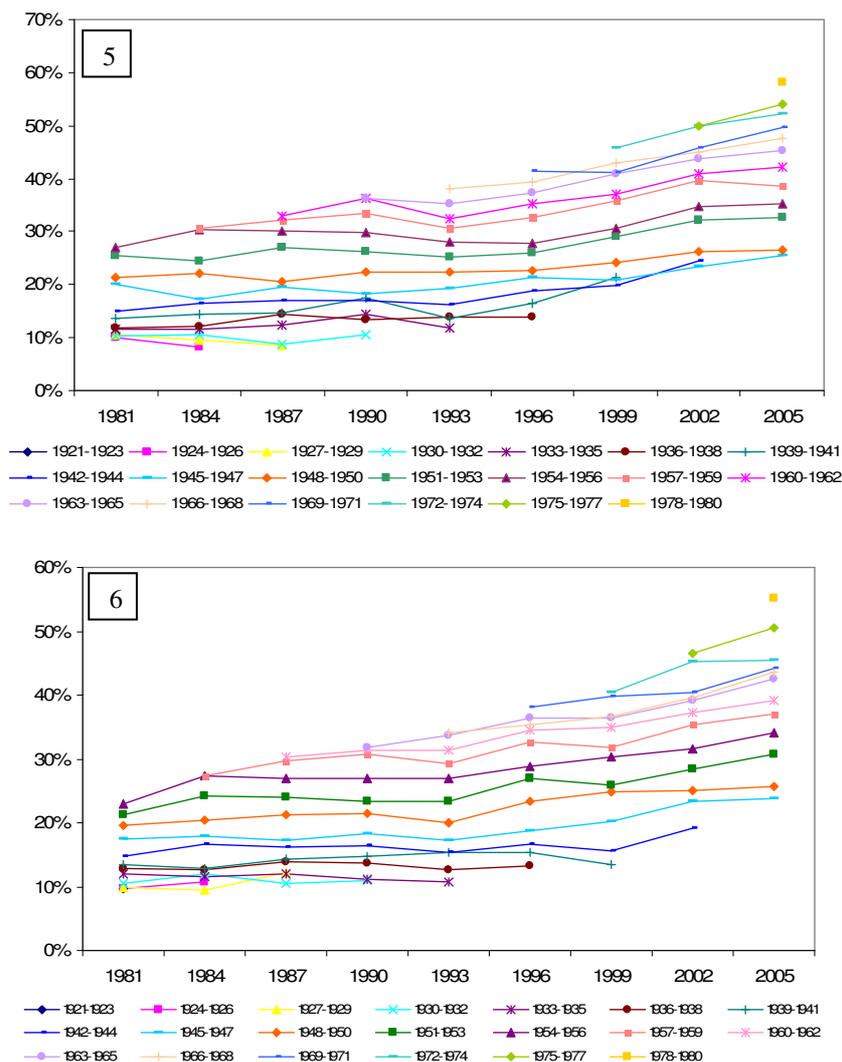
Empregando a idade como uma *proxy* para a experiência do trabalhador, fica claro que o envelhecimento não protege os trabalhadores quanto ao risco de sobre-escolarização. Mesmo sendo os mais jovens os mais suscetíveis ao descasamento, os grupos de idade mais velhos também observaram um aumento da incompatibilidade educacional. Clogg e Schokey (1984) apontam como uma das causas para este aumento a elevação da oferta de trabalhadores jovens mais qualificados, o que resultou em um rebaixamento de trabalhadores mais velhos e mais educados. Dessa forma, haveria um alto grau de “substitutabilidade” entre os grupos de idade. Sicherman (1991), ao pontuar que os sobre-escolarizados apresentam menor experiência, corrobora com essa discussão.

Além do déficit de experiência, a sobre-escolarização entre os jovens pode ser uma forma de compensar a falta de outras formas de capital humano, como habilidades inatas ou treinamentos *on-the-job*. Segundo outra linha interpretativa, o excesso de qualificação também é visto como uma forma de compensação, porém para a piora no sistema de ensino nas últimas décadas. Os profissionais mais jovens precisariam de mais anos de estudo para alcançar o mesmo nível de qualificação que trabalhadores mais velhos alcançaram com menor educação formal.

Inferências semelhantes podem ser feitas na análise por coortes (GRÁFICOS 5 e 6). Assim como os efeitos por grupos de idade, o efeito por coortes é bem claro. As coortes mais recentes são as mais sobre-escolarizadas, fato esperado já que são também as que possuem maior educação formal. A coorte mais velha no estudo, ou seja, aqueles que tinham 58-60 no período de 1921 a 1923, apresentava taxa de incompatibilidade igual a 9,63% para homens e 10,77% para mulheres. Os valores para a coorte mais nova – aqueles que tinham de 25 a 28 entre 1978 e 1980 – por sua vez, são 55,15% para homens e 58,18% para mulheres, uma elevação de mais de 500%. No entanto, a conclusão mais interessante que os dados apresentam é a de que a sobre-escolarização dentro de cada coorte é relativamente constante, tanto homens quanto mulheres.

A média do módulo da variação dentro de cada coorte, ou seja, a diferença entre o grupo de idade mais novo e o mais velho que forma a coorte, é maior para as mulheres nesse caso, 6,8% de variação da taxa de sobre-escolarização contra 6,2% para os homens. Ambas as variações são pequenas, tendo em mente que são analisados longos períodos da vida ativa dos profissionais. Dessa forma, caso um trabalhador ingresse no mercado de trabalho em uma ocupação com requerimentos de escolaridade aquém daqueles que ele possui, são grandes as chances de o mesmo permanecer nessa condição pelo resto de sua vida ativa.

O estudo por grupos de idade e por coortes pode parecer conflitante já que, no primeiro caso, o envelhecimento reduz o risco de o indivíduo seja sobre-escolarizado, enquanto que no segundo é constatado que caso um trabalhador seja classificado como sobre-escolarizado no início de sua vida ativa, são grandes as chances de ele continuar nessa classificação mesmo com o passar dos anos. O que acontece nesta análise é que o efeito de cada corte demográfico é considerado isoladamente, sem se controlar um pelo outro. O modelo IPC, portanto, visa averiguar com maior precisão qual é o papel de cada um tendo em vista os efeitos dos demais para que seja possível identificar, para homens e mulheres, quais apresentam o maior ou menor impacto na incompatibilidade educacional.



GRAFICOS 5 e 6: Sobre-escolarização por coortes de nascimento em (%) – 1981 a 2005, 5) Mulheres e 6) Homens
 FONTE: Elaboração própria a partir da PNAD – IBGE

4.2 Análise das regressões

O modelo IPC foi gerado por um logit a partir da *dummy* de sobre-escolarização sobre um vetor de *dummies* para o grupo de idade, a coorte e o período. Todas as especificações foram ponderadas segundo um peso amostral que denota o inverso da probabilidade de que a observação seja incluída dada forma como a pesquisa foi realizada. Os coeficientes dos grupos de idade serão classificados como efeitos de ciclo de vida; os das coortes como efeitos de geração; e os dos anos como efeitos de período. A tabela abaixo apresenta os valores encontrados nas regressões para homens e mulheres.

TABELA 3
 Resultados das regressões por logit para homens e mulheres

| | Mulheres | | Homens | |
|------|--------------------|------------|--------------------|-----------|
| | <i>odds ratios</i> | p-valor | <i>odds ratios</i> | p-valor |
| 1984 | 0,904 | (0.004)*** | 1,164 | (0.011)** |
| 1987 | 0,851 | (0.039)** | 1,302 | (0.032)** |

| | | | | |
|--------------|--------|------------|-------|------------|
| 1990 | 0,729 | (0.006)*** | 1,249 | -0,121 |
| 1993 | 0,76 | (0.022)** | 1,907 | (0.000)*** |
| 1996 | 0,747 | (0.043)** | 2,404 | (0.000)*** |
| 1999 | 0,727 | (0.052)* | 2,598 | (0.000)*** |
| 2002 | 0,733 | -0,108 | 2,702 | (0.000)*** |
| 2005 | 0,701 | -0,106 | 2,957 | (0.000)*** |
| anosest | 1,268 | (0.000)*** | 1,418 | (0.000)*** |
| 1984*anosest | 0,998 | -0,621 | 0,992 | -0,218 |
| 1987*anosest | 0,993 | -0,457 | 0,981 | -0,121 |
| 1990*anosest | 0,995 | -0,562 | 0,984 | -0,247 |
| 1993*anosest | 0,969 | (0.002)*** | 0,945 | (0.000)*** |
| 1996*anosest | 0,959 | (0.000)*** | 0,93 | (0.000)*** |
| 1999*anosest | 0,952 | (0.000)*** | 0,92 | (0.000)*** |
| 2002*anosest | 0,944 | (0.000)*** | 0,924 | (0.000)*** |
| 2005*anosest | 0,936 | (0.000)*** | 0,922 | (0.000)*** |
| coorte=3 | 1,137 | (0.000)*** | 0,892 | (0.000)*** |
| coorte=4 | 1,307 | (0.000)*** | 0,913 | -0,108 |
| coorte=5 | 1,929 | (0.000)*** | 0,924 | -0,312 |
| coorte=6 | 2,344 | (0.000)*** | 1,082 | -0,424 |
| coorte=7 | 2,993 | (0.000)*** | 1,096 | -0,444 |
| coorte=8 | 3,574 | (0.000)*** | 1,196 | -0,206 |
| coorte=9 | 4,446 | (0.000)*** | 1,269 | -0,142 |
| coorte=10 | 5,807 | (0.000)*** | 1,496 | (0.028)** |
| coorte=11 | 8,172 | (0.000)*** | 1,705 | (0.010)*** |
| coorte=12 | 10,854 | (0.000)*** | 2 | (0.002)*** |
| coorte=13 | 14,716 | (0.000)*** | 2,246 | (0.001)*** |
| coorte=14 | 18,94 | (0.000)*** | 2,419 | (0.001)*** |
| coorte=15 | 24,487 | (0.000)*** | 2,571 | (0.001)*** |
| coorte=16 | 32,333 | (0.000)*** | 2,74 | (0.001)*** |
| coorte=17 | 39,279 | (0.000)*** | 2,923 | (0.001)*** |
| coorte=18 | 53,117 | (0.000)*** | 3,157 | (0.001)*** |
| coorte=19 | 63,564 | (0.000)*** | 3,333 | (0.001)*** |
| coorte=20 | 90,333 | (0.000)*** | 3,817 | (0.001)*** |
| g_idade=2 | 1,237 | (0.000)*** | 1,008 | -0,826 |
| g_idade=3 | 1,501 | (0.000)*** | 0,966 | -0,467 |
| g_idade=4 | 1,853 | (0.000)*** | 0,977 | -0,743 |
| g_idade=5 | 2,163 | (0.000)*** | 0,996 | -0,967 |
| g_idade=6 | 2,629 | (0.000)*** | 0,976 | -0,824 |
| g_idade=7 | 3,142 | (0.000)*** | 0,987 | -0,927 |
| g_idade=8 | 3,724 | (0.000)*** | 0,99 | -0,945 |
| g_idade=9 | 4,629 | (0.000)*** | 1,011 | -0,947 |
| g_idade=10 | 5,533 | (0.000)*** | 1,034 | -0,866 |
| g_idade=11 | 6,598 | (0.000)*** | 1,029 | -0,902 |
| g_idade=12 | 8,448 | (0.000)*** | 1,018 | -0,94 |

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD-IBGE

Notas: 1) p-valor robusto entre parênteses

2) * significativa a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%

4.2.1 Efeitos de conjuntura:

A conjuntura do mercado de trabalho afeta diretamente o risco de sobre-escolarização na medida em que, em períodos de aumento da oferta de vagas, é esperado que os trabalhadores consigam se posicionar melhor quanto a sua escolaridade já que dispõem de um leque variado de opções. Por outro lado, em períodos de baixa no

mercado de trabalho, os profissionais terão dificuldades de encontrar vagas condizentes com o seu nível de educação. Há ainda o aumento da concorrência, que pode incluir pares mais qualificados, mas, que na impossibilidade de ficarem desempregados, podem aceitar propostas com requerimentos educacionais aquém dos seus. Considerando a extensão do período analisado em conjunto com a medida empregada para estabelecer o nível de educação requerida, é esperado que ocorra um aumento da sobre-escolarização mesmo em face dos efeitos de período. Isso porque, como o método por desvios em torno da média aplica o padrão encontrado no primeiro ano do estudo para todos os demais e, tendo a escolaridade aumentado significativamente entre 1981 e 2005, as variações na conjuntura podem não ser captadas.

A interação entre as variáveis de ano e a variável de anos completos de estudo visa justamente retirar do efeito de período a elevação progressiva da escolaridade, de modo a eliminar a tendência de crescimento da incompatibilidade que o aumento da educação formal pode causar. É interessante pontuar que o aumento de um ano de estudo completo eleva mais o risco de sobre-escolarização para homens do que para mulheres, 1,418 contra 1,268, respectivamente. Apesar de, em média, as mulheres apresentarem maior escolarização que os homens, tal fato pode ser interpretado como as trabalhadoras tendo uma chance ligeiramente maior de ocupar vagas de emprego condizentes com a sua escolaridade no que diz respeito ao aumento dos anos completos de educação formal.

As mulheres apresentam vantagem também ao analisarmos o efeito de período para as *dummies* de ano. Comparando os demais anos a 1981, as trabalhadoras apresentam chances crescentes de não serem sobre-escolarizadas controlando-se pelos efeitos de idade e coorte, o contrário do esperado. Portanto, a conjuntura econômica parece ter sido de pouca importância para a evolução da sobre-escolarização entre as mulheres ocupadas. Uma melhoria no mercado de trabalho percebida pelas profissionais femininas, no sentido de uma maior estabilidade, pode estar por trás desse resultado. Dessa forma, as mulheres aumentaram a sua participação na mão-de-obra e, além disso, esta ampliação da oferta foi absorvida em vagas adequadas à escolaridade das profissionais.

O efeito para os trabalhadores homens é o oposto. Comparando os demais anos a 1981, as *odds ratios* indicam risco crescente de serem sobre-escolarizados. Portanto, mesmo controlando pela idade e coorte, os homens vivenciaram uma elevação do risco de incompatibilidade entre 1981 e 2005, o que condiz com a discussão feita na análise gráfica. O crescimento da escolaridade entre os profissionais masculinos trouxe como consequência um aumento da chance de descasamento, seja pelo lado do aumento da oferta de trabalhadores mais escolarizados, seja por modificações na demanda por parte das empresas.

Considerando os ciclos econômicos, parece não haver relação entre a sobre-escolarização e o fato de estar em um período de expansão ou recessão no caso das mulheres. Mesmo para os homens, para os quais o efeito de conjuntura é significativo e dentro dos padrões esperados, ao compararmos a diferenças entre os padrões de crescimento do risco de incompatibilidade e o estado econômico do período, não há uma relação direta entre redução da probabilidade de descasamento e crescimento econômico e aumento da probabilidade e recessão.

4.2.2 Efeitos de geração:

O que se pretende ao organizar indivíduos em coortes de nascimento é verificar como fatores inerentes a cada coorte condicionam a vida ativa de seus integrantes, caracterizando-se por um estudo de como cada geração evolui no mercado de trabalho. A análise descritiva confirmou o crescimento da escolaridade média da coorte mais velha para as mais novas, o que pode indicar uma chance maior de incompatibilidade ao compararmos as duas primeiras coortes com as demais.

Os valores encontrados para os homens apontam um resultado interessante. Até a nona coorte as *dummies* foram não significativas, ou seja, não há um efeito de coorte para os trabalhadores homens nascidos entre 1921 e 1947. Isto equivale a dizer que não ocorreram mudanças entre estas nove gerações que acarretaram em uma percepção diferenciada do mercado de trabalho. O gráfico da sobre-escolarização por coortes masculinas fornece mais uma evidência para esse resultado, já que as linhas características destas nove gerações são muito próximas uma das outras, apresentando ainda várias interseções. Por outro lado, a partir da décima coorte – a primeira a ser significativa – há um risco crescente de sobre-escolarização. Assim, para as coortes nascidas no início dos anos 1950 em diante, transformações intrínsecas a cada geração foram responsáveis pelo aumento gradual do risco de incompatibilidade.

Para as mulheres, as *odds ratios* indicam que das duas coortes mais velhas para as mais novas as chances de sobre-escolarização são sempre crescentes em valor e em magnitude. Dessa forma, em oposição ao que ocorre com os profissionais homens, as profissionais do sexo feminino apresentam forte efeito inter-geracional, com alterações nas características particulares das coortes implicando em forte impacto sobre a chance de sobre-escolaridade. Tais resultados são alinhados com o crescimento da educação entre as gerações e, também, com o fato de as mulheres apresentarem chances maiores de incompatibilidade educacional.

A diferença nos efeitos de coorte para homens e mulheres é muito clara e pode ser analisada sob a luz das grandes mudanças geracionais ocorrida para as mulheres. Ryder (1965) argumenta que as novas coortes não causam as mudanças sociais, mas as possibilitam já que os jovens são menos contagiados pela história e mais habilitados a adaptarem-se ou a criarem novos padrões de vida. Nesse sentido, enquanto a inserção ocupacional masculina medida por coortes não sofreu grandes modificações estruturais no período analisado, a cada geração a participação feminina na força de trabalho aumenta e muda o que as mulheres buscam ao entrar no mercado de trabalho. A renda feminina que costumava ser complementação da masculina dentro da família, passa a ser crescentemente a renda principal, e as mulheres passaram a buscar realização profissional e construção de carreira.

4.2.3 Efeitos de ciclo de vida:

As características tradicionais do ciclo de vida ativa de um trabalhador configuram uma probabilidade maior de sobre-escolarização no primeiro emprego, dada a falta de experiência e de capacidades adquiridas com o desenvolvimento do trabalho – *learning by doing*; reduzindo-se o risco de incompatibilidade à medida que o indivíduo se desenvolve no mercado e adquire habilidades típicas de profissionais com mais experiência. Dessa forma, os jovens estão mais sujeitos a encontrarem dificuldades de se posicionarem do que os trabalhadores mais velhos (GROOT E VAN DEN BRICK, 1999; MACHADO ET AL, 2002). No entanto, o crescimento do nível educacional verificado na mão-de-obra brasileira pode fazer com que jovens profissionais com educação elevada passem a ocupar cargos antes preenchidos por trabalhadores mais

velhos e mais experientes, os quais passam a apresentar maior risco de incompatibilidade.

O efeito da idade controlando-se por período e coorte, todavia, foi diferente do esperado tanto para mulheres quanto para homens. Segundo os valores encontrados para os grupos de idade trienais, as trabalhadoras mulheres vivenciaram uma elevação crescente do risco de sobre-escolaridade com o envelhecimento. Este resultado é o oposto do que se esperava. Uma justificativa para o crescimento da chance de incompatibilidade é a idéia de que mulheres mais velhas que continuam trabalhando ou o fazem por necessidades financeiras, para manter a família; ou porque são mulheres mais bem-sucedidas que ocupam cargos altos e que podem apresentar uma escolaridade acima da requerida. Oliveira (2002) corrobora esse argumento ao apontar que a taxa de saída da força de trabalho com o envelhecimento é maior para as mulheres, o que pode justificar que as mulheres que permanecem trabalhando ou é por necessidade ou sucesso na carreira. Tem-se, portanto, que o aumento da experiência (analisada tendo a idade como *proxy*) não protege as mulheres contra a probabilidade de incompatibilidade educacional.

O resultado para homens é ainda mais surpreendente: o que se verifica é que a sobre-escolarização não é associada à idade para os ocupados do sexo masculino. Todas as *dummies* para grupos de idade foram não significativas de forma que a experiência e o ciclo de vida parecem não desempenhar papel significativo para a evolução da sobre-escolaridade entre os homens no período analisado. O argumento nesse caso pode ser o mesmo aplicado na análise por coortes, em oposição ao que ocorre para as mulheres, já que também não se verifica no período uma grande modificação estrutural na inserção ocupacional masculina com respeito ao padrão etário.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo dos efeitos de sobre-escolarização para um país como o Brasil em que a escolaridade média da população ainda é muito baixa¹¹, apesar de crescente, pode parecer contraditório. No entanto, a maior contribuição deste tipo de análise é a incorporar o lado da oferta na avaliação da evolução do mercado de trabalho. Ao desmembrar o estudo da incompatibilidade na influência em idade, período e coorte incluímos na discussão o impacto de mudanças pelo lado da oferta medidas pelas variações nessas três dimensões demográficas. Os efeitos de período apontaram que o crescimento da escolaridade por parte dos trabalhadores não teve em contrapartida um crescimento de mesmo ritmo de demanda em vagas condizentes com o novo nível de habilidades da população. Os efeitos de coorte, por sua vez, podem sinalizar que mesmo tendo a oferta de habilidades aumentado, as novas coortes poderiam estar sujeitas a uma queda na qualidade da educação, o que faz com que os demandantes de trabalho escolham pessoas mais escolarizadas que o necessário para compensar esse déficit. Fica claro que a oferta desempenha papel crucial na evolução do mercado de trabalho e que, para que as ações públicas sejam mais eficazes, é primordial uma sincronia entre políticas pelo lado da oferta (aumento da oferta de vagas na educação, melhor qualidade, etc.) e da demanda (incentivo a adoção de novas tecnologias, pesquisa, etc.).

O emprego de uma medida de desvios em torno da média para a educação requerida, entretanto, representa uma limitação deste estudo na medida em que não é capturado o efeito do aumento dos requerimentos de habilidades. Nesse sentido, faz-se

¹¹ Segundo o IBGE, em 2002 a média de anos de estudo da população brasileira era 6.2 anos de estudo.

necessário expandir a pesquisa na direção de mensurar o quanto do aumento da escolaridade pode ser atribuído ao grande avanço tecnológico e organizacional incorporado pelas empresas e o quanto pode ser referente à incompatibilidade educacional. No primeiro caso, os trabalhadores aumentariam a sua escolaridade a fim de se adequar as novas demandas de mercado e, no segundo, o crescimento da escolaridade seria uma ação equivocada dos profissionais que se educariam acima do efetivamente demandado. É importante avaliar também como ocorre a mobilidade ocupacional, verificar se os trabalhadores conseguem sair da condição de sobre-escolarizado e como este fato se relaciona à idade, coorte e ao período. Por fim, é sugerido ampliar a análise do impacto da incompatibilidade sobre os rendimentos dentro de um modelo IPC.

REFERÊNCIAS

- BAUER, T. K. Educational mismatch and wages: a panel analysis. **Economics of Education Review**. Cambridge, v.21, n.3, p. 221-229, jun. 2002.
- BECKER, G. S. **Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis**, with Special Reference to Education. Chicago: University of Chicago Press, 1964, 390p.
- BLOOM, D. E. **On the nature and estimation of age, period, and cohort effects in demographic data**. Harvard: Harvard University/Center for Population Studies, 1984. (Discussion Paper 84-7)
- BORJAS, G. J. **Labor Economics**. New York: McGraw-Hill/Irwin, 1996.
- CAMERON, A. C; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge University Press, Nova York , 2005
- CLOGG, C. C.; SHOCKEY, J. W. Mismatch between occupation and schooling: a prevalence measure, recent trends, and demographic analysis. **Demography**. Chicago, v. 21, n. 2, p. 233-257, mai. 1984.
- DIAS, P. C. A. **Incompatibilidade entre ocupação e educação: sobre-escolarização ou aumento das exigências de qualificação?** 2008. 50f. Monografia (Graduação em Economia) - Universidade Federal de Minas Gerais, Faculdade de Ciências Econômicas, Belo Horizonte. 2008.
- DIAZ, M. D. M.; MACHADO, L. Overeducation e Undereducation no Brasil: Incidência e Retornos. **Estudos Econômicos**. São Paulo, v.38, n.3, p. 431-460, jul.-set. 2008
- DUNCAN, G. J.; HOFFMAN, S. D. The Incidence and Wage Effects of Overeducation. **Economics of Education Review**. Cambridge, v. 1, n.1, p. 75-86. 1981.
- ESTEVEZ, L. A. Incompatibilidade Escolaridade-Ocupação e Salários: Evidências de uma Empresa Industrial Brasileira. **RBE**, Rio de Janeiro, v. 63, n. 2, p. 77-90, Abril-Junho 2009
- FIENBERG, S. E., MASON, W.M. Specification and implementation of age, period and cohort models. In: MASON, W. M., FIENBERG, S.E. (Ed.). **Cohort analysis in social research: beyond the identification problem**. New York: Springer, 1985. p.44-88.
- FREEMAN, R. B. **The overeducated American**. New York: Academic Press, 1976. 212p.
- GREEN, F.; MCINTOSH, S.; VIGNOLES, A. **'Overeducation' and skills: clarifying the concepts**. Londres: Centre for Economic Performance, London School of Economics (Discussion paper, 435). 1999.

- GROOT, W.; MASSEN VAN DEN BRIK, H. Overeducation in the labor market: a meta-analyses. **Economics of Education Review**, vol.19, p.149-158. 2000.
- HANDEL, M. J. Skills mismatch in the labor market. **Annual Review of Sociology**, v.1, n. 29, p. 135-165. 2000.
- HARTOG, J. Over-education and earnings: where are we, where should we go? **Economics of Education Review**, Cambridge, Mass., v.19, n. 2, p. 131-147, Abr. 2000.
- KIKER, B. F.; OLIVEIRA, M. M.; SANTOS, M.C.. The role of human capital and technological change in overeducation. **Economics of Education Review**, v. 19, p. 199-206. 2000.
- MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C.; CARVALHO, N. **Tipologia de qualificação da força de trabalho: uma proposta a partir da noção de incompatibilidade entre ocupação e escolaridade**. Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG (Texto para discussão, 218). 2003.
- MCGUINNESS, S. Overeducation in the labor market. **Journal of Economic Surveys**, v. 20, n. 3, p. 387-418. 2006
- MINCER, A. *Schooling, experience and earnings*. New York: NBER Press, 1974.
- MENEZES-FILHO, N. A. **A Evolução da educação no Brasil e seu impacto no mercado de trabalho**. Instituto Futuro Brasil, Working Paper, 2001
- OLIVEIRA, A. M. H. C. **Acumulando informações e estudando mudanças ao longo do tempo: análises longitudinais do mercado de trabalho brasileiro**. 2002. 151f. Tese Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2002.
- POWERS, D. A.; XIE, Y. **Statistics Methods for Categorical Data Analysis**. New York: Academic Press. 2000.
- RIOS-NETO, E. L. G.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Aplicação de um modelo de idade-período-coorte para a atividade econômica no Brasil metropolitano. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, vol.29:243-271, 1999
- RYDER, N. B. The cohort as a concept in the study of social change. **American Sociological Review**, v.30, n.6, p.843-861, 1965.
- SANTOS, A. Overeducation no Mercado de trabalho brasileiro. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v.2, n.2, p. 1-22. 2002
- SCHWARTZMAN, S. Equity, quality and relevance in higher education in Brazil. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v.76, n.1, p. 173-188. 2004.
- SICHERMAN N. Overeducation in the labor market. **Journal of Labor Economics**, v. 9, n.2, p. 101-122, 1991.
- THUROW, L. C. **Generating Inequality**, New York, Basic Books, 1975
- VERDUGO, R.; VERDUGO, N. The impact of surplus schooling on earnings: some additional findings. **Journal of Human Resources**, Madison, Wis., v. 24, n. 4, 629-643, 1989.
- VIANNA, C. H. **Sobre-escolarização nas ocupações brasileiras: uma análise dos efeitos de idade, período e coorte**. 2009. 48f. Monografia (Graduação em Economia) - Universidade Federal de Minas Gerais, Faculdade de Ciências Econômicas, Belo Horizonte. 2009.
- WILMOTH, J. R. Age-period-cohort models in demography. In: CASELLI, G., VALLIN, J., WUNSCH, G. (Ed.). *Démographie: analyse et synthèse; Actes du Séminaire de San Miniato*, Paris: Institut National D'Études Démographiques, 1997. p.187-204.
- WOODRIDGE, J. M. **Introdução à econometria**, Thomson, São Paulo, 2006