



II Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población

Guadalajara, México, 3 – 5 de Septiembre de 2006

**La demografía latinoamericana del siglo XXI
Desafíos, oportunidades y prioridades**

Diferenças salariais entre trabalhadores imigrantes e trabalhadores brasileiros.

Gabriela Adriana Sala

Instituto de Desarrollo Económico y Social
gabriela_adriana67@yahoo.com.ar

Eduardo Rios Neto

CNPD y CEDEPLAR-UFGM

Mesa 01. Movilidad y Migraciones
Sesión 01.2. Migraciones intraregionales

Diferenças salariais entre trabalhadores imigrantes e trabalhadores brasileiros

Gabriela A. Sala – Eduardo Rios-Neto

Introdução

A partir de informação do Censo Demográfico 2000, este artigo analisa a desigualdade nos rendimentos dos homens ocupados, nascidos nos países do Cone Sul da América Latina, residentes no Brasil e dos trabalhadores brasileiros, considerando variáveis como o tempo de residência neste país, a escolaridade, a experiência de trabalho, a sobrequalificação, em relação aos requerimentos médios da ocupação e a residência na região Sudeste. Também propõe estimar a existência de formas de discriminação salarial, entre os trabalhadores imigrantes e os brasileiros.

A primeira seção analisa a inserção ocupacional dos imigrantes do Cone Sul no mercado de trabalho. Na segunda são analisados alguns antecedentes referentes aos fatores que afetam os rendimentos dos migrantes internacionais, em diferentes países e dos trabalhadores, no Brasil. A terceira e a quarta descrevem a metodologia para estimar os rendimentos dos trabalhadores imigrantes e naturais do Brasil e interpretar os resultados correspondentes. A quinta refere-se aos retornos da escolaridade aos retornos aos estudos superiores concluídos no Brasil. A sexta analisa a retribuição ao tempo de residência no Brasil e à experiência de trabalho. Também propõe uma distinção entre experiência prévia e posterior à fixação de residência no Brasil. A sétima refere-se aos efeitos sobre os rendimentos da concentração geográfica. A oitava estima os efeitos da sobreescolaridade, em relação aos requerimentos médios da ocupação e da inserção em ocupações qualificadas nos rendimentos médios. Finalmente, nas duas últimas seções é avaliada a existência de discriminação salarial, por país de nascimento.

O artigo conclui que para o conjunto dos trabalhadores, o mercado de trabalho brasileiro oferece melhores retornos da escolaridade, especialmente, dos estudos superiores completos e retornos da experiência muito baixos. Neste contexto, os imigrantes do Cone Sul apresentavam maior escolaridade do que os trabalhadores brasileiros e recebiam, em média, maior remuneração. Os rendimentos dos brasileiros equivaliam a menos de um terço dos rendimentos dos argentinos, a um terço dos rendimentos dos chilenos, a quase a metade dos rendimentos dos bolivianos e uruguaios e a 90% dos rendimentos dos paraguaios. A maior parte do hiato salarial explicava-se, fundamentalmente, pela maior escolaridade. Os trabalhadores imigrantes estavam expostos a formas de discriminação salarial, porque os atributos produtivos, especialmente a experiência e a escolaridade, tinham menor “preço” do que os mesmos atributos dos trabalhadores brasileiros.

A inserção dos imigrantes do Cone Sul no mercado de trabalho brasileiro

Os anos oitenta e noventa caracterizaram-se pelo processo de reestruturação econômica pelo qual passaram os países do Cone Sul. Este processo caracterizou-se pela abertura e desregulação das economias e crescente flexibilização das relações trabalhistas. Com efeitos díspares, em termos de emprego e de distribuição da renda, os países mostraram, em geral, níveis de desemprego crescentes. Nas áreas urbanas do Brasil, a taxa média anual de desemprego passou de 5,3%, em 1985, a 7,6%, em 1999, um crescimento modesto, em comparação ao comportamento desse indicador nos outros países de América do Sul, a exceção do Chile, onde o desemprego experimentou uma queda notável durante os anos noventa, mas que reverteu-se nos finais da década.

No mercado de trabalho brasileiro, a maioria dos homens naturais da Argentina e do Chile era profissionais das ciências e as artes. Entre os nascidos no Brasil, Bolívia, Paraguai e Uruguai, a maioria era trabalhadores da produção de bens e serviços industriais. Este grupo ocupacional concentrava 30,1%, dos brasileiros; 35,3%, dos bolivianos; 35,6%, dos paraguaios e 20,2%, dos uruguaios. Em torno de 20% dos argentinos, 14% dos chilenos e

uruguayos, eram membros superiores do poder público, gerentes, dirigentes de organizações de interesse público e de empresas. Eram profissionais das ciências e das artes em torno de 25% dos argentinos, 27% dos bolivianos, 23% dos chilenos, 14% dos uruguayos. Um quinto dos brasileiros e dos uruguayos eram trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio em lojas e mercados. Os nascidos no Chile, Argentina e Uruguai apresentavam as maiores porcentagens de técnicos de nível médio na sua força de trabalho ocupada (respectivamente, 18,8%, 13,7% e 12,4%). Estas porcentagens mostram a que era muito importante a proporção de trabalhadores qualificados¹ entre os ocupados naturais da Argentina e Chile e, em menor medida, entre os naturais da Bolívia e Uruguai. Paralelamente, a maioria dos trabalhadores paraguayos e parte dos trabalhadores, uruguayos e bolivianos tinham ocupações pouco qualificadas. No entanto, o Paraguai também apresentava em torno de um quinto dos seus trabalhadores inseridos em ocupações qualificadas (TAB. 1).

Com relação aos trabalhadores brasileiros, os argentinos e chilenos estavam sobrerrepresentados entre os profissionais das ciências e das artes, os membros superiores do poder público, os dirigentes de organizações de interesse público e de empresas, assim como entre os gerentes e os técnicos de nível médio. Os naturais da Bolívia e Uruguai estavam, também, sobrerrepresentados nessas ocupações, embora em menor grau. Os trabalhadores paraguayos tinham uma distribuição, segundo ocupações, muito semelhante à dos trabalhadores brasileiros. As diferenças na inserção ocupacional dos trabalhadores imigrantes e brasileiros traduzem-se em diferenças nas condições de emprego, nas remunerações e na relação dos rendimentos do trabalho com a escolaridade e experiência.

Nas diferentes coortes migratórias que se radicaram no Brasil a partir de 1980, destaca-se o incremento da proporção de pessoas menos escolarizadas e de trabalhadores menos qualificados. O incremento da heterogeneidade em alguns grupos migratórios, pela presença crescente de migrantes menos qualificados, traduziu-se na polarização acentuada, como se observa, principalmente, entre os homens bolivianos e uruguayos (SALA, 2005).

Algumas variáveis que afetam os rendimentos dos imigrantes internacionais

A teoria do capital humano supõe que os salários variam entre diferentes trabalhadores, porque diferem as suas habilidades e capacidades inatas e adquiridas pela educação e experiência. A educação pode ser medida através de uma série de indicadores *proxy*, sendo a escolaridade, avaliada em anos de estudo, o mais controlado nas equações de rendimento. Nesta perspectiva, a maior escolaridade incrementa as chances de participação no mercado de trabalho e de se ter menor desemprego e melhores salários (BORJAS, 1996). Por outra parte, para esta abordagem teórica, os rendimentos aumentam com o tempo, ainda mais depois da pessoa ter deixado a escola, como resultado do treinamento no trabalho (BORJAS, 1996). A experiência no mercado de trabalho pode ser captada na forma de experiência de trabalho potencial, ao subtrair da idade, os anos de escolaridade e a idade presumida de entrada no sistema escolar (BERND, 1990). MINCER (1974) propôs uma regressão linear lineal para calcular a contribuição da escolaridade e da experiência nos rendimentos dos trabalhadores, que posteriormente foi a base a outras equações de rendimento. A equação de MINCER (1974), denominada “função de rendimentos”, considera que o logaritmo do salário/hora ($\ln W/H$) expressa-se como uma função que relaciona as variações no logaritmo dos rendimentos/hora com os anos de escolaridade, a experiência potencial, o termo quadrático da experiência potencial e fatores não-observados.

¹ Consideram-se, geralmente, trabalhadores qualificados aqueles inseridos em ocupações profissionais e técnicas (PELLEGRINO 1993). Neste artigo optou-se por acrescentar os membros superiores do poder público, dirigentes de organizações de interesse público e de empresas, além de gerentes.

Diferentes estudos, nos Estados Unidos e no Canadá, têm mostrado que os trabalhadores imigrantes percebem rendimentos menores do que os naturais do país receptor com o mesmo nível educacional e experiência de trabalho. Esse diferencial seria explicado pelas dificuldades de transferir, diretamente para o mercado de trabalho do país de destino, as qualificações derivadas da escolarização e da experiência no mercado de trabalho, do país de origem. Isto, freqüentemente, se expressa na inserção precária no mercado de trabalho do país receptor e na sobrequalificação dos imigrantes, em relação às ocupações nas que se inserem. Os diferenciais dos rendimentos entre ambos os tipos de trabalhadores foram, também, explicados a partir da discriminação exercida por alguns empregadores.

BORJAS (1999) afirma que, na relação entre salários, qualificações e habilidades dos migrantes, há influência de fatores, como o tempo de permanência, a assimilação cultural e o aprendizado da língua do país de destino. Observa que, com o aumento do tempo de residência no país receptor, melhoram o conhecimento da língua e do mercado de trabalho. Introduce o conceito assimilação econômica, operacionalizado a partir das mudanças no diferencial salarial entre trabalhadores imigrantes e dos naturais do país, ao longo de um período, sempre controlando por coortes migratórias.

FERRER, GEEN & RIDDELL (2004) citam o estudo de FRIEDBERG (2000), que explica os menores rendimentos dos trabalhadores imigrantes em Israel, pelos menores retornos da experiência adquirida fora desse país. Referem-se ao trabalho de FERRER & RIDDELL, (2003), que constata, entre os trabalhadores imigrantes, menores retornos da educação adquirida no exterior, em relação à adquirida no Canadá. Também afirmam que as deficiências das habilidades lingüísticas dos trabalhadores migrantes afetam os seus rendimentos. No entanto, observaram que o impacto maior era causado pelos baixos retornos da experiência no estrangeiro, especialmente entre os trabalhadores com estudos universitários completos (FERRER, GEEN, & RIDDELL, 2004).

Também foi assinalado que os indivíduos subescolarizados, em relação aos requerimentos médios da ocupação que desempenham, poderiam ter um ganho menor que um indivíduo com mais anos de escolaridade na mesma ocupação, mas, a sua situação poderia piorar se passassem a uma ocupação que requeresse menos anos de escolaridade e que fosse mais compatível com seus poucos anos de estudo (QUINN & RUBB, 2005). No Canadá, detectou-se que a inserção dos imigrantes internacionais em ocupações, que apresentam requerimentos educacionais médios menores dos que eles possuem reduziu os rendimentos médios das sucessivas coortes de imigrantes, mesmo quando estas têm níveis maiores de escolarização (GIRARD & BAUDER, 2005).

A literatura sobre rendimentos no Brasil destaca a existência de elevadíssima desigualdade nos rendimentos de trabalho e assinala que os retornos da escolaridade são altos e os retornos da experiência, muito baixos. Explica os elevados retornos da escolaridade pela alta desigualdade na distribuição desta variável, a baixa escolaridade da maioria dos trabalhadores e a escassez de trabalhadores mais educados (WAJNMAN e MENEZES FILHO, 2003). Por outro lado, foram assinaladas as heterogeneidades regionais dos salários, originadas na desigual concentração de trabalhadores com diferente escolaridade, nas diferenças na estrutura e dinâmica dos mercados de trabalho regionais e na desigualdade do custo de vida. Afirma-se, também, que as regiões mais desenvolvidas do Brasil têm um retorno à educação menos desigual que as menos desenvolvidas (QUEIROZ, 2003).

Metodologia para a estimação dos diferenciais de salário

A revisão da literatura sugere uma série de hipóteses, como a dos rendimentos da escolaridade e da experiência positivos e crescentes com a idade, para os trabalhadores brasileiros e imigrantes. Também sugere a existência de diferenças nos retornos da

escolaridade e da experiência de trabalho obtidas antes e depois de ter fixado residência no Brasil. Indica que a graduação em universidades brasileiras contribui para incrementar os rendimentos dos imigrantes e que a sobreescolaridade, em relação aos requerimentos médios das ocupações, os reduz. Outra hipótese deduzida da revisão da literatura refere-se à existência de diferenças nos rendimentos dos migrantes, derivadas das desigualdades salariais regionais e da díspar distribuição espacial dos imigrantes e supõe a melhor remuneração para os residentes na região Sudeste.

Estas hipóteses foram testadas a partir de diferentes equações de rendimento para os trabalhadores imigrantes do Cone Sul, por país de nascimento e os trabalhadores naturais do Brasil. Serão considerados os homens ocupados de 20 a 65 anos, naturais do Brasil, Argentina, Bolívia, Chile, Paraguai e Uruguai residentes no País, em 2000, com rendimentos e com informação conhecida sobre anos de escolaridade, que não frequentavam estabelecimentos educacionais no momento do censo². Serão testadas três equações, baseados na função de Mincer (1974), a primeira, para os trabalhadores imigrantes e nascidos no Brasil, segundo esta fórmula:

$$\ln\left(\frac{w}{H}\right)_i = \beta_{0i} + \beta_{1i}(Edu) + \beta_{2i}(Difescmedia) + \beta_{3i}(Exp) + \beta_{4i}(Exp)^2 + \beta_{5i} * D_{si}(Sudeste) + \beta_{6i} D_{6i}(ocupacalificadas) + \varepsilon \quad (1)$$

onde

$\ln\left(\frac{w}{H}\right)_i$ = logaritmo natural dos rendimentos de todos os trabalhos (no mês anterior ao censo), divididos por 4 vezes o número de horas de trabalho, em todos os trabalhos, durante a semana de referência, segundo país de nascimento i ;

(Edu) = anos de escolaridade de cada indivíduo, segundo país de nascimento;

$(Difescmedia)$ = variável contínua, construída a partir da diferença, entre os anos de escolaridade de cada trabalhador e a média de escolaridade na ocupação na qual se insere.

(Exp) = anos de experiência potencial de cada indivíduo, segundo país de nascimento. A experiência potencial é calculada subtraindo, da idade, os anos de escolaridade acrescido de 5 anos, que correspondem ao tempo, aproximado que o indivíduo viveu antes de entrar ao sistema educacional.

$(Exp)^2$ = termo quadrático da experiência potencial de cada indivíduo, segundo país de nascimento

$D_{si}(Sudeste)$ = *dummy* para os residentes na região Sudeste

$D_{6i}(ocupacalificadas)$ = *dummy* para os trabalhadores inseridos em ocupações qualificadas (de direção, profissionais e técnicas)

ε = fatores não-observados

Também serão rodadas duas equações salariais, só em relação aos imigrantes internacionais sob análise, para incluir atributos deduzidos a partir da informação sobre o ano em que foi fixada a residência no Brasil. Estes atributos são: a) os anos de residência no Brasil b) a distinção entre experiência potencial obtida no Brasil e no exterior e c) o momento em que foi concluída a escolarização universitária (antes ou depois de ter fixado a residência no Brasil). Estas equações têm, por finalidade, avaliar os possíveis efeitos não contemplados na equação de rendimento anterior.

$$\ln\left(\frac{w}{H}\right)_i = \beta_{0i} + \beta_{1i}(Edu) + \beta_{2i}(Exp) + \beta_{3i}(Exp)^2 + \beta_{4i}(Tempresidbr) + \varepsilon \quad (2)$$

² Os homens com estas características totalizavam, nas amostras sem expandir os 3.907.056 brasileiros, 1066 argentinos, 814 bolivianos, 801 chilenos, 767 paraguaios e 944 uruguaios. As mulheres foram omitidas, porque antes de analisar seus diferenciais nos rendimentos seria preciso estudar as diferenças de sua participação na atividade econômica.

A variável tempo de residência no Brasil, (*Tempresidbr*), resulta da diferença entre o ano do Censo Demográfico 2000 e o ano em que foi fixada a residência no Brasil.

Na equação 3, a experiência potencial será decomposta naquela obtida no exterior e naquela obtida no Brasil:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{w}{H}\right)_i &= \beta_{0i} + \beta_{1i}(Edu) + \beta_{2i}(Experiext) + \beta_{3i}(Experibr) + \\ &\beta_{4i}(Experiext)^2 + \beta_{5i}(Experibr)^2 + \beta_{6i} * D_{6i} * Graunibra + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

onde:

$$\begin{aligned} Exp &= Expext + Expbr ; \\ Expbr &= temresbr^3 \\ Expext &= Exp - Temresbr \end{aligned}$$

onde:

Exp = experiência potencial no mercado de trabalho

Expbr = experiência potencial no mercado de trabalho brasileiro

Temresbr = tempo de residência no Brasil

Expext = experiência de trabalho anterior à fixação de residência no Brasil.

A partir da variável tempo de residência no Brasil foi criada uma variável que estima a idade provável ao migrar, a fim de estimar se a escolarização universitária foi concluída antes ou depois de ter fixado a residência no País.

$D_{6i} * Graunibra$ *Dummy*, referente aos imigrantes com estudos superiores, que concluíram estudos universitários no Brasil. *Graunibra* = 1, se o imigrante graduado em universidade brasileira. Se supõe que isso se deu se os imigrantes, com estudos universitários completos em 2000, fixaram residência no Brasil com menos de 25 anos. Esta seria a idade de finalização dos estudos universitários.

Idade aproximada ao fixar residência no Brasil = idade declarada no Censo 2000, menos a diferença entre 2000 e o ano de fixação de residência no Brasil.

Os resultados

Os parâmetros β que acompanham as variáveis: a) anos de escolaridade de cada indivíduo (*Edu*), b) diferença entre os anos de escolaridade de cada trabalhador e a média de escolaridade na ocupação na qual se insere (*Difescmedia*) e c) tempo de residência no Brasil, (*Tempresidbr*), interpretam-se, respectivamente, como: a) taxa de retorno da educação, b) taxa de retorno do tempo de residência no Brasil e c) taxa de retorno da sobreescolaridade. Em todas estas situações, os coeficientes β , por corresponder a variáveis contínuas, interpretam-se como a mudança relativa (ou mudança percentual, se for multiplicada por 100) no valor médio de Y (neste caso, os rendimentos médios estimados) para a mudança de uma unidade em X (anos de escolaridade ou anos de residência no Brasil ou diferença em anos com a escolaridade média da ocupação). Nos casos das variáveis: residência na região Sudeste, graduação em universidade Brasileira e inserção nas ocupações qualificadas, que são dicotômicas, também é possível obter uma mudança relativa em Y para cada variável *dummy*, a partir do procedimento de HALVORSEN & PALMQUIST (1980), aplicando o antilog (na base e) do coeficiente *dummy* estimado e subtraindo 1.

³ A igualdade tem por finalidade a simplificação do cálculo, embora não se ajuste, necessariamente, aos fatos. É possível que os imigrantes passem um tempo procurando um emprego, desde o momento em que fixaram residência no país de destino.

Nas equações 1 e 2 como o termo β_{2i} , que precede os anos de experiência, em todas as equações está acompanhado pelo termo quadrático da experiência β_{3i} , o cálculo dos retornos da experiência segue esta fórmula:

$$\text{RETORNOS DA EXPERIÊNCIA} = (\beta_{3'} + 2 * \beta_{4'} * \text{EXPFIXA}) * 100, (4)$$

Onde

$\beta_{3'}$ = Parâmetro β da variável experiência

$\beta_{4'}$ = Parâmetro β da variável experiência ao quadrado

EXPFIXA= 10 anos.

Na equação 3, os retornos da experiência no Exterior (anterior a ter fixado residência no Brasil), e à experiência no mercado de trabalho brasileiro foram calculados segundo as fórmulas:

$$\text{RETORNOS DA EXP. NO EXTERIOR} = (\beta_{2'} + 2 * \beta_{4'} * \text{EXPFIXA}) * 100 (5)$$

$$\text{RETORNOS DA EXP. NO BRASIL} = (\beta_{3'} + 2 * \beta_{5'} * \text{EXPFIXA}) * 100 (6)$$

onde

$\beta_{2'}$ = Parâmetro β da variável experiência no exterior

$\beta_{3'}$ = Parâmetro β da variável experiência no Brasil

$\beta_{4'}$ = Parâmetro β da variável experiência no exterior

$\beta_{5'}$ = Parâmetro β da variável experiência no exterior

EXPFIXA= 10 anos.

Os retornos da escolaridade no mercado de trabalho brasileiro

Os rendimentos/hora em todos os trabalhos observados, em média equivaliam a 16,5 reais, entre os homens ocupados brasileiros; 60,0 reais, entre os argentinos; 34,5 reais, entre os trabalhadores bolivianos; 46,1 reais, entre os trabalhadores chilenos; 21,3 reais, entre os trabalhadores paraguaios e 32,2 reais, entre os trabalhadores uruguaios (SALA, 2005).

Os naturais dos países do Cone Sul, nos cinco grupos analisados apresentavam maior escolaridade do que os naturais do Brasil. Os naturais do Chile, da Argentina e do Uruguai, tinham respectivamente, em média 12,4, 12,0 e 10,2 anos de escolaridade (mais 6,1; 5,7 e 3,8 anos que os brasileiros). Os naturais desses países mostravam, outrossim, maior concentração em torno a valor médio do que os trabalhadores brasileiros. Os naturais da Bolívia e do Paraguai tinham, respectivamente, em média, 10, 9 e 6, 8 anos de escolaridade (4,6 e 0,5 anos a mais do que os nascidos no Brasil) e mostravam maior dispersão em torno ao valor médio do que os trabalhadores brasileiros.

Pela teoria do capital humano, os rendimentos dos trabalhadores são positivos e crescentes com a educação (BERNDT,1990), embora seja possível a existência de uma fase decrescente que, no caso dos rendimentos no Brasil, não se verifica. Esperava-se que nas diferentes equações de rendimento, fossem positivos os coeficientes das variáveis: anos de estudo e dos estudos superiores completos no Brasil. A TAB. 2 mostra que os rendimentos estão positivamente associados aos anos de estudo, em todos os grupos migratórios. Esta associação é estatisticamente significativa em todos os casos. Cada ano de estudo a mais incrementa em quase 20% os rendimentos dos brasileiros, 18% os rendimentos dos argentinos e bolivianos, em torno de 17% os rendimentos chilenos e 14% os dos paraguaios e uruguaios. A variação nos rendimentos, explicada pela mudança nos anos de escolaridade, é

maior entre os brasileiros (20%), semelhante entre os argentinos, os bolivianos e os chilenos (17% a 18%) e menor entre os paraguaios e uruguaios 14% (TAB. 3).

Em 2000, entre os trabalhadores imigrantes com estudos superiores completos, era muito significativa a proporção dos que tinham fixado residência no Brasil com menos de 25 anos de idade e que, provavelmente, graduaram-se em universidades brasileiras. As porcentagens eram de quase 43%, entre os argentinos; 60%, entre os bolivianos; 50%, entre os chilenos; 57%, entre os paraguaios; 53%, entre os uruguaios (SALA, 2005). Os coeficientes da *dummy* para os imigrantes com estudos universitários completos, concluídos, provavelmente, no Brasil, são positivos e consideráveis nos cinco grupos de imigrantes, mas não têm uma associação estatisticamente significativa nas equações de rendimento dos argentinos e chilenos. Os trabalhadores bolivianos, paraguaios e uruguaios, com estudos superiores, que migraram com menos de 25 anos e que, provavelmente, concluíram seus estudos universitários no Brasil têm rendimentos maiores do que os que os concluíram, provavelmente, antes de ter fixado residência nesse país. A diferença é de quase 52%, entre os bolivianos; 84%, entre os paraguaios; 38%, entre os uruguaios (TAB. 6).

O tempo de residência e a experiência no mercado de trabalho anterior e posterior à migração

Para a teoria do capital humano os retornos dos trabalhadores são positivos e decrescentes com a experiência (BORJAS, 1996 e BERND, 1990). Conseqüentemente, são esperados coeficientes de experiência com sinal positivo e com sinal negativo, para o quadrado desta variável.

Em 2000, comparados aos trabalhadores brasileiros, só os naturais do Paraguai e do Uruguai tinham, em média, mais anos de experiência potencial no mercado de trabalho. A experiência dos trabalhadores brasileiros, em média, era de 25,4 anos; a dos argentinos, de 14,7 anos; dos bolivianos, de 24,1 anos; dos chilenos, de 25,2 anos; dos paraguaios, de 26,2 anos; dos uruguaios, de 26,8 anos (SALA, 2005).

Os rendimentos estão positivamente associados à experiência potencial no mercado de trabalho, entre os trabalhadores de cada grupo migratório. O quadrado da experiência apresenta o comportamento esperado (sinal negativo) entre os trabalhadores de todas as origens migratórias, à exceção dos trabalhadores chilenos, entre os quais tem sinal positivo (TAB. 3). Quando é considerada uma experiência fixa de 10 anos, idêntica em todos os grupos comparados, a experiência dos trabalhadores das diversas origens migratórias é remunerada de modo similar, porém maior entre os chilenos. Cada ano de experiência incrementa os rendimentos dos trabalhadores brasileiros, argentinos, paraguaios e uruguaios em 3% e dos trabalhadores chilenos entorno de 4%. Este atributo não tem uma associação estatisticamente significativa entre os trabalhadores bolivianos (TAB. 3).

O coeficiente da variável tempo de residência no Brasil apresenta sinal positivo, indicando que o maior tempo de residência melhora os rendimentos. Esta variável é estatisticamente significativa nas equações de rendimento dos naturais da Bolívia, do Chile e do Uruguai. Cada ano de residência incrementa em 1% os rendimentos dos trabalhadores bolivianos e uruguaios e 2% dos trabalhadores chilenos, um incremento menor do que o derivado da experiência de trabalho (TAB. 4).

Quando a experiência no mercado de trabalho é decomposta naquela adquirida antes de ter fixado residência no Brasil, obtida, presumivelmente, no país de origem, e a derivada da inserção no mercado de trabalho brasileiro, observa-se que ambas apresentam sinal positivo entre os imigrantes de todas as origens, indicando, que entre eles, os rendimentos aumentam, diretamente, com os dois tipos de experiência. O quadrado da variável experiência no exterior é estatisticamente significativo só na equação de rendimento dos

paraguaios. O quadrado da experiência no Brasil não é estatisticamente significativo em nenhuma das equações (TAB 5).

Esperava-se que a experiência no mercado de trabalho brasileiro fosse mais bem remunerada do que a adquirida antes de ter fixado residência nesse país, mas o resultado foi diferente, em quase todas as equações, à exceção das correspondentes aos paraguaios. Em quase todos os grupos migratórios analisados, cada ano de experiência no exterior produz um incremento nos rendimentos ligeiramente maior do que cada ano de experiência de trabalho no Brasil. As maiores diferenças entre os retornos de ambas as classes de experiência verificam-se entre os trabalhadores chilenos e uruguaios⁴. As diferenças observadas entre ambos os tipos de experiência, possivelmente vinculam-se, entre os trabalhadores uruguaios, à crescente heterogeneidade observada, já que os imigrantes mais recentes apresentam menor qualificação e maior inserção em ocupações não qualificadas, em empregos nos quais a experiência é menos remunerada. Entre os naturais do Chile, o maior retorno da experiência no exterior, poderia se associar à reemigração e à imigração, nos noventa, de pessoas qualificadas, que se inserem em empregos nos que a experiência no exterior é mais bem remunerada. Tanto entre os trabalhadores argentinos, quanto entre os paraguaios, cada ano de experiência anterior e posterior à migração para o Brasil incrementa os rendimentos em torno de 2%. Ambos os grupos de trabalhadores são internamente muito homogêneos, embora, os argentinos são mais qualificados e melhor remunerados do que os paraguaios (TAB. 6).

Os efeitos sobre os rendimentos da concentração geográfica

As equações salariais também levaram em conta a região de residência, em 2000, dada a hipótese de incidência das diferenças regionais nos rendimentos (QUEIROS, 2003) e tendo sido detectada a desigual concentração regional, no Brasil dos imigrantes do Cone Sul.

Em 2000, comparados aos trabalhadores brasileiros, os trabalhadores nascidos no Chile, na Bolívia e na Argentina estavam mais concentrados na região Sudeste. Os bolivianos tinham uma porcentagem de residentes na região Norte, superior à dos brasileiros e demais grupos de imigrantes. Na região Sul, estavam sobrerrepresentados os uruguaios, paraguaios e argentinos. Na região Centro-Oeste, era maior a concentração dos paraguaios (SALA, 2005). Na equação 1, os rendimentos dos residentes na região Sudeste, em relação aos ocupados, da mesma origem, que moravam em outras regiões, eram maiores, em quase 28%, entre os brasileiros; 37%, entre os argentinos; 21%, entre os bolivianos; 30%, entre os chilenos; 20%, entre os paraguaios; 52%, entre os uruguaios (TAB. 3).

Os efeitos sobre os rendimentos médios da sobreescolaridade e da inserção em ocupações qualificadas.

Existe, no mercado de trabalho brasileiro, uma tendência crescente dos trabalhadores serem sobreescolarizados, em relação aos requerimentos médios educacionais das ocupações, porque a crescente oferta de pessoas mais escolarizadas não é, adequadamente, absorvida pelo mercado de trabalho (MACHADO e JAIME JR, 2003 e MACHADO, OLIVEIRA e CARVALHO, 2003).

Para controlar o efeito nos rendimentos médios, da diferença, em anos da escolaridade de cada trabalhador, com a escolaridade média da ocupação, foi considerada a classificação de ocupações do IBGE a dois dígitos. Calculou-se a escolaridade média, em cada grupo

⁴ Cada ano de experiência previa à migração incrementa em torno de 2% os rendimentos dos trabalhadores argentinos e uruguaios; 2,5% os dos trabalhadores bolivianos e uruguaios e 4% os dos trabalhadores chilenos. Cada ano de experiência no Brasil produz incrementos nos rendimentos de quase 2%, entre os argentinos, bolivianos, chilenos e paraguaios de quase 1%, entre os chilenos e 1% e uruguaios.

ocupacional, dos trabalhadores brasileiros de ambos os sexos. Em seguida, estimou-se a diferença, para cada trabalhador, brasileiro e imigrante, entre sua escolaridade, em anos de estudo, e a escolaridade média de seu grupo ocupacional. Nas equações de rendimento, esta variável foi incorporada como variável contínua. Em outras análises foi re-categorizada, a partir de considerar sobreescolarizado a todo trabalhador com escolaridade superior à média do grupo ocupacional no qual estava inserido.

Todos os homens ocupados, nascidos nos países do Cone Sul, apresentavam uma porcentagem maior de trabalhadores sobreescolarizados do que os nascidos no Brasil. Os naturais do Chile e da Argentina mostravam as maiores diferenças percentuais e os paraguaios, as menores. Na amostra sem expandir, os trabalhadores imigrantes dos cinco países analisados apresentam uma porcentagem maior de pessoas sobreescolarizadas do que os brasileiros inseridos na mesma ocupação. Estavam sobreescolarizados 84,5% dos trabalhadores chilenos, 79,4% dos argentinos, 74% dos bolivianos, 72,1% dos uruguaios, 52% dos paraguaios e 46% dos brasileiros (SALA, 2005).

A associação entre rendimentos médios e a diferença entre os anos de escolaridade de cada trabalhador e a escolaridade média na ocupação na que se insere (equação 1) é estatisticamente significativa em todos os casos. Cada ano de sobreescolaridade, em relação aos requerimentos educacionais médios dentro de cada grupo de ocupações, produz uma perda nos rendimentos médios de quase 10%, para os bolivianos; 8%, para os brasileiros e chilenos; 6%, para os argentinos; 4%, para os paraguaios e uruguaios (TAB. 3).

Os trabalhadores qualificados têm rendimentos superiores aos não qualificados. A associação é estatisticamente significativa em todos os casos. A diferença nos rendimentos médios, favoráveis aos trabalhadores qualificados, é de quase 23% maior, entre os brasileiros; 28%, entre os argentinos; 27%, entre os bolivianos; 25%, entre os chilenos; 89%, entre os paraguaios; 67%, entre os uruguaios (TAB. 3).

A discriminação salarial, por país de nascimento

BORJAS (1996) refere-se à discriminação salarial como uma expressão da discriminação no mercado de trabalho, e a define como aquele comportamento, pelo qual alguns dos seus participantes levam em conta atributos, como a raça, o gênero, a origem nacional, no momento de realizar suas trocas. Estas considerações, frequentemente, traduzem-se em diferenças nos rendimentos e nas oportunidades de emprego, entre trabalhadores igualmente qualificados e que desenvolvem o mesmo trabalho. Sugere uma forma de medir a discriminação salarial a partir da decomposição de OAXACA (1973), que permite distinguir no diferencial salarial bruto de dois grupos de trabalhadores, uma parcela explicada pelas diferenças nos atributos produtivos e outra que não pode ser explicada por eles, mas sim, pelo menos, em parte, pela existência de discriminação no mercado de trabalho.

A decomposição de OAXACA é amplamente utilizada na literatura econômica. Um exemplo são os estudos referentes à discriminação das mulheres nos mercados de trabalho de diferentes países latino-americanos (PSHACHAROPOULOS & TZANNATOS, 1992). Esta decomposição tem como ponto de partida as estimativas de regressões de rendimentos dos dois grupos que se deseja comparar. A decomposição estima o quanto do hiato salarial dos grupos comparados seria modificado, se ambas classes de trabalhadores fossem remunerados segundo uma mesma estrutura salarial, mantendo fixos seus atributos produtivos. Segundo esse modelo, a diferença entre os rendimentos estimados, Δ , pode ser atribuída a dois fatores: um, relacionado às características produtivas, Δ_e , e outro, ligado às diferenças nos parâmetros da regressão, Δ_d , chamado de “componente discriminatório”.

Neste artigo, serão comparados os salários médios estimados, calculados a partir da equação 3, correspondentes aos trabalhadores brasileiros (nat) e trabalhadores imigrantes, nascidos no país j (imj), segundo a fórmulas: .

$$W_{nat} = \alpha_{nat} + \sum_i \beta_{inat} x_{inat} \quad (7)$$

e

$$W_{imj} = \alpha_{imj} + \sum_i \beta_{iimj} x_{iimj} \quad (8)$$

onde

W_{nat} = logaritmo natural do rendimento/hora dos trabalhadores nascidos no Brasil

W_{iimj} = logaritmo natural do rendimento/hora dos trabalhadores imigrantes do Cone Sul, nascidos no país j

Posteriormente, toma-se a diferença entre as duas equações avaliadas nos pontos médios das variáveis, que é somada e subtraída em ambas equações $\sum_i \beta_{inat} x_{inat}$ de forma tal que não altere a igualdade. Algebricamente, obtêm-se a expressão:

$$\overline{W_{inat}} - \overline{W_{iimj}} = (\alpha_{inat} - \alpha_{iimj}) + \sum_i \overline{x_{inat}} (\beta_{inat} - \beta_{iimj}) + \sum_i \beta_{inat} (\overline{x_{inat}} - \overline{x_{iimj}}) \quad (9)$$

onde:

$\overline{W_{inat}} - \overline{W_{iimj}}$ = diferença salarial bruta ou hiato salarial

O primeiro termo, $(\alpha_{inat} - \alpha_{iimj})$, indica a diferença nos rendimentos, assumindo um valor para todas as variáveis explicativas. Uma diferença positiva indica o quanto os trabalhadores brasileiros são mais bem pagos do que os imigrantes, nascidos no país j, independentemente das variáveis utilizadas na especificação do modelo.

O segundo termo, $\sum_i \overline{x_{inat}} (\beta_{inat} - \beta_{iimj})$, capta a parcela não explicada do hiato salarial, atribuíveis à valorização diferente dos atributos produtivos dos trabalhadores. Um valor positivo indica que são mais valorizados os atributos produtivos dos trabalhadores brasileiros. Se o valor é negativo, significa o oposto, quer dizer, que são mais valorados os atributos produtivos dos imigrantes naturais do país j. O primeiro e o segundo termos da equação 9 representam a parte do hiato salarial que não é explicada pela diferença de atributos produtivos, ou seja, Δd ou componente prêmio. O componente prêmio mensura a heterogeneidade dos atributos dos trabalhadores, cujos rendimentos se comparam, não contemplados nas equações de rendimento e que podem indicar a existência de discriminação.

O terceiro termo, $\sum_i \beta_{inat} (\overline{x_{inat}} - \overline{x_{iimj}})$, representa a parcela do diferencial salarial explicada pela diferença na dotação média dos atributos produtivos, utilizando-se o rendimento dos trabalhadores brasileiros como referência. Também denominado componente explicativo é Δe . O hiato salarial, representado pela equação 9, pode ser escrito da seguinte forma: $\Delta = \Delta d + \Delta e$.

Os resultados da aplicação da decomposição de Oaxaca

A TAB. 7 mostra os hiatos salariais estimados entre os trabalhadores imigrantes, segundo país de nascimento, e os naturais do Brasil, as parcelas desses hiatos explicadas

pelas características produtivas (Δe) e as parcelas explicadas pela valoração diferencial no mercado ou preço (Δd). Nas decomposições das equações de rendimento, os hiatos salariais são favoráveis aos trabalhadores imigrantes do Cone Sul. Os diferenciais de rendimentos mais importantes correspondem aqueles entre os trabalhadores argentinos e brasileiros e entre os chilenos e brasileiros. A menor diferença nos rendimentos observava-se entre os trabalhadores paraguaios e brasileiros. Os rendimentos dos brasileiros equivalem a menos de um terço dos rendimentos dos argentinos (31%), a um terço dos rendimentos dos chilenos (33%), quase à metade dos rendimentos dos bolivianos e uruguaios (50% e 52%, respectivamente) e a 90% dos rendimentos dos paraguaios (TAB. 7).

Como se observa, pelo maior tamanho dos componentes explicativos, os hiatos salariais dos grupos migratórios explicam-se pelos melhores atributos produtivos dos trabalhadores imigrantes, principalmente pela sua maior escolaridade (TAB. 8 e FIGs. 1 a 10). No entanto, entre os trabalhadores paraguaios, o componente explicativo tem quase o peso do componente prêmio.

O termo que capta a parcela não explicada do hiato salarial, ou termo prêmio, mostra as diferenças na valorização dos atributos produtivos dos trabalhadores de distintas origens migratórias, ou efeito “preço” Este termo pode ser interpretado como proxy de discriminação.

Os componentes prêmios dos trabalhadores argentinos, chilenos, paraguaios e uruguaios são negativos, o que significa que, no mercado de trabalho brasileiro, são mais valorados os seus atributos produtivos que os dos naturais do Brasil, permitindo supor a existência de discriminação salarial, em prejuízo dos trabalhadores brasileiros. Só o componente prêmio da decomposição do hiato dos rendimentos médios dos trabalhadores brasileiros e bolivianos apresenta sinal positivo, o que indica a maior valoração dos atributos produtivos dos trabalhadores naturais do Brasil e a existência de discriminação salarial, em prejuízo dos trabalhadores nascidos na Bolívia (TAB. 8 e FIGs. 1 a 10).

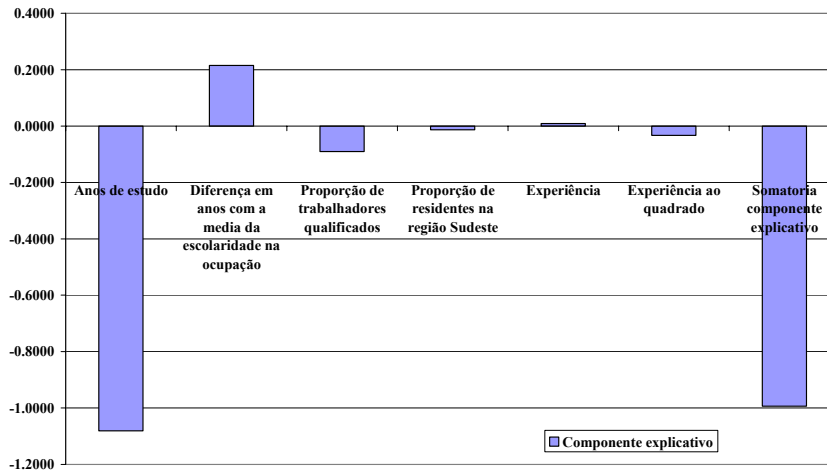
Em todas as decomposições analisadas, o valor da constante, ou “prêmio puro à origem migratória”, constitui a maior parcela do componente prêmio do hiato salarial entre os trabalhadores imigrantes dos cinco países do Cone Sul e os brasileiros. O valor da constante compara, em uma situação ideal, os trabalhadores dos dois grupos, cujo hiato salarial se analisa que, em relação aos restantes trabalhadores do mesmo grupo, têm a menor escolaridade e experiência e pior situação, em relação aos demais atributos produtivos considerados nas equações de rendimento. Em todas as decomposições analisadas, o valor da constante é negativo, indicando a seletividade positiva dos atributos dos imigrantes, em relação aos atributos dos trabalhadores brasileiros (FIGs. 1 a 10).

Nas decomposições do diferencial dos rendimentos dos trabalhadores brasileiros e argentinos, 85% do hiato é explicado pela diferença nos atributos produtivos e o 15% restante, pelo componente prêmio. Neste caso, o componente prêmio indicaria a magnitude da discriminação na remuneração, em prejuízo dos trabalhadores brasileiros, em relação aos argentinos (TAB. 8). Os melhores rendimentos médios dos trabalhadores argentinos explicam-se, principalmente, pela maior quantidade de anos de estudo. Também são explicados, em menor grau, pela maior proporção de trabalhadores qualificados e de residentes na região Sudeste (FIG.1).

Os valores positivos dos componentes prêmios, correspondentes à experiência e aos anos de estudo, indicam que são mais valorados estes atributos, entre os trabalhadores brasileiros. A discriminação em favor dos argentinos, dedutível da magnitude do componente prêmio resultaria, aparentemente, do efeito da seletividade ou “prêmio puro à origem migratória”, já que é maior o peso da constante, no total do componente prêmio. Neste caso, como se verá mais a frente, tal como acontece com os restantes grupos de imigrantes, a constante exerce uma sorte de efeito anti-discriminatório. O componente prêmio também mostra que são mais valorados, nos trabalhadores argentinos, os anos de sobreescolaridade,

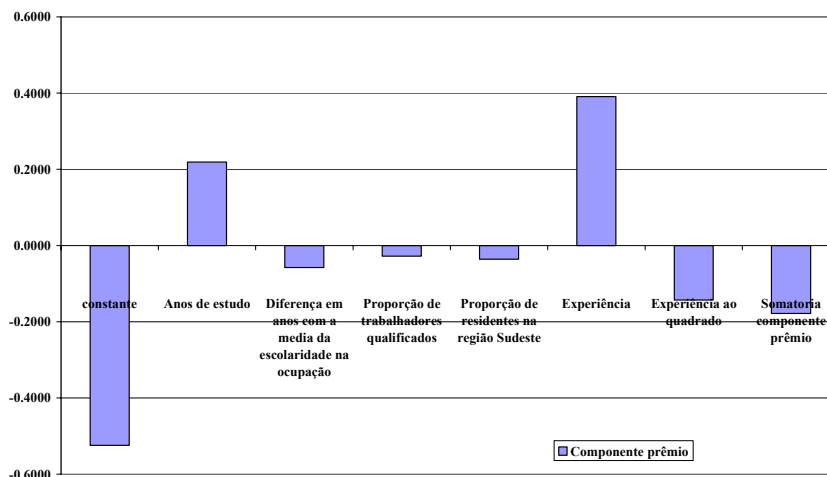
em relação aos requerimentos educacionais médios da ocupação, a proporção de trabalhadores qualificados e a proporção de residentes na região Sudeste (FIG. 2).

Figura 1
Brasil. Componente explicativo da decomposição do hiato salarial dos rendimentos em todos os trabalhos, dos ocupados brasileiros e argentinos ($W_{nat} - W_{arg}$), segundo atributo produtivo considerado na equação de rendimento - 2000



Fonte: IBGE Censo demográfico 2000 (microdados de amostra)

Figura 2
Brasil. Componente prêmio da decomposição do hiato salarial dos rendimentos em todos os trabalhos, dos ocupados brasileiros e argentinos ($W_{nat} - W_{arg}$), segundo atributo produtivo considerado na equação de rendimento - 2000



Fonte: IBGE Censo demográfico 2000 (microdados de amostra)

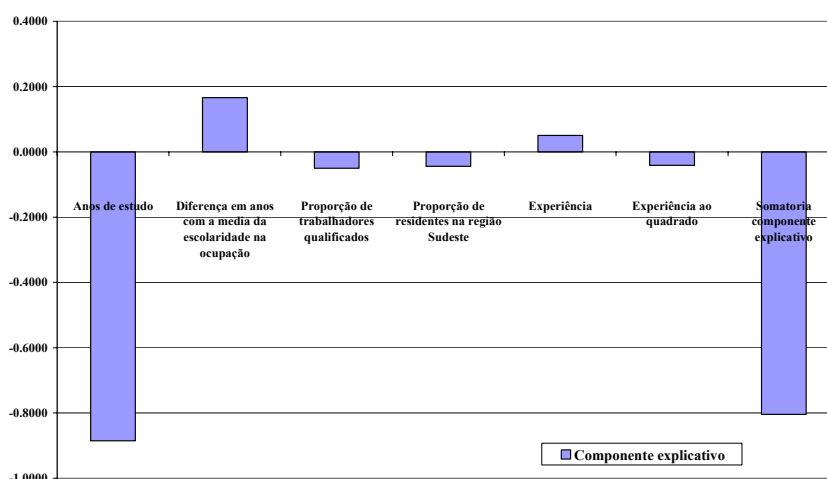
Na decomposição do hiato salarial dos trabalhadores brasileiros e bolivianos, o componente explicativo dá conta de mais de 100% do hiato nos rendimentos e o componente prêmio tem sinal negativo. O maior tamanho do componente explicativo e o sinal negativo da parcela não explicada do diferencial de rendimento indicam que os trabalhadores bolivianos deveriam receber rendimentos médios ainda maiores, já que os seus atributos produtivos

eram melhores que dos trabalhadores brasileiros. Esta situação também sugere a existência de formas de discriminação salarial, que afetavam aos trabalhadores bolivianos (TAB. 7).

Os atributos que mais influência têm no total do componente explicativo, são, fundamentalmente, a maior escolaridade e, em menor medida, a maior proporção de trabalhadores bolivianos qualificados, a diferença dos anos de estudo, em relação à escolaridade média na ocupação, e a maior proporção de trabalhadores bolivianos residentes na região Sudeste (FIG. 3).

Figura 3

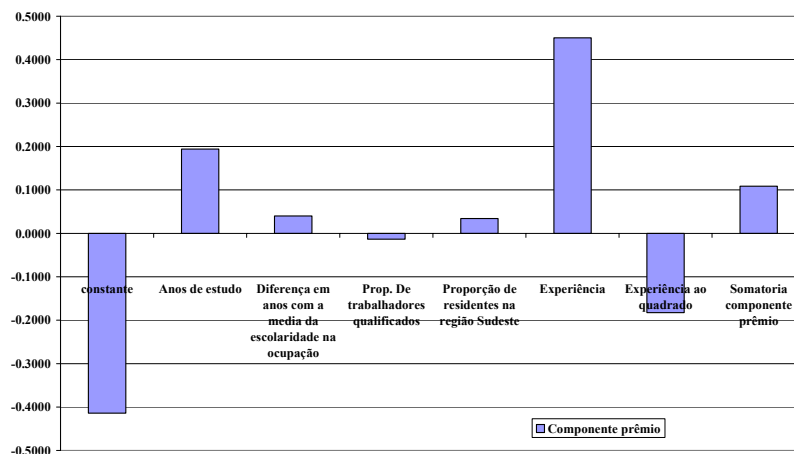
Brasil. Componente explicativo da decomposição do hiato salarial dos rendimentos em todos os trabalhos, dos ocupados brasileiros e bolivianos ($W_{nat} - W_{bol}$), segundo atributo produtivo considerado na equação de rendimento - 2000



Fonte: IBGE Censo demográfico 2000 (microdados de amostra)

Embora os atributos dos bolivianos fossem melhores, o mercado de trabalho brasileiro, aparentemente, remunerava pior a experiência, os anos de estudo, a sobreescolaridade dos trabalhadores bolivianos, em relação aos requerimentos educacionais médios na ocupação e a proporção dos residentes na região Sudeste. A pior remuneração desses atributos é evidenciada pelos valores positivos dos componentes prêmios. O valor da constante, ou prêmio puro à origem migratória, diferentemente do que acontece com os demais grupos migratórios, não pôde compensar a discriminação que o mercado exerce sobre estes atributos. O resultado final é a constatação de discriminação salarial, em prejuízo dos bolivianos, expressa no valor positivo da somatória dos componentes prêmios (FIG. 4).

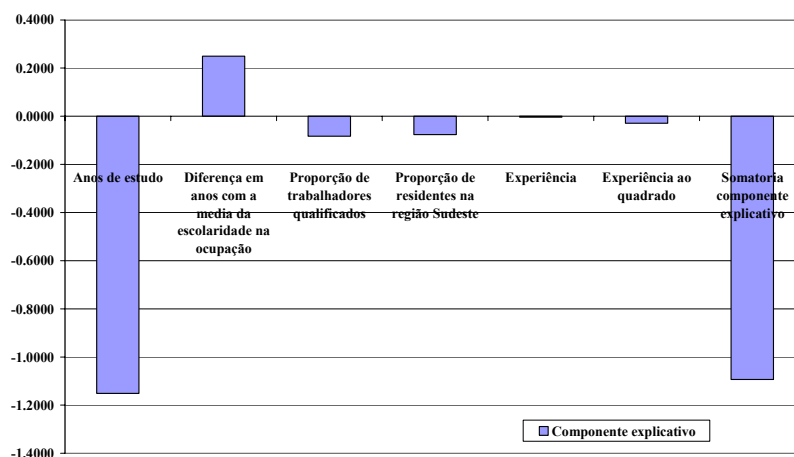
Figura 4
Brasil. Componente prêmio da decomposição do hiato salarial dos rendimentos em todos os trabalhos, dos ocupados brasileiros e bolivianos ($W_{nat} - W_{bol}$), segundo atributo produtivo considerado na equação de rendimento - 2000



Fonte: IBGE Censo demográfico 2000 (microdados de amostra)

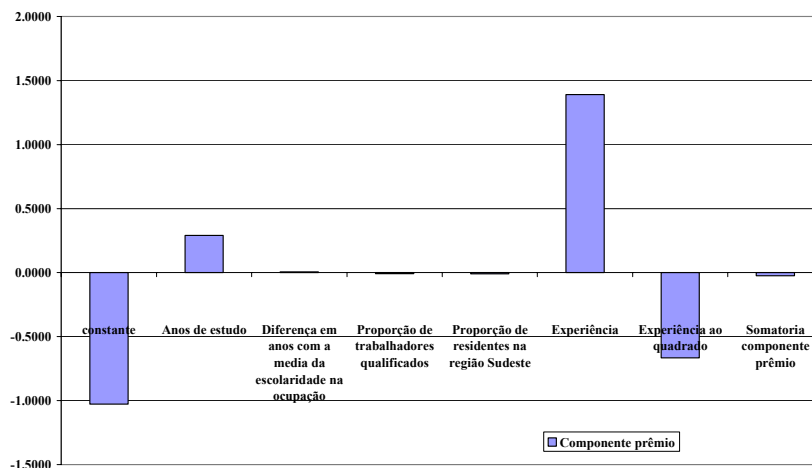
Os melhores atributos produtivos dos trabalhadores chilenos explicavam quase 98% do hiato entre os seus rendimentos e os dos trabalhadores brasileiros (TAB. 8). Os maiores rendimentos explicavam-se pela maior escolaridade e, em menor grau, a maior proporção de trabalhadores qualificados e de residentes na região Sudeste entre os chilenos (FIG. 5). Como acontece com os trabalhadores argentinos e bolivianos, percebe-se, também, entre os chilenos, uma menor valoração de sua experiência e anos de escolaridade, em relação às mesmas características dos brasileiros, como revelam os valores positivos do componente prêmio destes atributos. No entanto, o peso da constante ou “prêmio puro à origem migratória” foi capaz de compensar a menor valoração desses atributos e de reverter o sentido do componente prêmio, que passa a ser ligeiramente negativo, indicando que a combinação das características dos trabalhadores chilenos faz a discriminação salarial favoreça os trabalhadores chilenos e afete negativamente os trabalhadores brasileiros (FIG. 6).

Figura 5
Brasil. Componente explicativo da decomposição do hiato salarial dos rendimentos em todos os trabalhos, dos ocupados brasileiros e chilenos ($W_{nat} - W_{chi}$), segundo atributo produtivo considerado na equação de rendimento - 2000



Fonte: IBGE Censo demográfico 2000 (microdados de amostra)

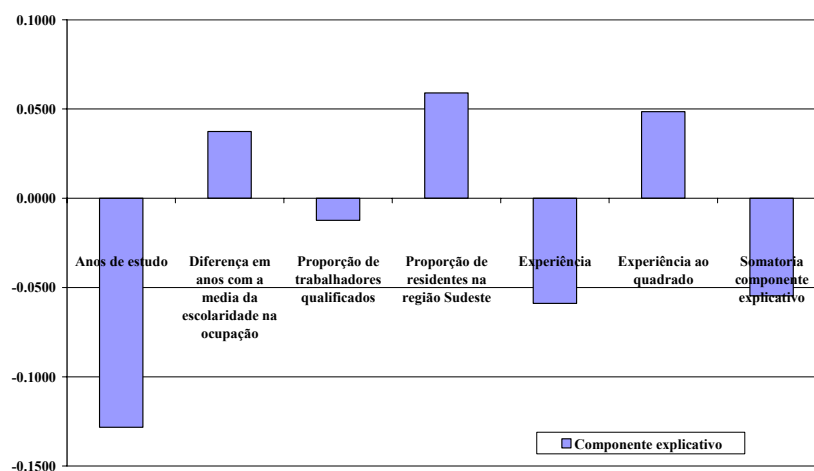
Figura 6
Brasil. Componente prêmio da decomposição do hiato salarial dos rendimentos em todos os trabalhos, dos ocupados brasileiros e chilenos ($W_{nat} - W_{chi}$), segundo atributo produtivo considerado na equação de rendimento - 2000



Fonte: IBGE Censo demográfico 2000 (microdados de amostra)

Na decomposição do hiato nos rendimentos entre os trabalhadores brasileiros e paraguaios, 51% da diferença é explicada pelos melhores atributos dos paraguaios. Neste grupo migratório o peso do componente prêmio é considerável, já que quase a metade do hiato salarial não podia ser explicada por atributos produtivos, permitindo supor a existência de discriminação, em prejuízo dos trabalhadores brasileiros (TAB. 8). O diferencial salarial em favor dos paraguaios explicava-se, também pela maior escolaridade, experiência e proporção de trabalhadores qualificados. Também neste caso a escolaridade constituía o principal componente do termo explicativo do diferencial dos rendimentos entre os ocupados brasileiros e paraguaios (FIG. 7).

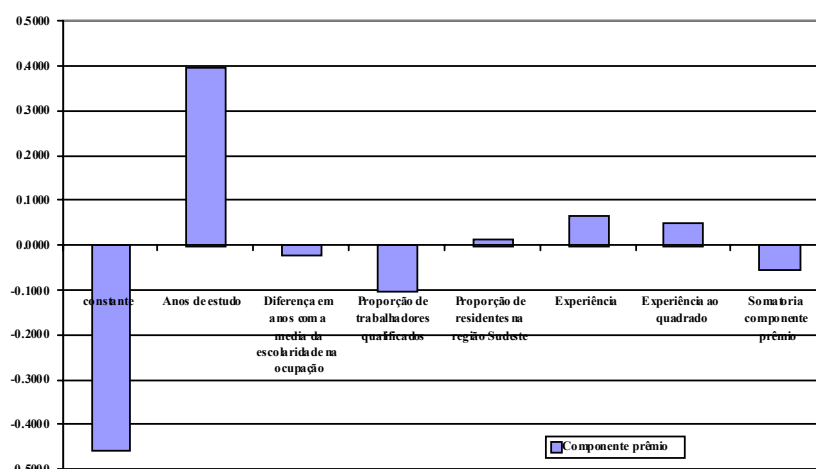
Figura 7
Brasil. Componente explicativo da decomposição do hiato salarial dos rendimentos em todos os trabalhos, dos ocupados brasileiros e paraguaios ($W_{nat} - W_{par}$), segundo atributo produtivo considerado na equação de rendimento - 2000



Fonte: IBGE Censo demográfico 2000 (microdados de amostra)

O sinal positivo dos componentes prêmios correspondentes aos anos de escolaridade, especialmente, e, em menor grau, à experiência e à proporção de residentes na região Sudeste indicam que o mercado de trabalho brasileiro valoriza mais estes atributos entre os trabalhadores brasileiros do que entre os paraguaios. Não obstante, o valor da constante, principalmente e, em menor grau, da variável proporção de trabalhadores qualificados e da maior escolaridade em relação à média na ocupação, dos paraguaios revertem o sinal do componente prêmio, que passa a ser negativo, indicando que o mercado de trabalho brasileiro discrimina em favor dos trabalhadores paraguaios e em prejuízo dos brasileiros, com atributos produtivos observáveis idênticos (FIG. 8).

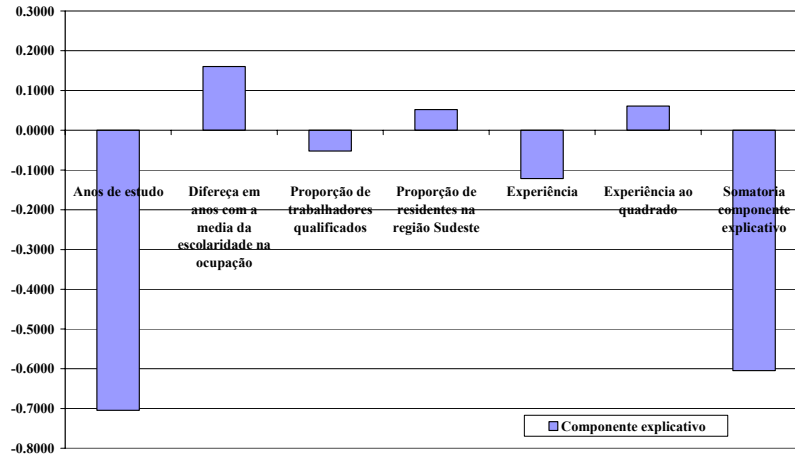
Figura 8
Brasil. Componente prêmio da decomposição do hiato salarial dos rendimentos em todos os trabalhos, dos ocupados brasileiros e paraguaios ($W_{nat} - W_{par}$), segundo atributo produtivo considerado na equação de rendimento - 2000



Fonte: IBGE Censo demográfico 2000 (microdados de amostra)

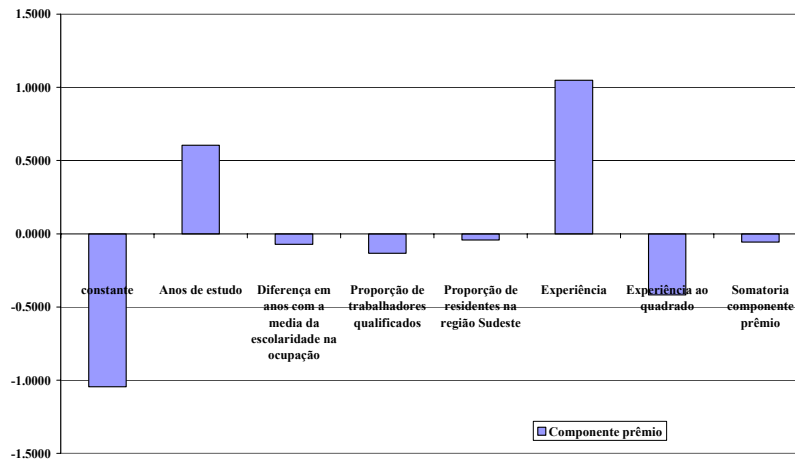
Quase 92% do hiato nos rendimentos entre trabalhadores brasileiros e uruguaios explica-se pelos melhores atributos produtivos dos imigrantes, especialmente pela maior escolaridade, experiência de trabalho e proporção de trabalhadores qualificados entre os ocupados uruguaios, como se observa no sinal negativo destes atributos (TAB. 8 e FIG 9). Como acontece com os trabalhadores argentinos, bolivianos, chilenos e paraguaios, também entre os uruguaios, são menos valorados sua experiência e anos de escolaridade, do que os dos brasileiros, como é expressado pelos valores positivos dos componentes prêmios destes atributos. Também, entre os trabalhadores uruguaios, o peso da constante ou efeito da origem migratória é capaz de compensar a menor valoração desses atributos e de tornar negativa a somatória dos prêmios, indicando que a combinação das características dos trabalhadores uruguaios é mais valorada que a dos brasileiros, basicamente pelo maior valor do intercepto, captado pelo sinal negativo da constante do componente prêmio (FIG. 10).

Figura 9
Brasil. Componente explicativo da decomposição do hiato salarial dos rendimentos em todos os trabalhos, dos ocupados brasileiros e uruguaios (Wnat -Wuru), segundo atributo produtivo considerado na equação de rendimento. 2000



Fonte: IBGE Censo demográfico 2000 (microdados de amostra)

Figura 10
Brasil. Componente prêmio da decomposição do hiato salarial dos rendimentos em todos os trabalhos, dos ocupados brasileiros e uruguaios (Wnat -Wuru), segundo atributo produtivo considerado na equação de rendimento. 2000



Fonte: IBGE Censo demográfico 2000 (microdados de amostra)

Conclusões

Este artigo analisou os diferenciais de rendimentos, no Brasil, entre os homens nascidos nos países do Cone Sul e os brasileiros e estimou quanto desse hiato poderia ser atribuído a diferenças nos atributos produtivos e quanto a diferenças nas estruturas de remuneração (associadas à discriminação) presentes no mercado de trabalho brasileiro.

Para o conjunto dos trabalhadores, o mercado de trabalho brasileiro oferece melhores retornos da escolaridade, especialmente, dos estudos superiores completos e retornos da experiência muito baixos e ligeiramente decrescentes. Neste contexto, os imigrantes do Cone Sul, apresentam maior escolaridade do que os trabalhadores brasileiros, mas este atributo era, em média pior remunerado.

As equações mostraram que a sobreescolaridade, em relação à escolaridade média na ocupação, diminui os rendimentos e que a titulação universitária anterior à fixação de residência no Brasil é menos remunerada do que a obtida em universidades brasileiras. A experiência anterior à migração era mais bem remunerada do que a posterior à migração para o Brasil, mas as diferenças eram destacáveis só entre os trabalhadores chilenos e uruguaios e, praticamente inexpressivas, entre os argentinos, paraguaios e bolivianos. No caso da titulação universitária, as diferenças nos rendimentos eram muito importantes. Isto permite concluir que, para os imigrantes do Cone Sul, no mercado de trabalho brasileiro, importava muito, a quantidade de anos de estudo e fundamentalmente, ter completado os estudos superiores no Brasil. Eram menos relevantes a experiência de trabalho e o país onde foi adquirida.

A desigual distribuição regional dos imigrantes afetava os seus rendimentos, já que residir na região Sudeste implicava uma melhora nos rendimentos para os trabalhadores naturais e imigrantes, porém em graus diferentes. Esta melhora era maior para os uruguaios, chilenos, argentinos e bolivianos. Também se evidenciou que a inserção em ocupações de direção, profissionais e técnicas outorgava aos trabalhadores qualificados rendimentos notavelmente superiores aos que recebiam os ocupados não qualificados da mesma nacionalidade.

O tempo residência no Brasil foi significativo nas equações de rendimentos dos bolivianos e paraguaios e contribuiu para o incremento dos rendimentos em 1%, para cada ano de residência no País.

As decomposições salariais mostraram que os rendimentos dos brasileiros equivaliam a menos de um terço dos rendimentos dos argentinos; a um terço, dos rendimentos dos chilenos; a quase a metade dos rendimentos dos bolivianos e uruguaios; a 90%, dos paraguaios. A maior parte do hiato salarial explicava-se, fundamentalmente, pela maior escolaridade e, em menor medida, à maior proporção de trabalhadores qualificados, nos cinco grupos de imigrantes. Entre os argentinos, bolivianos e chilenos, também influíam, nos maiores rendimentos médios a concentração na região Sudeste e, entre os paraguaios e uruguaios, a maior experiência.

Os trabalhadores do Cone Sul parecem estar expostos a formas de discriminação salarial, porque os atributos produtivos, especialmente a experiência e a escolaridade, não são remunerados, da mesma forma que os trabalhadores brasileiros. Apesar disso, o maior valor do intersepto das equações de rendimento dos trabalhadores imigrantes, que dá à constante dos componentes prêmios o valor negativo, indica a existência de um “prêmio puro à origem migratória”, favorável aos imigrantes dos cinco países do Cone Sul. Este prêmio é capaz de reverter o sinal negativo da somatória dos prêmios que recebem os diferentes atributos produtivos, entre os argentinos, chilenos, paraguaios e uruguaios, fazendo com que o efeito preço final beneficie os imigrantes destes países e que a discriminação passe a afetar os trabalhadores brasileiros.

Só entre os trabalhadores bolivianos, o valor da constante não teve a capacidade de compensar a menor valoração que o mercado de trabalho brasileiro faz da sua escolaridade e experiência, fazendo com que, neste caso, a composição final do componente prêmio do hiato salarial apresente uma clara vantagem em favor dos brasileiros, o que indicaria a existência de discriminação salarial, em prejuízo dos trabalhadores bolivianos.

A decomposição de Oaxaca refere-se, apenas, à variância explicada de uma equação de rendimentos. Não diz nada em relação dos termos residuais desta. A análise dos resíduos permitiria ver o papel da heterogeneidade dos atributos não observados dos trabalhadores, cujos rendimentos foram comparados. Neste sentido, BORJAS (1996) destaca a validade relativa da decomposição de Oaxaca para medir a discriminação, já que não permite um controle total das dimensões em que a qualificação dos grupos difere, como a qualidade da instrução recebida, o tipo de experiência de trabalho, já que, raramente, é possível observar todas as variáveis que compõem a quantidade de capital humano do trabalhador. Esta assertiva adquire especial relevância porque, nos rendimentos dos imigrantes do Cone Sul, pode estar influenciando a fluência do conhecimento do português e outros fatores, que como a inserção em empresas ou/e o trabalho com empregadores vinculados ao país de origem, a situação legal do migrante, etc. Nenhuma destas dimensões é mensurada na equação escolhida para analisar o diferencial nos rendimentos, nem pode ser estimada a partir de informação censitária.

Possivelmente, deveriam ser agregadas novas variáveis que incidam nos diferenciais de rendimentos, como o ramo de atividade e a categoria ocupacional, que não foram consideradas nas equações salariais deste artigo. Por outra parte, levando em conta os dife

rençais salariais, por raça no Brasil, os trabalhadores brasileiros tal vez deveriam ter sido segmentados, em relação a esta variável, para ajustar melhor as comparações. A comparação dos rendimentos deveria também considerar os percentis da curva da distribuição de rendimentos, já que nos percentis inferiores, provavelmente, os retornos da escolaridade e da experiência dos trabalhadores brasileiros e imigrantes sejam semelhantes e as diferenças, por país de nascimento, sejam maiores no extremo superior da distribuição. Embora, provavelmente, esta segmentação não resultasse factível a partir de dados amostrais, devido ao reduzido tamanho das populações de imigrantes.

Tabela 1
Brasil. Distribuição dos homens ocupados por país de nascimento, segundo grupo de ocupações (%) - 2000

Grupos ocupacionais	Brasil	Argentina	Bolívia	Chile	Paraguai	Uruguai
Membros superiores do poder público, dirigentes de organizações de interesse público e de empresas e gerentes	4,6	20,4	6,9	14,0	5,5	14,6
Profissionais das ciências e artes	4,5	24,6	27,2	23,3	8,3	14,5
Técnicos de nível médio	6,3	13,7	6,6	18,8	6,2	12,4
Trabalhadores de serviços administrativos	5,4	3,4	1,8	4,1	2,5	2,7
Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio em lojas e mercados	20,3	13,9	11,2	12,1	16,7	20,5
Trabalhadores agropecuários, florestais, de caça e pesca	22,2	3,1	5,5	1,3	19,2	7,4
Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais	30,1	15,0	35,3	17,3	35,6	20,2
Outras ocupações	5,1	1,9	3,3	6,2	4,6	5,3
Ocupações mal especificadas	1,6	3,9	2,4	3,0	1,5	2,4
Total (%)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Total absoluto	40655080	11024	8132	8195	7876	9513

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000 (microdados da amostra)

Tabela 2
Brasil. Coeficientes estimados e nível de significação da equação de rendimento, por país de nascimento. 2000 (Fórmula 1)

	Brasil	Argentina	Bolívia	Chile	Paraguai	Uruguai
(Constant)	-1,5255	-1,0013	-1,1113	-0,4988	-1,0712	-0,4814
Anos de estudo	0,1965	0,1785	0,1792	0,1734	0,1426	0,1374
Diferença anos de escolaridade e a média dos anos de estudo na ocupação	-0,0785	-0,0574	-0,0976	-0,0800	-0,0398	-0,0433
Trabalhadores qualificados	0,2045	0,2494	0,2357	0,2191	0,6347	0,5132
Região Sudeste	0,2464	0,3159	0,1932	0,2590	0,1822	0,4193
Experiência	0,0559	0,0401	0,0371	0,0001	0,0534	0,0171
Experiência ao quadrado	-0,0007	-0,0005	-0,0004	0,0002	-0,0007	-0,0002

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000 (microdados da amostra). Valores com tipografia normal têm um $P < 0,01$ (estatisticamente significativos). Valores em negrito $P > 0,10$ (estatisticamente não significativo). R^2 das equações de rendimento: 0,46 trabalhadores brasileiros; 0,41 trabalhadores argentinos; 0,56 trabalhadores bolivianos; 0,27 trabalhadores chilenos; 0,53 trabalhadores paraguaios e 0,43 trabalhadores uruguaios

Tabela 3
Brasil. Mudança porcentual dos rendimentos médios estimados para a mudança porcentual dos regressores e nível de significação dos coeficientes, por país de nascimento - 2000 (Fórmula 1)

	Brasil	Argentina	Bolívia	Chile	Paraguai	Uruguai
(Constant)	-1,5	-1,0	-1,1	-0,5	-1,1	-0,5
Anos de estudo	19,7%	17,9%	17,9%	17,3%	14,3%	13,7%
Diferença anos de escolaridade e a média dos anos estudo na ocupação	-7,9%	-5,7%	-9,8%	-8,0%	-4,0%	-4,3%
Trabalhadores qualificados	22,7%	28,3%	26,6%	24,5%	88,6%	67,1%
Região Sudeste	27,9%	37,2%	21,3%	29,6%	20,0%	52,1%
Experiência	3,0%	2,9%	0,4%	3,9%	3,0%	2,9%

Fonte: Tabela 2, a partir de dados IBGE, Censo Demográfico 2000 (microdados da amostra)

Tabela 4
Brasil. Coeficientes estimados e nível de significação da equação de rendimento, por país de nascimento. 2000 (Fórmula 3)

	Argentina	Bolívia	Chile	Paraguai	Uruguai
(Constant)	-0,9245	-1,0771	-0,0497	-1,1641	-0,6407
Anos de estudo	0,1801	0,1523	0,1288	0,1539	0,1520
Experiência	0,0378	0,0455	-0,0108	0,0615	<i>0,0179</i>
Experiência ao quadrado	-0,0003	-0,0006	0,0003	-0,0008	-0,0002
Tempo de residência no Brasil	0,0004	0,0117	0,0189	0,0027	0,0118

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000 (microdados da amostra) Valores com tipografia normal têm um $P < 0,01$ (estatisticamente significativos). Valores em letra cursiva $P > 0,01 < 0,10$ (estatisticamente significativos). Valores em negrito $P > 0,10$ (estatisticamente não significativo). R^2 das equações de rendimento: 0,36 trabalhadores argentinos; 0,49 trabalhadores bolivianos; 0,19 trabalhadores chilenos; 0,45 trabalhadores paraguaios e 0,34 trabalhadores uruguaios

Tabela 5
Brasil. Coeficientes estimados e nível de significação da equação de rendimento, por país de nascimento - 2000 (Fórmula 3)

	Argentina	Bolívia	Chile	Paraguai	Uruguai
(Constant)	-0,7668	-0,7874	-0,3826	-0,6644	-0,5585
Anos de estudo	0,1784	0,1458	0,1445	0,1405	0,1550
Experiência exterior	0,0216	0,0318	0,0516	0,0302	0,0307
Experiência no Brasil	0,0218	0,0322	0,0241	0,0254	0,0144
Experiência exterior ao quadrado	0,0001	-0,0003	-0,0006	-0,0005	-0,0003
Experiência no Brasil ao quadrado	0,0000	-0,0004	-0,0005	-0,0003	-0,0001
Graduado em Universidade Brasileira	0,1343	0,4181	0,1521	0,6118	0,3212

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000 (microdados da amostra) Valores com tipografia normal têm um $P < 0,01$ (estatisticamente significativos). Valores em negrito $P > 0,10$ (estatisticamente não significativo). R^2 das equações de rendimento: 0,36 trabalhadores argentinos; 0,49 trabalhadores bolivianos; 0,21 trabalhadores chilenos; 0,45 trabalhadores paraguaios e 0,35 trabalhadores uruguaios

Tabela 6
Brasil. Mudança porcentual dos rendimentos médios estimados para a mudança porcentual dos regressores e nível de significação dos coeficientes, por país de nascimento - 2000 (Fórmula 3)

	Argentina	Bolívia	Chile	Paraguai	Uruguai
(Constant)	-0,9	-0,9	0,3	-1,0	-0,6
Anos de estudo	17,8%	14,6%	14,5%	14,1%	15,5%
Experiência antes de fixar residência no Brasil	2,3%	2,5%	4,0%	1,9%	2,5%
Experiência no Brasil	2,2%	2,4%	1,5%	2,0%	1,2%
Graduado em universidade brasileira	14,4%	51,9%	16,4%	84,4%	37,9%

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000 (microdados da amostra) Valores em negrito $P > 0,10$ (estatisticamente não significativo)

Tabela 7
Brasil. Brasil. Hiato salarial estimado, para os homens ocupados, segundo país de nascimento - 2000

	Hiato salarial estimado Δ	Hiato salarial estimado Δ (%)
T. Brasil X T. Argentina	-1,1721	31,0%
T. Brasil X T. Bolívia	-0,6960	49,9%
T. Brasil X T. Chile	-1,1177	32,7%
T. Brasil X T. Paraguai	-0,1071	89,8%
T. Brasil X T. Uruguai	-0,6606	51,7%

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000 (microdados da amostra)

Tabela 8

Brasil. Hiato salarial estimado. Componente explicativo e componente prêmio do hiato salarial estimado, para os homens ocupados, segundo país de nascimento - 2000

	Hiato salarial estimado Δ	Componente explicativo Δe	Componente prêmio Δd
T. Brasil X T. Argentina	-1,1721 (100%)	-0,9937 (84,8%)	-0,1784 (15,2%)
T. Brasil X T. Bolívia	-0,6960 (100%)	-0,8044 (115,6%)	0,1084 (-15,6%)
T. Brasil X T. Chile	-1,1177 (100%)	-1,0933 (97,8%)	-0,0244 (2,2%)
T. Brasil X T. Paraguai	-0,1071 (100%)	-0,0547 (51,1%)	-0,0524 (48,9%)
T. Brasil X T. Uruguai	-0,6606 (100%)	-0,6047 (91,5%)	-0,0559 (8,5%)

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2000 (microdados da amostra). Entre parêntesis % de cada componente do hiato salarial

Referências bibliográficas:

BERNDT, E. R. *The practice of econometrics: classic and contemporary*. Reading, Mass: Addison-Wesley, 1990. 702p.

BORJAS, G. *Heaven's door: immigration policy and the American economy*. Princeton, NJ: Princeton University, 1999.

BORJAS, G. *Labor economics*. New York: McGraw-Hill, 1996. 488p.

FERRER, A. G. D., RIDDELL, C. *Education credentials and immigrant assimilation*. Canada: UBC, Department of Economics, 2003. (Discussion Paper, 03-07)

FERRER, A., GEEN, D., RIDDELL, C. *The effect of Literacy on immigrant earnings*. Canada: Statistics Canada, Human Resources and Skills Development. 2004. (International Adult Literacy Survey) Disponível em: <<http://www.statcan.ca/english/research/89-552-MIE/89-552-MIE2004012.pdf>>

FRIEDBERG, R. *You can't take it with you? immigrant assimilation and the portability of human capital*. *Journal of Labor Economics*, v.18, n.2, p.221-251, Apr. 2000.

GIRARD, E., BAUDER, H. *Barriers blocking the integration of foreign-trained immigrant professionals: implications for smaller communities in Ontario*. Guelph, Ontario: University of Guelph, Department of Geography, 2005. Disponível em: http://www.uoguelph.ca/geography/research/ffw/papers/immigrant_credentials.pdf

HALVORSEN, R., PALMQUIST, R. *The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations*. *American Economic Review*, v.70, n.3, p.474-475, 1980.

MACHADO A. F., OLIVEIRA, A. M. C. O., CARVALHO, N. F. *Tipologia de qualificação da força de trabalho: uma proposta a partir da noção de incompatibilidade entre ocupação e escolaridade*. Belo Horizonte, MG.: UFMG/CEDEPLAR, 2003. 21p. (Texto para discussão, 218)

MACHADO, A. F., JAIME Jr, F. G. *Liberalização comercial: impactos sobre a composição do emprego no Brasil*. In: WAJNMAN, S., MACHADO, A. F. (Org.) *Mercado de trabalho: uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil*. Belo Horizonte: UFMG, 2003. p.267-292.

MINCER, J. *Schooling, experience and earnings*. New York: NBER, 1974. 167p.

OAXACA, R. L. *Male-female differentials in urban labor market*. *International Economic Review*. v.14, n.3, p.693-709, Oct. 1973.

PELLEGRINO, A. La movilidad internacional de fuerza de trabajo calificada entre países de América Latina y hacia los Estados Unidos. *Notas de Población*, Santiago de Chile, v.21, n.57, p.161-216, jun. 1993.

PSHACHAROPOULOS, G. E., TZANNATOS, Z. *Women's employment and pay in Latin America: overview and methodology*. Washington, D.C. Banco Mundial, 1992.

QUEIROZ, B. L. Diferencial regional de salários e retornos à educação uma abordagem hierárquica. In: WAJNMAN, S., MACHADO, A. F. (Orgs) *Mercado de trabalho: uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil*. Belo Horizonte: UFMG, 2003. p.69-91.

QUINN, M., RUBB, S. The importance of education-occupation matching in migrations decisions. *Demography*, Washington, v.42, n.1, p.153, 15, Feb. 2005.

SALA, G. Características demográficas e sócio-ocupacionais dos migrantes nascidos nos países do Cone Sul residentes no Brasil. 2005. Tese (Doutorado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2005. Disponível em: https://www.cedeplar.ufmg.br/demografia/teses/2005/Gabriela_Adriana_Sala.pdf

WAJNMAN, S., MENEZES-FILHO, N. Os efeitos da mudança demográfica sobre a desigualdade de rendimentos no Brasil. In: WAJNMAN, S., MACHADO, A. F. (Orgs) *Mercado de trabalho: uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil*. Belo Horizonte: UFMG, 2003. p.151-172.