SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS 3

LISTA DE GRÁFICOS 5

1. INTRODUÇÃO 6

2. DIFERENCIAIS SALARIAIS INTER-REGIONAIS, INTER-INDUSTRIAIS E INTER-OCUPACIONAIS COM HETEROGENEIDADE INDIVIDUAL 11

2.1. Introdução 11

2.2. Referencial teórico sobre diferenciais salariais 12

2.3. Dados e Evidências Iniciais 15

2.4. Metodologia 23

2.4.1. Regressões em nível 23

2.4.2. Regressões em painel 24

2.4.3. Procedimento de HDS 25

2.5. Resultados e discussão 28

2.5.1. Diferenciais salariais inter-regionais 29

2.5.1.1. Regressões em nível 29

2.5.1.2. Regressões em painel 31

2.5.2. Diferenciais salariais inter-industriais 34

2.5.2.1. Regressões em nível 34

2.5.2.2. Regressões em painel 37

2.5.3. Diferenciais salariais inter-ocupacionais 38

2.5.3.1. Regressões em nível 38

2.5.3.2. Regressões em painel 39

2.6. Considerações finais 42

3. SELEÇÃO E AJUSTAMENTO DO MIGRANTE NO ESTADO DE SÃO PAULO: UMA ANÁLISE DA ESTRUTURA SALARIAL COM DADOS LONGITUDINAIS 44

3.1. Introdução 44

3.2. Revisão da literatura sobre migração e fatos estilizados 45

3.3. Base de dados e variáveis selecionadas 51

3.4. Modelando o impacto da migração sobre os salários 60

3.5. Resultados obtidos 63

3.5.1. Evidências sobre a seleção dos migrantes 63

3.5.2. Assimilação do migrante 68

3.5.3. Efeitos da migração em diferentes amostras 72

3.5.4. Seleção dos emigrantes 77

3.6. Considerações finais 81

4. CONCLUSÃO 83

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS 85

APÊNDICES 91

ANEXOS 125

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Percentual de migrantes inter-estaduais..... 19
Tabela 2: Características dos migrantes inter-estaduais..... 19
Tabela 3: Percentual de migrantes inter-industriais..... 21
Tabela 4: Características dos migrantes inter-industriais..... 21
Tabela 5: Percentual de migrantes inter-ocupacionais..... 23
Tabela 6: Características dos migrantes inter-ocupacionais..... 23
Tabela 7: Regressões em nível – estados..... 30
Tabela 8: Diferencias salariais inter-regionais..... 33
Tabela 9: Ordenação dos diferenciais salariais inter-regionais (em %)..... 34
Tabela 10: Regressões em nível – indústrias..... 36
Tabela 11: Diferenciais salariais inter-industriais..... 38
Tabela 12: Ordenação dos diferenciais salariais inter-industriais (em %)..... 38
Tabela 13: Regressões em nível – ocupações..... 40
Tabela 14: Diferenciais salariais inter-ocupacionais..... 41
Tabela 15: Ordenação dos diferenciais salariais inter-ocupacionais (em %)..... 41
Tabela 16: Freqüência de migrantes e não-migrantes nos painéis balanceado e não-balanceado..... 52
Tabela 17: Descrição das variáveis..... 53
Tabela 18: Definição das variáveis e estatísticas básicas – painel balanceado..... 56
Tabela 19: Definição das variáveis e estatísticas básicas – painel não-balanceado.... 57
Tabela 20: Definição das variáveis e estatísticas básicas – emigrantes..... 58
Tabela 21: Definição das variáveis e estatísticas básicas – migrantes de retorno..... 59
Tabela 22: Diferenciais de renda entre migrantes e não-migrantes (painel balanceado)..... 65
Tabela 23: Diferenciais de renda entre migrantes e não-migrantes (painel não-balanceado)..... 66
Tabela 24: Estimativa dos diferenciais de renda decorrentes da duração dos migrantes..... 71

Tabela 25: Diferencias de renda entre migrantes por sexo, experiência, idade e educação..... 73
Tabela 26: Diferenciais de renda entre migrantes por região de origem, setor e ocupação..... 75
Tabela 27: Diferencias de renda entre emigrantes e não-emigrantes..... 79
Tabela 28: Diferencias de renda entre migrantes de retorno e não-migrantes de retorno..... 80

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Percentual de trabalhadores por unidade federativa..... 18
Gráfico 2: Percentual de trabalhadores por indústria..... 20
Gráfico 3: Percentual de trabalhadores por ocupação..... 22
Gráfico 4: Assimilação nos rendimentos..... 72
Gráfico 5: Proporção de migrantes por região de origem..... 76
Gráfico 6: Emigrantes vs. Imigrantes..... 78
Gráfico 7: Composição dos emigrantes..... 78

1. INTRODUÇÃO

A relação entre a migração de trabalhadores e seus efeitos sobre os diferenciais salariais observados é um tema de ampla investigação em economia do trabalho. A partir do estudo inicial de Sjaastad (1962), foi estabelecida a base neoclássica para a análise de migração. Nesta ótica, os diferenciais de salário são considerados como o principal fator capaz de influenciar a migração e a mobilidade de trabalhadores é vista como um meio de acabar com as desigualdades de emprego e renda entre as regiões. As evidências empíricas, porém, evidenciam o caráter desigual e persistente dos diferenciais salariais entre diferentes tipos de trabalhadores mesmo após o controle por diferenças no capital humano, ocupação e outras variáveis (Krueger e Summers, 1988; Teal, 1996). Neste sentido, a base das teorias competitivas tradicionais, que consideram as variações na dispersão salarial como fenômenos transitórios, torna-se questionável.

Um fato estilizado de grande relevância na literatura sobre migração do trabalho é que os migrantes não são uma amostra aleatória da população das regiões de origem. Como os ganhos obtidos com a migração dependem de escolhas locacionais, que, por sua vez, dependem das expectativas dos indivíduos sobre os diferenciais salariais, o aumento nos rendimentos atribuídos à migração podem, na verdade, refletir uma falha do pesquisador em não considerar as características produtivas não-observadas dos trabalhadores (Chiswick, 1978; Nakosteen e Zimmer, 1980; Robinson e Tomes, 1982; Islam, 1985; Borjas, 1985, 1999; Lanzona, 1998; Tunali, 2000). O impacto da migração sobre os diferenciais salariais na região de destino depende de como a distribuição de habilidades dos migrantes pode ser comparada à distribuição de habilidades da população não-migrante. Neste sentido, o entendimento dos diferenciais de habilidade entre migrantes e não-migrantes deve considerar a análise dos fatores que motivam somente algumas pessoas na região de origem a migrar para outra região em particular.

Uma abordagem complementar à teoria competitiva é a hipótese de heterogeneidade não-observada. Seu argumento central é que os empregadores consideram as habilidades mensuráveis dos trabalhadores, como educação e experiência no trabalho, como um meio para contratá-los e monitorá-los. Porém, uma firma que paga salários diferenciados a trabalhadores

com as mesmas características de capital humano observado pode estar considerando as habilidades não-observadas dos indivíduos. Se desconsideradas pelo pesquisador, o efeito salarial inter-industrial calculado pode ser enviesado para cima. Assim, os diferenciais salariais inter-industriais podem ser explicados por trabalhadores com vários níveis de habilidades mensuráveis e não-mensuráveis (Arbache, 2001).

No contexto dos países desenvolvidos, os determinantes e a seletividade da migração têm sido estudados para diversos países. No caso dos países em desenvolvimento, onde em geral a desigualdade de renda é mais elevada em comparação aos países desenvolvidos, a busca de explanações sobre a persistência dos diferenciais ganha relevância. Como ressalta Pessino (1991), a inobservância de questões que na verdade refletem um padrão de comportamento, como a informação imperfeita na decisão do migrante, auto-seleção, migrações familiares e migrações repetidas, pode acarretar em estimativas potencialmente imprecisas do impacto da migração sobre os salários dos trabalhadores.

Por ser um país de grande diversidade econômica e social, a migração é um fenômeno bastante significativo no Brasil e tem sido tema de diversos estudos. Sahota (1968), Graham (1970) e Yap (1976) concentraram seus trabalhos nas disparidades de renda regionais e nos diferenciais salariais setoriais e regionais como as principais forças capazes de incentivar um indivíduo a migrar. Martine (1990) relatou que, historicamente, os migrantes no Brasil se moviam em direção a cidades onde as indústrias de substituição de importações se instalaram, distantes do interior rural. A combinação de salários elevados no sul industrializado com baixos salários no norte rural acelerou a saída de pessoas das áreas rurais ao longo das décadas. Em estudo mais recente, Fiess e Verner (2003) focaram nas características dos migrantes e não-migrantes. Seus resultados mostram que os migrantes da região Nordeste para o Sudeste têm grandes incentivos econômicos para a migração, ao passo que os migrantes do Sudeste para a região Nordeste possuem menores incentivos.

Consideráveis disparidades econômicas continuam a existir entre as regiões brasileiras. O PIB a preços correntes da região Sudeste em 2002 é mais da metade do PIB brasileiro (56%), correspondendo a mais de três vezes o PIB das regiões Norte e Nordeste juntas (18.5%)[1]. Estas disparidades econômicas regionais incentivam a migração. No entanto, um breve

[1] Produto Interno Bruto (PIB) a preços correntes segundo as grandes regiões, IBGE, Contas Regionais do Brasil (2004).

panorama recente da migração no Brasil mostra um redirecionamento dos fluxos de trabalhadores entre as unidades federativas. Enquanto na primeira parte do século XX intensos fluxos de migrantes do Norte e Nordeste se direcionavam para os centros urbanos crescentes de São Paulo e do Rio de Janeiro, além de Brasília, que desde sua fundação absorve trabalhadores advindos de outras regiões do país, no final dos anos 90 e início dos anos 2000, a economia de São Paulo perde parte de seu dinamismo. Com reflexos na geração de emprego. O estado onde migrantes de todas as regiões do país buscavam oportunidades no passado diminui sua capacidade de absorção de mão-de-obra, registrando números de saída de trabalhadores maiores que os de entrada. A contrapartida de desenvolvimento das demais regiões, em especial do Norte, Nordeste e Centro-Oeste, não ocorreu de maneira suficiente para equilibrar o emprego no país, ampliando as chances de insucesso no processo migratório. A migração desordenada, muitas vezes decorrente de um conjunto informacional imperfeito do trabalhador, pode não apenas gerar perdas salariais, como também favorecer o aumento do desemprego. Diante de tais evidências, o acompanhamento periódico destes fluxos e, principalmente, a análise da busca por maiores rendimentos nas regiões de destino tornam-se questões centrais na pauta de elaboração e monitoramento de políticas públicas.

As taxas de migração interestaduais passaram de 20% da população em 1980 (Martine, 1990) para 40% da população em 1999 (Fiess e Verner, 2003; Ribeiro e Bastos, 2004). Pereira (2000) registrou que quase um terço da população brasileira reside em outro município diferente daquele onde nasceu. Quando se consideram as unidades federativas, cerca de 20% residem em um local diferente do estado natal (Santos Júnior, 2002). Mais recentemente, Aguayo-Tellez *et al* (2006) constataram que cerca de 5% da força de trabalho migrou de um estado para outro e entre empregos na última década. Os dados utilizados no presente estudo mostram que cerca de 1% dos trabalhadores brasileiros no mercado formal migraram entre estados de 1996 a 2002.

Com um amplo painel de trabalhadores cobrindo nove anos (1995-2002), o presente estudo analisa a migração dos trabalhadores brasileiros com objetivo de identificar os seus efeitos sobre os diferencias salariais observados. Os dados são provenientes da RAIS-Migra, do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), cuja principal característica está relacionada à possibilidade de acompanhamento dos mesmos trabalhadores ao longo dos anos, permitindo a identificação dos salários individuais antes e depois da migração. Assim, o uso de dados em painel permite o controle do problema de seleção ao se estabelecer um conjunto de

comparação adequado dos trabalhadores não-migrantes baseado na seleção aleatória dos migrantes (Booker *et al*, 2007; Hanushek *et al.* (2005); Peterson e Howell, 2003). De acordo com este procedimento, considera-se o método de efeitos fixos individuais para controlar efetivamente pelas características pessoais específicas dos trabalhadores, as quais não variam no tempo.

Este estudo encontra-se organizado em quatro capítulos. Além desta introdução, que consiste no primeiro dos capítulos, o segundo capítulo busca avaliar os efeitos da migração inter-regional, inter-industrial e inter-ocupacional sobre os diferenciais salariais. Especificamente, pretende-se identificar, de maneira explícita, a contribuição da heterogeneidade individual para a determinação dos diferenciais salariais decorrentes da migração. No decorrer deste capítulo, toda a análise foi realizada com a preocupação de se obter as estimativas precisas dos coeficientes. Para tal, utilizou-se a abordagem de Krueger e Summers (1988), aperfeiçoada por Haisken DeNew e Schimit (1997) para todas as estimativas. Primeiramente, os diferenciais salariais são analisados por meio de estimações de mínimos quadrados ordinários (MQO) com a inclusão de um vetor de variáveis de controle observáveis que possui características tanto do indivíduo quanto da empresa. Em um segundo momento, as características não-observáveis são incluídas como controles e, usando o método de efeitos fixos, são estimados os diferenciais salariais dos trabalhadores.

O terceiro capítulo consiste numa análise dos diferenciais salariais entre migrantes e não-migrantes com foco no estado de São Paulo. A motivação para este estudo em particular pode ser justificada pelo recente redirecionamento dos fluxos de migração no Brasil. São Paulo, apesar de ser o estado com maiores fluxos de trabalhadores do país, já não gera mais tantas oportunidades a contento da absorção de trabalhadores de outros estados. A economia paulista vem perdendo parte de seu dinamismo a partir dos anos 90, com reflexos na geração de emprego e registro de números de saída de trabalhadores maiores que os de entrada. Neste sentido, o objetivo central do capítulo é investigar a hipótese de existência de perdas salariais para os migrantes em São Paulo. Especificamente, busca-se estimar os impactos da migração e do tempo de permanência no destino sobre os diferenciais salariais, com ênfase na auto-seleção e no ajustamento dos migrantes em São Paulo. Para controlar pelas características individuais não-observáveis, que estão associadas à auto-seleção do migrante, emprega-se o método de efeitos fixos. Como os indivíduos são acompanhados em sua trajetória temporal no mercado de trabalho entre os diferentes estados, com informação sobre o salário dos

trabalhadores antes e depois da migração, o controle pelos efeitos fixos individuais possibilita a estimação dos ganhos salariais dos migrantes comparativamente aos ganhos dos não-migrantes. De maneira análoga, pode-se mensurar o ajustamento econômico do migrante, estimando o efeito da assimilação sobre os rendimentos.

Os capítulos 2 e 3 apresentam uma breve revisão da literatura específica para cada caso, bem como a descrição dos dados e da metodologia empregada. Embora possuam objetivos distintos, ambos utilizam técnicas econométricas para dados em painel, uma vez que a base de dados de referência é a mesma. Cada capítulo também contempla discussões a respeito dos resultados obtidos e os comentários finais. Ao final da tese, apresenta-se o capítulo quatro, que consiste na conclusão da tese.

2. DIFERENCIAIS SALARIAIS INTER-REGIONAIS, INTER-INDUSTRIAIS E INTER-OCUPACIONAIS COM HETEROGENEIDADE INDIVIDUAL

2.1. Introdução

Este segundo capítulo investiga os diferencias salariais inter-regionais, inter-industriais e inter-ocupacionais dos trabalhadores brasileiros usando um conjunto de dados longitudinais (painel) que compreende o período de 1995 a 2002. A idéia central é avaliar o papel da heterogeneidade individual não-observada como uma explicação para a desigualdade de rendimentos. Os diferenciais estimados são controlados não apenas pelas características observáveis, mas também pelas características não-observáveis dos indivíduos, como a aptidão, habilidade, destreza, motivação, pró-atividade, empreendedorismo, etc. Para isto, utiliza-se o método de efeitos fixos, com atenção especial dispensada à precisão na estimação dos resultados pela implementação da metodologia de Krueger e Summers (1988) – KS –, aperfeiçoada por Haisken DeNew e Schimit (1997) – HDS –, que permite obter a exata estimação dos erros-padrão e a correta medida da dispersão salarial e de sua variabilidade global.

Cobrindo nove anos (1995-2002), o amplo painel de trabalhadores utilizado neste estudo é a RAIS-Migra, do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). A principal característica destes dados está relacionada à possibilidade de acompanhamento dos mesmos trabalhadores ao longo dos anos, permitindo a identificação do salário dos indivíduos antes e depois da migração. Os principais resultados obtidos mostram que os salários entre os três padrões de comparação adotados no curso deste estudo (região, indústria e ocupação) possuem menores diferenciais do que os resultados previamente obtidos por mínimos quadrados ordinários (MQO). Uma proporção significativa da variância dos salários que seria atribuída a diferenças regionais, industriais e ocupacionais é de fato um resultado de atributos individuais não-observáveis que não podem ser removidos por uma simples estimação de MQO. Apesar de ainda se confirmar a regularidade empírica de diferenças salariais persistentes, a magnitude e a significância destes diferenciais diminuem consideravelmente.

Os resultados corroboram a hipótese de heterogeneidade não-observada, cuja explicação é baseada em uma abordagem complementar a das teorias competitivas. Sua idéia principal é que o prêmio salarial recebido pelos trabalhadores contém um retorno sobre os atributos não-mensuráveis. A inobservância destes atributos resulta em estimativas enviesadas dos diferenciais salariais. Este estudo contribui para este tópico da literatura ao identificar explicitamente o papel da heterogeneidade não-observada como uma explicação dos diferenciais salariais observados entre regiões, indústrias e ocupações.

Este capítulo está organizado em cinco seções além desta introdução. Na seção 2.2, discute-se brevemente a literatura sobre desigualdades salariais, com ênfase no papel da hipótese das habilidades não-observadas como possível explicação dos diferenciais. Os dados do Ministério do Trabalho – RAIS-Migra – e suas evidências preliminares são apresentados na seção 2.3. Na seção 2.4, descreve-se o método de efeitos-fixos, bem como o procedimento de HDS para o cálculo dos diferenciais de salário. A seção 2.5 apresenta os resultados econométricos obtidos pela estimação de efeitos fixos comparativamente a outros modelos concorrentes. Evidências são encontradas a favor da existência de habilidades não-observadas como um importante fator de explicação da desigualdade salarial. A seção 2.6 apresenta as considerações finais.

2.2. Referencial teórico sobre diferenciais salariais

A identificação da natureza dos diferenciais salariais observados é uma importante ferramenta para realização de pesquisas, formulação de políticas e mensuração do bem-estar individual. A busca por esta identificação tem sido tema de diversos estudos da literatura em economia do trabalho. Os principais resultados encontrados evidenciam o caráter estável e desigual dos diferenciais salariais, independentemente dos diversos arranjos institucionais e estruturais dos países (Gittleman e Wolff, 1993; Kahn, 1998). Além disso, estas disparidades também persistem entre diferentes tipos de trabalhadores, mesmo após o controle por diferenças no capital humano, ocupação e outras variáveis (Krueger e Summers, 1988; Teal, 1996). Estes resultados sugerem que os diferenciais salariais são inerentes ao funcionamento das economias capitalistas. Neste sentido, a base das teorias competitivas tradicionais, que advogam a natural transitoriedade das variações na dispersão salarial, é questionável.

Uma abordagem complementar às teorias competitivas é a hipótese de heterogeneidade não-observada. Seu argumento principal é que os empregadores consideram as habilidades mensuráveis dos trabalhadores, como educação e experiência no trabalho, como um meio para contratá-los e monitorá-los. Porém, uma firma que paga salários diferenciados a trabalhadores com as mesmas características de capital humano observado pode estar considerando as habilidades não-observadas dos indivíduos. Este tipo de comportamento dos empregadores e sua capacidade de observação mais precisa sobre os indivíduos do que a observação do econometrista[2] podem estar por trás do maior salário pago aos trabalhadores com melhores características produtivas não-observadas (Jackubson, 1991). Assim, o efeito salarial inter-industrial calculado sem a devida consideração do retorno sobre estas características não-observadas pode ser enviesado para cima. Em suma, a idéia central da hipótese de heterogeneidade não-observada está baseada no fato de que os diferenciais salariais podem ser explicados por trabalhadores com vários níveis de habilidades mensuráveis e não-mensuráveis (Arbache, 2001).

Diversos estudos têm abordado a heterogeneidade não-observada na determinação salarial (Krueger e Summers, 1988; Gibbons e Katz, 1992; Keane, 1993; Shippen, 1999; Abowd *et al.*, 1999). Porém, sua importância não é definida de maneira consensual na literatura. Dentre os trabalhos que não encontram evidências de heterogeneidade não-observada, pode-se destacar o estudo de Krueger e Summers (1988). Adotando dois métodos para testar a presença de diferenças não-observadas na qualidade de trabalho, os autores rejeitam os argumentos para diferenças não-observadas. Primeiro, eles comparam equações de salário em cortes transversais com e sem controles para capital humano. A inclusão de tais controles não possui qualquer impacto sobre os diferenciais industriais calculados. Segundo, eles estimam equações em primeiras-diferenças para trabalhadores demitidos da indústria. Estas estimativas são bastante semelhantes aos resultados de corte transversal. Gibbons e Katz (1992) corroboram esta conclusão. Eles estimam modelos de primeiras-diferenças e os resultados rejeitam as explicações de habilidades não-observadas, *i.e.*, os efeitos de afiliação industrial realmente são importantes na explicação dos salários inter-industriais. Em outro experimento, Gibbons e Katz (1992) encontram resultados mais favoráveis à hipótese de habilidade de não-

[2] É importante ressaltar que o econometrista não tem como observar as habilidades dos trabalhadores no banco de dados. Conseqüentemente, estas características produtivas não-observadas dos trabalhadores não podem ser consideradas nas estimações econométricas padrões, como nas regressões por mínimos quadrados ordinários.

observadas. Os autores demonstram que a afiliação industrial no momento anterior ao desligamento tem um papel significante na determinação do salário após o desligamento.

Dentre os trabalhos que encontram evidências da heterogeneidade não-observada, destacam-se os estudos de Murphy e Topel (1987), Groshen (1991), Jackubson (1991), Keane (1993), Shippen (1999), Abowd *et al* (1999) e Carruth *et al* (2004). Usando equações em primeiras-diferenças, efeitos fixos ou dados de *matching* entre empresas e trabalhadores, estes estudos mostram que uma considerável parcela dos diferenciais salariais entre trabalhadores pode ser atribuída à heterogeneidade não-observada. Por exemplo, Carruth *et al* (2004) atestam que a heterogeneidade não-observada explica aproximadamente 90% do diferencial nos logaritmos dos salários industriais. De acordo com Groshen (1991), a correlação salarial existente entre as ocupações pode ser explicada pela existência de uma distribuição de trabalho endógena de acordo com a demanda dos empregadores por trabalhadores mais habilidosos. Este fato explicaria as diferenças no salário médio entre as indústrias. Abowd *et al.* (1999), usando dados de *matching* entre empresas e trabalhadores, atestam que os efeitos individuais não observáveis constituem uma importante fonte de variação salarial. Ademais, a heterogeneidade individual não-observada explica cerca de 90% dos diferenciais salariais inter-industriais calculados, enquanto os efeitos de afiliação industrial contribuem relativamente pouco.

De maneira análoga, pode-se também analisar a questão dos diferenciais salariais nos contextos regional e ocupacional. De fato, a migração tem sido tema de diversos estudos, particularmente no Brasil, que possui características marcantes de desigualdade de renda[3], uma vasta extensão territorial e diversidades locais (Sahota, 1968; Graham 1970; Yap, 1976; Martine, 1990; Pereira, 2000; Fiess e Verner, 2003; Santos Júnior, 2002). O prêmio salarial dos migrantes entre regiões possui também um componente explicativo não-observado associado à auto-seleção que pode enviesar as estimativas dos diferenciais. Situação semelhante acontece no contexto da mobilidade inter-ocupacional, onde os diferenciais são influenciados pelas habilidades dos trabalhadores que se movem, e não apenas pela ocupação na qual se encontram (Groshen, 1991).

---

[3] Langoni (1973), Bacha e Taylor (1978), Pinheiro e Ramos (1994), Gatica *et al* (1995), Barros e Mendonça (1995), Cowell *et al* (1996).

Com o intuito de ampliar esta análise para alcançar um melhor entendimento deste tópico, o objetivo deste estudo é investigar o papel de heterogeneidade não-observada como uma explicação dos diferenciais salariais observados não apenas entre indústrias, mas também entre regiões e ocupações. A análise empírica utiliza dados em painel, considerando o fato de que, se as diferenças de produtividade não-observadas forem constantes no tempo, os diferenciais de salário podem ser calculados por um modelo de efeitos-fixos. Outro importante procedimento metodológico adotado é a utilização da abordagem de HDS, que gera estimativas mais precisas dos erros-padrão, da correta medida da dispersão salarial e de sua variabilidade global. Os principais resultados mostram que uma parcela considerável dos diferenciais salariais entre regiões, indústrias e ocupações pode ser atribuída a efeitos fixos individuais observados e não-observados.

2.3. Dados e Evidências Iniciais

Os microdados utilizados neste estudo são provenientes do Relatório Anual de Informações Sociais – Migração (RAIS-Migra), do Ministério do Trabalho e Emprego, durante nove anos (1995-2002). Este banco de dados é derivado da RAIS, um registro administrativo anual cujas informações visam identificar os trabalhadores formalmente empregados que recebem benefícios sociais e monitorar o mercado de trabalho. Sua cobertura é bastante abrangente, com o registro de aproximadamente 24 milhões de trabalhadores por ano, além de ser uma rica fonte de informação econômica ao nível individual. Neste sentido, a RAIS pode ser considerada como um censo do mercado de trabalho formal. Cabe ressaltar, contudo, que o emprego informal e as atividades ilegais não são registrados pela RAIS.

O objetivo central da RAIS-Migra é o acompanhamento longitudinal da trajetória profissional dos trabalhadores segundo região, indústria e ocupação, possibilitando a realização de estudos sobre a migração de indivíduos no mercado de trabalho. A análise da estrutura salarial conduzida neste capítulo considera como variável dependente os salários deflacionados pelo IPCA[4] (Índice de Preços ao Consumidor – Amplo). Este deflacionamento, porém, pode não

[4] O IPCA é calculado originalmente pelo IBGE para onze regiões metropolitanas (RM's): Brasília, São Paulo, Rio de Janeiro, Goiânia, Curitiba, Porto Alegre, Belo Horizonte, Belém, Salvador, Fortaleza, Recife. No deflacionamento dos salários, os valores das RM's foram extrapolados para seus respectivos estados. Para os estados não contemplados pelo IPCA, usou-se o critério de aproximação pelo índice da RM vizinha. O índice da RM de Belém foi extrapolado para todos os estados da região Norte; o de Fortaleza para Maranhão, Piauí, Ceará

ser suficiente para captar as variações de custo de vida existentes entre os estados brasileiros. De fato, como pode ser observado na tabela 1 do anexo 1, São Paulo e o Distrito Federal possuem um custo de vida aproximadamente 28% maior que em Fortaleza e Recife. Por isso, estes salários são também corrigidos pelo ICV[5] (Índice de Custo de Vida). As variáveis independentes consideram as 27 unidades federativas do Brasil, oito setores da economia, classificados segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e seis categorias ocupacionais criadas com base na Classificação Brasileira de Ocupações (CBO). A CBO-1994 classifica as ocupações em dez categorias, ao nível de um dígito. No entanto, para uma melhor análise dos diferenciais salariais decorrentes das mobilidades ocupacionais, as categorias originais da CBO foram agregadas em seis novas classes, como pode ser observado na tabela A.1 do apêndice 1. As demais variáveis independentes são idade, experiência, gênero e nove *dummies* educacionais, conforme a classificação do Ministério do Trabalho e Emprego. A amostra é constituída por trabalhadores entre as idades de 14 e 65 anos[6], com renda mensal positiva[7]. Esta renda é o salário em dezembro do ano corrente do trabalhador[8].

O migrante é definido como o trabalhador cujo estado (indústria, ocupação) em *t* é diferente de seu estado (indústria, ocupação) em *t-1*. Devido ao grande número de observações disponíveis, uma amostra aleatória foi gerada para a estimação dos diferenciais salariais. Esta amostra contempla aproximadamente 1% do número total de indivíduos do banco de dados original, com 515.560 observações balanceadas, isto é, 64.445 indivíduos por ano. O percentual de migrantes entre regiões, indústrias e ocupações é de aproximadamente 1% (3.828 indivíduos), 4% (19.320 indivíduos) e 5% (23.524 indivíduos), respectivamente.

As evidências iniciais dos dados são organizadas de acordo com os três níveis de análise utilizados neste estudo, ou seja, regiões, indústrias e ocupações. Na migração inter-regional, como mostra o gráfico 1, o maior fluxo de trabalhadores ocorre entre os paulistas,

---

e Rio Grande do Norte; o de Recife para Paraíba, Alagoas e Sergipe; o do Rio de Janeiro para o Espírito Santo; o de Curitiba para Santa Catarina; e o de Goiânia para Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. Veja tabela A.2 do Apêndice 1.

[5] O ICV utilizado foi calculado por Azzoni *et al.* (2003). Extrapolação análoga à do IPCA foi feita para os estados. Os valores do ano de 1996 foram replicados para o ano de 1995. Veja a tabela 1 do Anexo 1.

[6] Um jovem pode iniciar-se legalmente no mercado de trabalho a partir de 16 anos. É facultado ao jovem aprendiz, porém, o início com 14 anos. A idade de aposentadoria é de 60 anos para as mulheres e 65 anos para os homens. Antes da reforma previdenciária de 1999, estas idades eram de 55 e 60 anos, respectivamente.

[7] Procurou-se seguir o padrão adotado na literatura, que usa a renda não-nula dos trabalhadores (Borjas, 1985, Abowd *et al* (1999), Chiswick (1978), Carruth *et al* (2004)).

[8] A remuneração do trabalhador é declarada na RAIS em salários-mínimos. A conversão em valores monetários (Reais) foi feita com base nos valores do salário-mínimo nominal, como mostra a tabela 2 do anexo 1.

representando mais de 20% do total. Dentre os cinco estados com maior número de migrantes, juntam-se a São Paulo os estados do Rio de Janeiro (13%), Minas Gerais (11%), Distrito Federal (9%) e Paraná (7%). Ao longo dos anos de 1996 a 2002, como mostra a tabela 1, pode-se destacar a progressiva redução do percentual de migrantes em São Paulo. Enquanto em 1996 os migrantes correspondiam a mais de um quarto do total, em 2002 estes trabalhadores eram pouco mais de 15%.

As principais características dos migrantes inter-estaduais podem ser observadas na tabela 2. Salta aos olhos a elevada média salarial dos migrantes em relação aos não-migrantes, apesar da menor experiência e idade. A qualificação dos migrantes também é nitidamente superior a dos não-migrantes, como pode ser observado pelos percentuais do ensino médio e nível superior. O predomínio masculino é bem mais notório entre os migrantes (74%) do que na população como um todo.

No que se refere à migração inter-industrial, como se pode observar no gráfico 2, o setor de serviços responde por mais da terça parte dos migrantes. Em seguida, encontra-se a administração pública, que representa mais da quarta parte do total de migrantes, e a indústria de transformação, com cerca de 16%. Ao longo dos anos, verifica-se um aumento no percentual de migrantes dos serviços e da indústria (tabela 3). Em contrapartida, a administração pública registra uma redução percentual de migrantes em cerca de sete pontos percentuais, apesar das oscilações ocorridas nos anos intermediários. Estes migrantes inter-industriais, como mostra a tabela 4, diferenciam-se dos não-migrantes pelo fato de apresentarem um salário médio inferior, mesmo possuindo uma qualificação superior. São, em média, homens mais novos e menos experientes que os não-migrantes.

Gráfico 1: Percentual de trabalhadores por unidade federativa

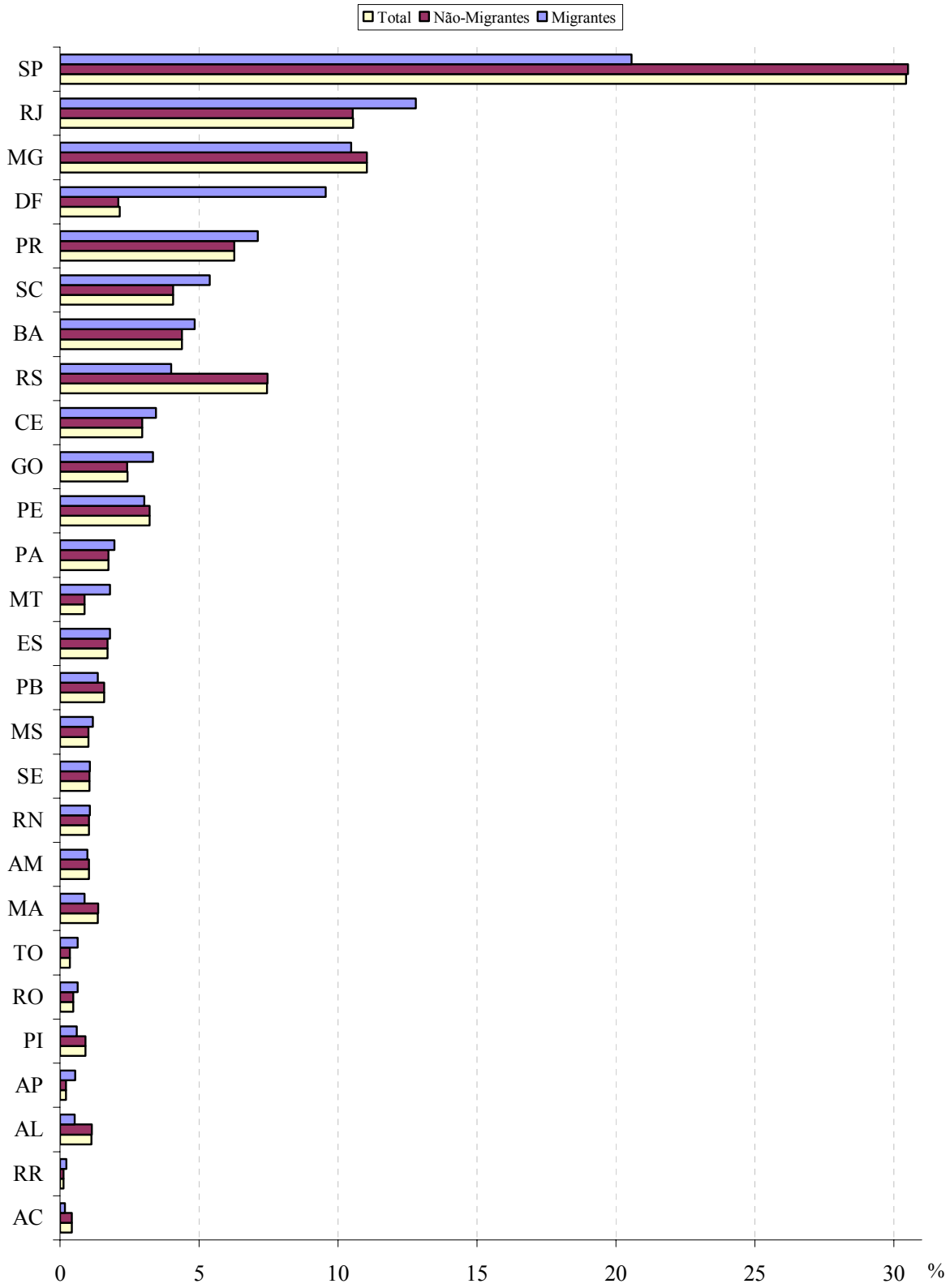


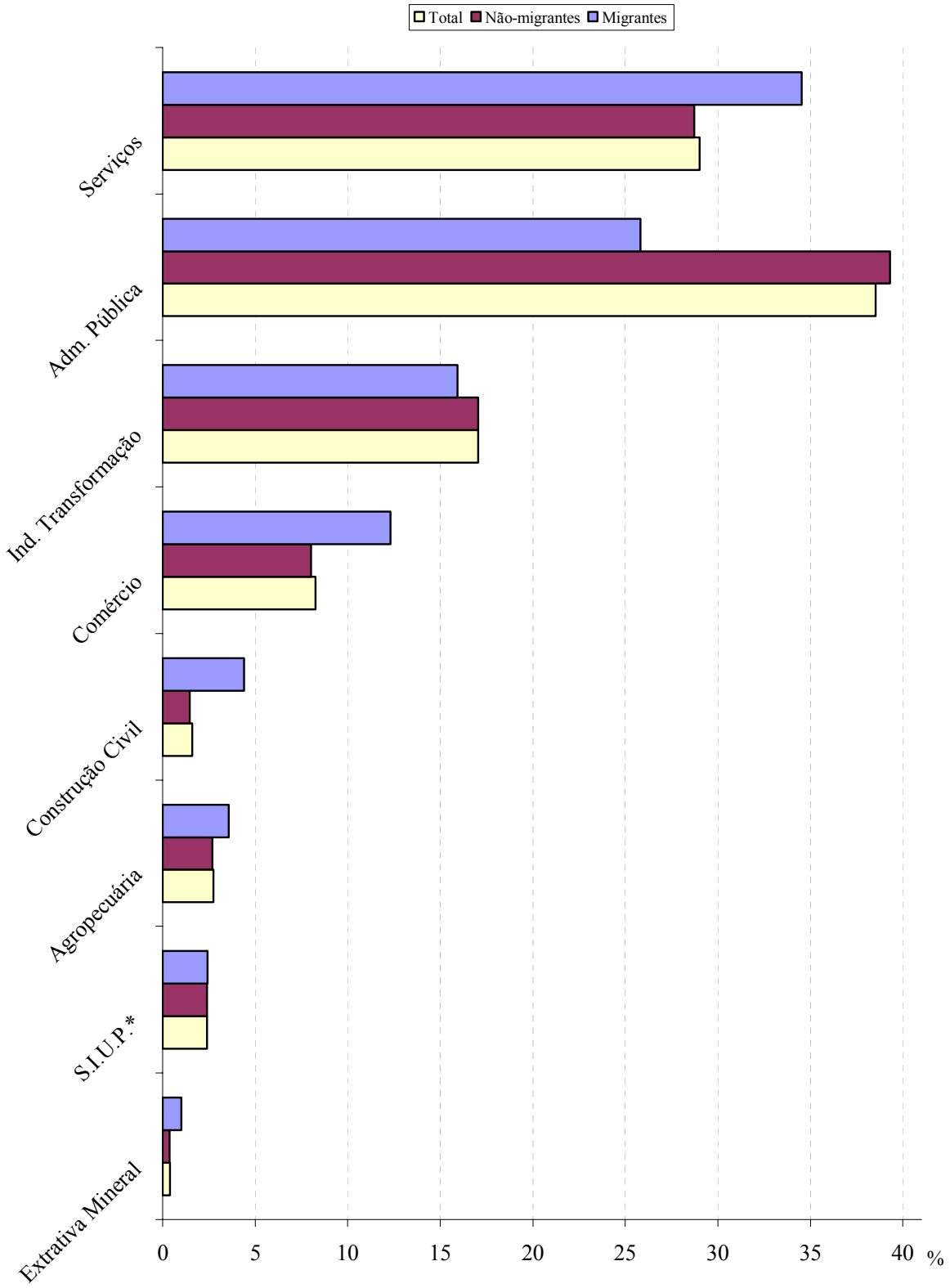
Tabela 1: Percentual de migrantes inter-estaduais

UF destino	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
RO	0.18	0.72	0.17	0.00	0.68	1.67	0.97
AC	0.37	0.00	0.00	0.00	0.51	0.37	0.00
AM	0.73	0.72	1.04	0.80	1.35	1.86	0.39
RR	0.73	0.18	0.17	0.20	0.17	0.00	0.19
PA	2.38	1.26	3.29	2.78	1.52	1.30	1.17
AP	0.91	0.90	0.35	0.20	0.00	0.37	1.17
TO	0.73	0.90	0.87	0.40	0.51	0.56	0.39
MA	1.46	0.54	0.52	0.99	0.68	0.74	1.36
PI	0.55	1.08	0.52	0.60	0.51	0.19	0.78
CE	2.56	3.06	3.99	3.78	2.36	2.23	6.41
RN	1.10	0.72	0.87	0.20	0.51	1.48	2.72
PB	0.91	1.80	1.04	1.99	0.68	1.11	2.14
PE	2.01	3.78	2.95	4.17	2.36	2.60	3.50
AL	0.55	0.00	0.52	1.19	0.51	0.56	0.39
SE	2.01	1.62	0.35	1.79	0.68	0.37	0.78
BA	4.75	6.13	6.07	4.77	3.55	5.19	3.30
MG	10.42	10.09	7.80	8.35	19.43	7.98	8.35
ES	2.38	2.16	1.39	0.80	2.03	2.23	1.55
RJ	12.61	10.63	13.86	14.31	14.02	7.79	16.50
SP	25.23	20.36	18.72	26.04	19.59	18.55	15.73
PR	7.50	7.75	9.53	5.96	5.74	6.68	6.41
SC	3.29	9.55	2.60	6.16	4.90	4.45	6.99
RS	4.75	3.06	3.29	5.77	4.22	5.01	1.94
MS	1.83	1.98	0.69	0.60	0.84	1.30	0.97
MT	1.65	1.44	5.89	0.80	0.34	0.74	1.55
GO	2.38	3.78	2.77	2.39	3.72	4.82	3.50
DF	6.03	5.77	10.75	4.97	8.61	19.85	10.87
Total	**100.00**	**100.00**	**100.00**	**100.00**	**100.00**	**100.00**	**100.00**

Tabela 2: Características dos migrantes inter-estaduais

	Migrantes		Não-Migrantes		Total	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP
Salário real	2,462.51	(2,781.67)	1,411.65	(1,784.48)	1,396.81	(1,778.08)
Experiência	64.22	(83.70)	117.43	(82.17)	112.52	(82.00)
Idade	36.16	(8.43)	38.53	(9.19)	38.03	(9.25)
Sexo (masculino)	73.80	-	55.12	-	55.28	-
Nível educacional						
Analfabeto	1.20	-	1.77	-	1.84	-
1ª etapa fundamental incompleta	4.60	-	7.11	-	7.25	-
1ª etapa fundamental	7.99	-	11.21	-	11.38	-
2ª etapa fundamental incompleta	8.86	-	11.55	-	11.62	-
2ª etapa fundamental	11.89	-	13.78	-	13.70	-
Ensino médio incompleto	5.12	-	6.16	-	6.22	-
Ensino médio	29.96	-	26.28	-	26.16	-
Superior incompleto	6.48	-	4.22	-	4.23	-
Superior	23.90	-	17.92	-	17.61	-

Gráfico 2: Percentual de trabalhadores por indústria



* Serviços Industriais de Utilidade Pública.

Tabela 3: Percentual de migrantes inter-industriais

Indústria de destino	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Adm. Pública	25.05	16.68	37.85	17.01	12.61	46.52	18.12
Agropecuária	5.08	4.68	3.75	2.97	1.99	3.23	3.77
Comércio	13.45	15.17	10.25	15.11	10.53	9.14	15.52
Construção Civil	4.82	5.49	5.27	4.17	4.10	2.62	4.78
Extrativa Mineral	0.68	0.77	1.33	0.60	1.40	0.75	1.63
Ind. Transformação	18.76	18.74	12.38	19.29	13.43	12.49	20.25
S.I.U.P.	1.81	3.39	2.04	6.07	0.91	2.17	1.63
Serviços	30.36	35.09	27.15	34.77	55.03	23.08	34.30
Total	**100.00**	**100.00**	**100.00**	**100.00**	**100.00**	**100.00**	**100.00**

Tabela 4: Características dos migrantes inter-industriais

	Migrantes		Não-Migrantes		Total	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP
Salário real	1,406.65	(1,752.73)	1,421.19	(1,799.85)	1,396.81	(1,778.08)
Experiência	85.23	(87.92)	118.40	(81.78)	112.52	(82.00)
Idade	37.19	(9.62)	38.57	(9.16)	38.03	(9.25)
Sexo (masculino)	59.47	-	55.09	-	55.28	-
Nível educacional						
Analfabeto	1.92	-	1.76	-	1.84	-
1ª etapa fundamental incompleta	6.51	-	7.12	-	7.25	-
1ª etapa fundamental	9.40	-	11.26	-	11.38	-
2ª etapa fundamental incompleta	10.50	-	11.58	-	11.62	-
2ª etapa fundamental	13.36	-	13.78	-	13.70	-
Ensino médio incompleto	5.90	-	6.16	-	6.22	-
Ensino médio	26.88	-	26.29	-	26.16	-
Superior incompleto	4.45	-	4.23	-	4.23	-
Superior	21.08	-	17.83	-	17.61	-

Na migração inter-ocupacional, os trabalhadores que mais se deslocam são aqueles provenientes de atividades administrativas (gráfico 3). Estes representam quase um terço do total de migrantes. Em seguida, situam-se os trabalhadores de ocupações científicas, técnicas e artísticas, com cerca de 20% do total, e os trabalhadores de comércio, serviços de turismo, higiene e embelezamento. Pela tabela 5, nota-se uma queda no percentual de migrantes em ocupações menos qualificadas, como trabalhadores da produção industrial, operadores de máquinas, agropecuária e pesca e comércio e serviços de turismo e embelezamento. Em contrapartida, há um aumento no percentual de migrantes pertencentes a ocupações mais qualificadas, como científica, técnica e artística e legislativo, executivo e judiciário. Na tabela 6, constata-se o perfil médio do migrante inter-ocupacional. A média salarial, bem como o nível educacional são mais elevados do que o dos não-migrantes. Além disso, os migrantes são do sexo masculino, mais novos e menos experientes.

Gráfico 3: Percentual de trabalhadores por ocupção

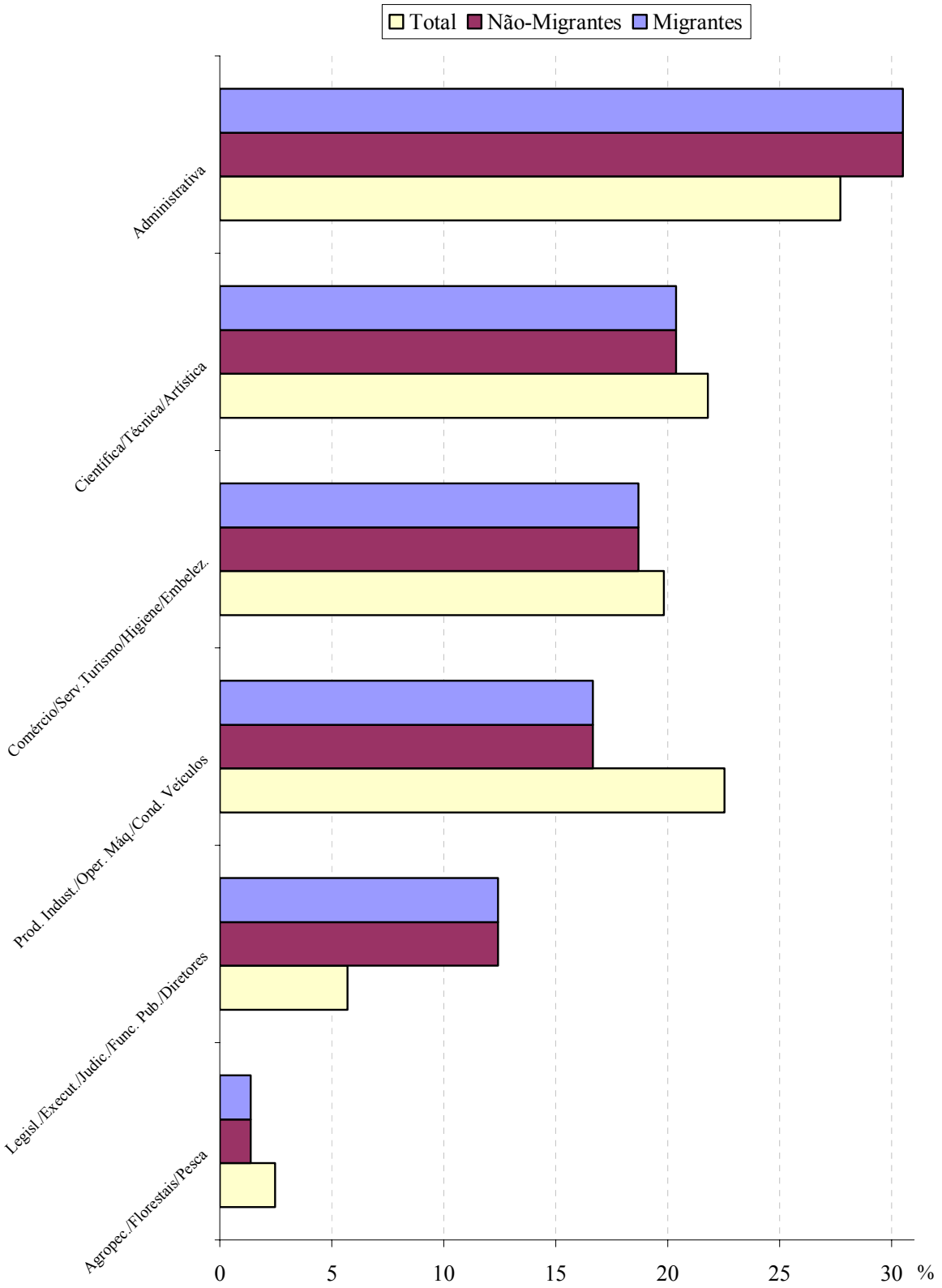


Tabela 5: Percentual de migrantes inter-ocupacionais

Ocupação de destino	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Científica/Técnica/Artística	17.16	17.83	15.64	24.10	19.24	25.97	21.83
Legisl./Execut./Judic./Func. Pub./Diretores	11.32	12.86	12.10	8.65	14.30	8.67	19.62
Administrativa	28.64	26.24	31.87	27.63	32.87	39.91	24.14
Comércio/Serv.Turismo/Higiene/Embelez.	21.55	20.52	19.96	20.84	18.22	13.07	18.00
Agropec./Florestais/Pesca	1.75	1.28	1.55	1.58	1.15	1.14	1.20
Prod. Indust./Oper. Máq./Cond. Veículos	19.59	21.27	18.87	17.20	14.24	11.24	15.21
Total	**100.00**	**100.00**	**100.00**	**100.00**	**100.00**	**100.00**	**100.00**

Tabela 6: Características dos migrantes inter-ocupacionais

	Migrantes		Não-Migrantes		Total	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP
Salário real	1,509.61	(1,893.44)	1,415.67	(1,792.33)	1,396.81	(1,778.08)
Experiência	93.88	(88.39)	118.25	(81.79)	112.52	(82.00)
Idade	36.91	(9.53)	38.60	(9.16)	38.03	(9.25)
Sexo (masculino)	56.91	-	55.19	-	55.28	-
Nível educacional						
Analfabeto	1.56	-	1.78	-	1.84	-
1ª etapa fundamental incompleta	5.68	-	7.17	-	7.25	-
1ª etapa fundamental	8.44	-	11.33	-	11.38	-
2ª etapa fundamental incompleta	9.59	-	11.64	-	11.62	-
2ª etapa fundamental	13.56	-	13.77	-	13.70	-
Ensino médio incompleto	6.32	-	6.14	-	6.22	-
Ensino médio	29.58	-	26.13	-	26.16	-
Superior incompleto	5.54	-	4.16	-	4.23	-
Superior	19.74	-	17.87	-	17.61	-

2.4. Metodologia

2.4.1. Regressões em nível

A primeira parte do procedimento econométrico adotado envolve a estimação dos diferenciais salariais dos trabalhadores brasileiros usando regressões em nível para os oito anos do período (1995 a 2002). O objetivo é descrever os diferenciais salariais, permitindo identificar seu padrão comportamental entre os estados, indústrias e ocupações. A forma funcional destas regressões está baseada na equação minceriana (Mincer, 1974), expandida por um conjunto de outras variáveis explicativas:

$$\ln w_i = \alpha + \beta X_i + \delta R_i + \varphi I_i + \gamma O_i + \varepsilon_i , \qquad i=1,...,N \qquad (2.1)$$

onde $ln\ w_i$ é o logaritmo natural do salário real do trabalhador i, α é o termo constante, X_i é um vetor de variáveis de controle, incluindo idade, idade ao quadrado, experiência, experiência ao quadrado, *dummies* de níveis educacionais e *dummy* de gênero, R_i é um vetor de *dummies* de região, I_i é um vetor de *dummies* de indústria, O_i é um vetor de *dummies* de ocupação, β, δ, φ e γ são vetores de parâmetros a serem estimados, e ε_i é o termo de erro aleatório.

2.4.2. Regressões em painel

Na segunda parte da metodologia, estimam-se os diferenciais salariais usando regressões em painel. Inicialmente, buscando o ajuste do melhor modelo, as estimativas são obtidas a partir de mínimos quadrados agrupados, incluindo todos os anos conjuntamente, como em uma *cross-section*. As únicas diferenças entre a equação de rendimentos de mínimos quadrados em nível (2.1) e a equação de mínimos quadrados que considera o painel (2.2) são a inclusão do indicador de tempo (t) e das *dummies* de ano (T_t):

$$\ln w_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \delta R_{it} + \varphi I_{it} + \gamma O_{it} + T_t + \varepsilon_{it}, \quad i=1,...,N; \quad t=1995,...,2002 \quad (2.2)$$

O principal problema decorrente deste procedimento, porém, é a possibilidade de correlação entre ε_i e as variáveis explicativas, invalidando as hipóteses expressas na equação (2.3).

$$E(\varepsilon_i|X_i) = 0;\ E(\varepsilon_i|R_i) = 0;\ E(\varepsilon_i|I_i) = 0;\ E(\varepsilon_i|O_i) = 0 \quad (2.3)$$

Sem estas hipóteses, a relação de causalidade também não pode ser mantida. Neste caso, o problema de endogeneidade pode ocorrer, gerando estimadores inconsistentes e enviesados. Este problema pode ser resolvido em parte considerando-se a heterogeneidade não-observada, *i.e.*, usando os métodos de efeitos aleatórios ou efeitos fixos[9]. No caso deste último, as

[9] Para decidir sobre o melhor método a ser utilizado entre efeitos fixos e efeitos aleatórios, o procedimento adequado requer o teste de Hausman. No teste, a hipótese nula corresponde a estimadores de efeitos aleatórios ou fixos consistentes, mas somente os de efeitos aleatórios são eficientes; a hipótese alternativa equivale a estimadores de efeitos fixos consistentes. O teste tem uma distribuição χ^2 com N graus de liberdade, onde N é o número de coeficientes estimados.

características individuais não-observadas dos trabalhadores, que são constantes no tempo, são subsumidas no efeito fixo (c_i):

$$\ln w_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \delta R_{it} + \varphi I_{it} + \gamma O_{it} + c_i + T_t + \varepsilon_{it} \qquad (2.4)$$

A hipótese de identificação do modelo na equação (2.4) requer que $E(\varepsilon_i|c_i, R_i, I_i, O_i) = 0$, *i.e.*, a correlação entre R_i, I_i, O_i e ε_i é captada por uma variável explicativa (c_i) que não varia entre os anos[10]. A partir das diferenças dos valores individuais de cada variável com relação aos valores médios, o termo (c_i) é eliminado, resultando no estimador de efeitos fixos. As estimativas dos parâmetros geradas passam a ser consistentes e eficientes. É importante notar, porém, que as hipóteses expressas na equação (2.3) podem não ser suficientes para eliminar a endogeneidade. Pode ocorrer um choque aleatório que provoque um aumento dos salários independente de o trabalhador ser um migrante ou não. Por exemplo, suponha a situação em que um trabalhador fica desempregado e, por isso, muda de estado e encontra um novo emprego com salário maior. Esse aumento de salário poderia ter ocorrido de toda forma, mesmo se ele não tivesse migrado. Outro fato a ser ressaltado é que uma parcela dos indivíduos precisa migrar de uma região/indústria/ocupação para outra a fim de identificar os coeficientes dos diferenciais salariais após a inclusão dos efeitos fixos.

2.4.3. Procedimento de HDS

A terceira etapa do procedimento metodológico envolve a precisão na estimação dos diferenciais, de sua dispersão e variabilidade global. Em todas as estimações dos diferenciais salariais anteriormente descritas, inclusive nos métodos de efeitos aleatórios e efeitos fixos, adotou-se a abordagem de HDS (Haisken-DeNew e Schimit, 1997), que aprimoraram a metodologia inicialmente disseminada por KS (Krueger e Summers, 1988). No presente estudo, a análise foi ampliada com a inclusão das regressões do logaritmo dos salários não apenas para as *dummies* de indústria, mas também para as *dummies* de regiões e ocupação.

---

[10] Em geral, o pesquisador não possui informação sobre o potencial de ganhos salariais do trabalhador. Conseqüentemente, estas características não-observáveis – habilidade, motivação, criatividade, etc. – podem estar correlacionadas com outros determinantes salariais, como educação, região, ocupação, entre outros, anulando a interpretação causal dos coeficientes estimados. Veja Wooldridge (2002).

De um modo geral, nos trabalhos empíricos que consideram as diferenças entre grupos de indivíduos, tais como residentes de diferentes regiões, trabalhadores de diferentes indústrias ou ocupações, os diferenciais são freqüentemente capturados pela inclusão de um intercepto de grupo específico na equação de regressão correspondente. Contudo, na regressão com um conjunto completo de interceptos de grupo e um intercepto comum, a matriz de produtos cruzados dos regressores não é de posto completo. A prática mais comum que facilita a estimação nesta situação é excluir um dos indicadores de grupo (ou, equivalentemente, o termo constante) da regressão e, em seguida, regredir por MQO.

Esta especificação dos interceptos de grupo pode ser suficiente para a interpretação em alguns casos. No entanto, Suits (1984) e Kennedy (1986) ressaltam que a omissão de uma das *dummies* pode não ser apropriada para interpretações econômicas, especialmente quando existe mais de um conjunto de *dummies* no modelo. Bons exemplos destas situações são as diferenças de salários entre regiões, indústrias[11] ou ocupações. Estes autores sugeriram renormalizar o grupo de coeficientes estimado a partir de uma regressão padrão de primeiro passo para expressar os resultados como desvios em relação à média. Greene e Seaks (1991) discutem como se deve impor diretamente a restrição linear apropriada usando mínimos quadrados restritos.

Em seu artigo seminal sobre diferenciais salariais inter-industriais, KS usaram uma renormalização de segundo passo para explicitar os diferenciais industriais como desvios em relação a uma média ponderada da participação dos trabalhadores. Considerando inicialmente regressões em *cross-section* do logaritmo dos salários sobre um grupo de *k-1 dummies* de indústria, além da constante e outras variáveis de controle, a *k*-ésima *dummy* é a variável de referência omitida, que corresponde ao termo constante. Em seguida, os autores renormalizaram os coeficientes estimados (φ) para expressar os diferenciais salariais industriais como desvios em relação a uma média ponderada. Esta ponderação é baseada na distribuição do número de trabalhadores empregados por indústria, onde n_j é a parcela relativa à indústria j, e K é o número de indústrias. No entanto, em vez de calcular os erros-padrão dos coeficientes renormalizados, KS usaram os erros-padrão da regressão original como *proxy*, e o erro-padrão do termo constante foi considerado como uma aproximação para o erro-padrão

[11] Particularmente nas estimativas dos diferenciais salariais inter-industiais, a existência de vários grupos de variáveis *dummy* é um fato bastante comum (Lucifora, 1993; Arai, 1994; Gera and Grenier, 1994).

da indústria omitida. Apesar deste procedimento ser o padrão corrente na literatura sobre diferenciais salariais inter-industriais, independentemente do tamanho amostral e do número de categorias, HDS, porém, advogam a favor do cálculo das estimativas exatas.

HDS argumentam que o procedimento anterior usado por KS superestima o erro padrão e a variância dos coeficientes renormalizados. Eles também demonstram empiricamente que os erros padrão calculados variam consideravelmente dependendo da escolha da indústria a ser omitida, independente do tamanho amostral. Isto impede uma interpretação econômica precisa dos elementos individuais do vetor de coeficientes renormalizados $\left(\hat{\varphi}_j^r\right)$ e a medida da dispersão global dos salários (*SD(φ)*). Vale ressaltar que o vetor de coeficientes φ_j, usado originalmente por KS na estimação dos diferenciais salariais inter-industriais, onde *j* representa uma das *K* categorias da indústria, pode ser utilizado para quaisquer outros conjuntos de variáveis *dummy* que se tenha interesse na estimação dos diferenciais, como regiões e ocupações.

Como descrito pelas equações (2.5) e (2.6) a seguir, o procedimento de mínimos quadrados restritos (MQR) provê coeficientes mais precisos e erros padrão corretos em uma única regressão.

$$\ln w_{ij} = \beta X_i + \varphi Z_j + \varepsilon_{ij} \qquad i=1,...,N;\ j=1,...,K \tag{2.5}$$

onde: $\ln w_{ij}$: logaritmo natural do salário;
X_i: vetor de variáveis de controle;
Z_j: vetor de *dummies* industriais;
φ: vetor de coeficientes das *dummies* industriais;
β: vetor de coeficientes das variáveis de controle;
ε: termo de erro aleatório;

$$\hat{\varphi}_j^r = \hat{\varphi}_j - \sum_{j=1}^{K-1} \hat{\varphi}_j^* n_j \tag{2.6}$$

onde: $\hat{\varphi}_j^r$: vetor de coeficientes renormalizados;
$\hat{\varphi}_j$: vetor de coeficientes estimados pela equação (2.5);
n_j: parcela de trabalhadores pertencentes à indústria *j*;

Assim, todos os *k* coeficientes das *dummies* e seus erros padrão são reportados, *i.e.*, todos os resultados calculados são independentes da escolha da categoria de referência. Cabe ressaltar que, nas regressões de mínimos quadrados, o procedimento de MQR simplifica a estimação, que pode ser obtida em um único passo. Porém, nas estimativas de efeitos aleatórios ou de efeitos fixos, torna-se necessária a utilização do procedimento de dois passos, que é equivalente aos mínimos quadrados restritos (MQR)[12].

A medida global de dispersão (*SD(φ)*) é dada pela equação (2.7).

$$SD(\varphi) = \sqrt{\sum_j n_j \varphi_j^2 - \sum_j n_j \sigma_j^2} \qquad (2.7)$$

onde: $\hat{\varphi}_j$: vetor de coeficientes estimados pela equação (2.5);
n_j: parcela de trabalhadores pertencentes à indústria *j*;
σ_j^2: desvio padrão de $\hat{\varphi}_j$;

Seja usando a abordagem de dois-passos ou, equivalentemente, mínimos quadrados restritos (MQR), este procedimento corrige os problemas relativos à superestimação dos erros padrão e à dispersão global subestimada da abordagem de KS. Os coeficientes são interpretados como desvios percentuais nos salários de um trabalhador de uma dada região (indústria, ocupação) em relação à média ponderada do salário de todas as regiões (indústrias, ocupações), respectivamente.

2.5. Resultados e discussão

Esta seção de resultados está organizada da seguinte maneira. A análise preliminar dos dados está baseada em regressões em nível do logaritmo dos salários reais durante cada ano entre 1995 e 2002. O segundo tipo de análise está baseado na comparação entre três métodos de estimação das regressões em painel: MQO, efeitos aleatórios e efeitos fixos. Vale ressaltar que o procedimento de HDS é adotado em todas as estimações realizadas. A primeira subseção, 2.5.1, compreende a análise inter-regional. Este padrão de análise é seguido como referência nas subseções seguintes, 2.5.2 e 2.5.3, que compreendem as análises inter-industriais e inter-ocupacionais, respectivamente.

[12] Uma descrição formalizada do procedimento de HDS encontra-se no apêndice 2.

2.5.1. Diferenciais salariais inter-regionais

2.5.1.1. Regressões em nível

A tabela 7 reporta os diferenciais salariais entre os trabalhadores e a variabilidade global destas diferenças. A idéia principal é descrever a estrutura regional dos salários. Um modo de verificar a existência de elevados diferenciais entre as regiões é observar os valores entre as regiões com maiores e menores diferenciais salariais. Por exemplo, AP e DF são os estados que apresentam os dois maiores diferenciais, com coeficientes são de 54% e 41% (em 2002), respectivamente, acima da média salarial[13]. Em contrapartida, os trabalhadores dos estados da PB e RN possuem diferenciais salariais de 54% e 27% (em 2002) abaixo da média, figurando como os mais baixos dentre todos os estados brasileiros. Isto confirma os elevados diferenciais salariais inter-regionais no país.

Porém, estes resultados ainda não permitem confirmar se os diferenciais salariais são persistentes. Mas uma análise temporal pode esclarecer esta questão. Por um lado, seis regiões podem ser destacadas como proeminentes, *i.e.*, estados nos quais as diferenças de salário estão acima da média em todos os anos: AP, DF, RR, RO, SP, RS. Por outro lado, doze regiões têm diferencias salariais constantemente abaixo da média durante os oito anos: PB, RN, CE, MA, PI, SE, AL, PE, BA, GO, PA, MG. Isto indica que os resultados não mudam de maneira significativa ao longo dos anos, ou seja, há uma persistência dos diferenciais.

Outra maneira de confirmar se os diferenciais salariais são, de fato, elevados e persistentes ao longo do tempo é verificar a variabilidade global ($SD(\delta)$) dos diferenciais salariais entre regiões. Como mostra a tabela 7, esta variabilidade global está entre 23% e 17% nos oito anos considerados. Apesar da diminuição desta variabilidade no período, os diferenciais são ainda elevados e não mudam de maneira significativa nos anos de 1995 a 2002.

---

[13] Em uma regressão semi-logaritmica da forma $lnY = \beta X + \varepsilon$, onde X é uma variável *dummy*, o efeito de X em Y é calculado por $e^{\delta} - 1$, conforme a metodologia proposta por Halvorsen e Palmquist (1980).

Tabela 7: Regressões em nível - Estados

	Variável dependente: Logaritmo dos salário real (corrigido pelo ICV)							
Região	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**
RO	0.1301 *** (0.039)	0.1924 *** (0.038)	0.2645 *** (0.038)	0.2023 *** (0.037)	0.2904 *** (0.037)	0.1872 *** (0.037)	0.1774 *** (0.036)	0.1750 *** (0.036)
AC	-0.3204 *** (0.042)	-0.3125 *** (0.041)	-0.3012 *** (0.041)	-0.1215 *** (0.040)	-0.0175 (0.040)	0.0246 (0.040)	0.0703 * (0.038)	0.0568 (0.039)
AM	-0.1099 *** (0.026)	0.1250 *** (0.026)	0.1756 *** (0.026)	0.1061 *** (0.025)	0.1071 *** (0.025)	0.0508 ** (0.025)	0.1776 *** (0.024)	0.1229 *** (0.025)
RR	0.3806 *** (0.074)	0.3049 *** (0.073)	0.4659 *** (0.073)	0.2580 *** (0.072)	0.2660 *** (0.072)	0.1597 ** (0.072)	0.1615 ** (0.071)	0.1970 *** (0.071)
PA	-0.1730 *** (0.020)	-0.1722 *** (0.020)	-0.1316 *** (0.020)	-0.1279 *** (0.019)	-0.0938 *** (0.019)	-0.1268 *** (0.019)	-0.1447 *** (0.019)	-0.1479 *** (0.019)
AP	0.2794 *** (0.059)	0.0856 (0.058)	0.5941 *** (0.057)	0.5167 *** (0.055)	0.1359 ** (0.056)	0.1487 *** (0.056)	0.3508 *** (0.054)	0.4295 *** (0.053)
TO	0.1313 *** (0.046)	-0.2306 *** (0.045)	-0.2391 *** (0.044)	-0.0383 (0.043)	0.0472 (0.043)	0.0135 (0.043)	-0.0120 (0.041)	-0.0531 (0.042)
MA	-0.4308 *** (0.023)	-0.4491 *** (0.023)	-0.4244 *** (0.023)	-0.4268 *** (0.022)	-0.3898 *** (0.022)	-0.3683 *** (0.022)	-0.3342 *** (0.022)	-0.2965 *** (0.022)
PI	-0.6954 *** (0.028)	-0.4087 *** (0.028)	-0.3494 *** (0.028)	-0.1294 *** (0.027)	-0.3293 *** (0.027)	-0.3281 *** (0.027)	-0.3272 *** (0.026)	-0.2317 *** (0.026)
CE	-0.5131 *** (0.015)	-0.5081 *** (0.015)	-0.4753 *** (0.015)	-0.4017 *** (0.015)	-0.3869 *** (0.015)	-0.2313 *** (0.015)	-0.2583 *** (0.014)	-0.2488 *** (0.014)
RN	-0.6190 *** (0.026)	-0.5982 *** (0.026)	-0.4915 *** (0.026)	-0.4541 *** (0.025)	-0.3850 *** (0.025)	-0.4038 *** (0.025)	-0.3537 *** (0.024)	-0.3105 *** (0.024)
PB	-0.8446 *** (0.022)	-0.8690 *** (0.022)	-0.7359 *** (0.021)	-0.7179 *** (0.021)	-0.7590 *** (0.020)	-0.7643 *** (0.021)	-0.7809 *** (0.020)	-0.7811 *** (0.020)
PE	-0.2548 *** (0.015)	-0.2748 *** (0.015)	-0.2182 *** (0.015)	-0.2185 *** (0.014)	-0.1940 *** (0.014)	-0.1999 *** (0.014)	-0.1814 *** (0.014)	-0.2370 *** (0.014)
AL	-0.3164 *** (0.025)	-0.3692 *** (0.025)	-0.3416 *** (0.025)	-0.2308 *** (0.024)	-0.2434 *** (0.024)	-0.1834 *** (0.024)	-0.1887 *** (0.023)	-0.2079 *** (0.024)
SE	-0.3835 *** (0.026)	-0.4505 *** (0.026)	-0.3815 *** (0.026)	-0.3118 *** (0.025)	-0.2934 *** (0.025)	-0.2885 *** (0.025)	-0.2482 *** (0.024)	-0.2584 *** (0.024)
BA	-0.2292 *** (0.013)	-0.2253 *** (0.012)	-0.2282 *** (0.012)	-0.1989 *** (0.012)	-0.2069 *** (0.012)	-0.1493 *** (0.012)	-0.1893 *** (0.012)	-0.1895 *** (0.012)
MG	-0.0044 (0.008)	-0.0210 *** (0.008)	-0.0144 * (0.008)	-0.0599 *** (0.007)	-0.0419 *** (0.007)	-0.0629 *** (0.007)	-0.0327 *** (0.007)	-0.0193 *** (0.007)
ES	0.0709 *** (0.020)	0.0298 (0.020)	-0.0389 * (0.020)	-0.0378 * (0.019)	-0.0485 ** (0.019)	-0.0896 *** (0.019)	-0.0810 *** (0.019)	-0.1080 *** (0.019)
RJ	-0.0072 (0.008)	0.0079 (0.008)	-0.0457 *** (0.008)	-0.0465 *** (0.008)	-0.0737 *** (0.008)	-0.0749 *** (0.008)	-0.0528 *** (0.007)	-0.0290 *** (0.007)
SP	0.1752 *** (0.004)	0.1792 *** (0.004)	0.1687 *** (0.004)	0.1687 *** (0.004)	0.1734 *** (0.004)	0.1853 *** (0.004)	0.1668 *** (0.004)	0.1589 *** (0.004)
PR	0.0667 *** (0.010)	0.0721 *** (0.010)	0.0615 *** (0.010)	0.0555 *** (0.010)	0.0113 (0.010)	-0.0205 ** (0.010)	-0.0473 *** (0.010)	-0.0439 *** (0.010)
SC	0.1227 *** (0.013)	0.1257 *** (0.013)	0.1010 *** (0.013)	0.0824 *** (0.013)	0.0534 *** (0.012)	0.0095 (0.012)	-0.0082 (0.012)	-0.0028 (0.012)
RS	0.1092 *** (0.009)	0.1155 *** (0.009)	0.1081 *** (0.009)	0.0990 *** (0.009)	0.1034 *** (0.009)	0.0858 *** (0.009)	0.0846 *** (0.009)	0.0886 *** (0.009)
MS	-0.1343 *** (0.027)	-0.1469 *** (0.026)	-0.0963 *** (0.026)	-0.1472 *** (0.025)	-0.1046 *** (0.025)	-0.1130 *** (0.025)	0.0972 *** (0.024)	-0.0968 *** (0.025)
MT	0.0248 (0.028)	-0.0722 ** (0.028)	-0.0258 (0.028)	-0.0377 (0.027)	-0.0275 (0.027)	-0.0514 * (0.027)	-0.0518 ** (0.026)	-0.0471 * (0.027)
GO	-0.1535 *** (0.017)	-0.1906 *** (0.017)	-0.1852 *** (0.017)	-0.1640 *** (0.016)	-0.1315 *** (0.016)	-0.1270 *** (0.016)	-0.1290 *** (0.016)	-0.0849 *** (0.016)
DF	0.5101 *** (0.018)	0.4528 *** (0.018)	0.4573 *** (0.018)	0.3963 *** (0.017)	0.4473 *** (0.017)	0.4017 *** (0.018)	0.3674 *** (0.017)	0.3456 *** (0.017)
SD(φ)	0.2365	0.2336	0.2149	0.1963	0.1981	0.1879	0.1823	0.1772
Observações	64,445	64,445	64,445	64,445	64,445	64,445	64,445	64,445
R^2	0.4784	0.4733	0.4683	0.4802	0.4768	0.4688	0.4769	0.4724

Notas: Os coeficientes são as diferenças proporcionais nos salários entre um trabalhador de uma dada região e o trabalhador médio, seguindo a metodologia de KS. Os desvios-padrão entre parênteses e a procedimento de HDS. As variáveis independentes são idade, idade ao quadrado, experiência, experiência ao quadrado, nove dummies educacionais, dummy de sexo, oito dummies industriais e seis dummies ocupacionais, além da constante.

*** Significativo ao nível de 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 1%.

2.5.1.2. Regressões em painel

A tabela 8 apresenta uma análise em painel dos diferenciais salariais entre os trabalhadores das 27 unidades federativas do Brasil. Na primeira coluna, estão os resultados de MQO. Como estas estimativas estão sujeitas ao viés decorrente da heterogeneidade não-observada, foi realizado o teste de Breusch-Pagan para verificar a ocorrência deste tipo de viés. Com um resultado favorável à existência de habilidades não-observadas, foram incluídos, na segunda e terceira colunas, os modelos de efeitos não-observados. Em seguida, buscou-se certificar se tais habilidades individuais são inatas, isto é, fixas no tempo. Para isso, utilizou-se o teste de Hausman para verificar qual dos modelos, efeitos aleatórios ou efeitos fixos, é o melhor. O resultado rejeita os efeitos aleatórios em favor dos efeitos fixos. De fato, como se pode observar na segunda coluna, os coeficientes estimados pelo modelo de efeitos aleatórios não se diferenciam muito daqueles estimados por MQO.

Na terceira coluna, observa-se que somente treze coeficientes são significantes ao nível de 10% na regressão de efeitos fixos. Quando se considera um menor nível de significância, como 1%, o número de coeficientes significantes é reduzido a dez. Este resultado contrasta fortemente com o resultado obtido pela regressão de MQO, na primeira coluna, cujos coeficientes são todos significantes ao nível de 1%. Além disso, a maioria dos coeficientes significantes da regressão de efeitos fixos apresenta menores diferenciais salariais em comparação aos coeficientes de MQO.

Comparando os estados que apresentam os maiores e os menores diferenciais salariais entre a regressão de MQO e a regressão de efeitos fixos, pode-se notar que a magnitude destes diferenciais é significativamente reduzida. Como exemplo, pode-se considerar os coeficientes de trabalhadores do DF e da PB na regressão de MQO. Eles são +53% e -54% em relação à média, respectivamente. Em seguida, podem-se comparar os coeficientes extremos das regiões na regressão de efeitos fixos: TO, com 44%, e PI, com -18% em relação à média. Esta considerável redução dos diferencias salariais é uma evidência a favor da teoria de habilidades não-observadas. Estes resultados também evidenciam a grande desigualdade salarial brasileira entre os estados, mostrando que um importante componente explicativo desta desigualdade está na concentração de trabalhadores com alta habilidade em determinados locais.

Tendo em vista o controle das características observáveis e não-observáveis do modelo de efeitos-fixos, os diferenciais salariais remanescentes podem ser entendidos como oportunidades de ganhos geradas em cada unidade federativa. A tabela 9 mostra quais estados oferecem as melhores e piores oportunidades. Em geral, observa-se uma reordenação dos estados segundo os diferenciais estimados por efeitos fixos. Os cinco estados com maiores diferenciais na regressão de MQO eram DF, AP, RR, RO e SP, com coeficientes de 53%, 37%, 32%, 22% e 19% em relação à média de todos os estados. Usando a regressão de efeitos fixos, estes estados passam a figurar na 15ª, 18ª, 2ª, 4ª e 26ª posições, respectivamente. Os novos estados que passam a liderar o *ranking* de diferenciais salariais, isto é, com maiores oportunidades de ganhos salariais para os trabalhadores, são pertencentes à região norte (TO, RR, AM e RO), além do Mato Grosso. Em contrapartida, dentre os estados com as menores oportunidades, figuram São Paulo, o penúltimo do *ranking*, e Piauí, com coeficientes de 6% e 20% abaixo da média, respectivamente.

Outro resultado importante obtido é a variabilidade global dos diferenciais salariais, que pode ser observada ao final da tabela 8. Enquanto o desvio-padrão ajustado ponderado pelo emprego, *SD (δ)*, dos diferenciais regionais é 0,20 na regressão de MQO, a regressão de efeitos fixos exibe uma variabilidade global de apenas 0,06. Estes resultados mostram que há uma grande parcela, cerca de 70%[14], dos diferenciais salariais inter-regionais que pode ser explicada pela heterogeneidade individual. Em geral, quando os efeitos fixos individuais são controlados, os diferenciais salariais persistem, mas perdem importância. Como conseqüência, os efeitos regionais têm uma explicação mais limitada sobre os diferenciais salariais.

[14] A parcela de explicação dos diferenciais salariais pela heterogeneidade individual não-observada é calculada por [1- (0,0613/0,1994)]100 = 69,26%.

Tabela 8: Diferenciais salariais inter-regionais

Variável dependente: Logaritmo dos salário real (corrigido pelo ICV)						
Região	**MQO**		**Efeitos Aleatórios**		**Efeitos Fixos**	
RO	0.1993 ***	(0.0133)	0.1203 ***	(0.0277)	0.1813 ***	(0.0467)
AC	-0.1113 ***	(0.0142)	-0.1844 ***	(0.0336)	0.0283	(0.0814)
AM	0.0936 ***	(0.0090)	0.1134 ***	(0.0197)	0.2348 ***	(0.0356)
RR	0.2786 ***	(0.0257)	0.2980 ***	(0.0482)	0.3641 ***	(0.0674)
PA	-0.1382 ***	(0.0069)	-0.0925 ***	(0.0147)	0.0428 *	(0.0257)
AP	0.3183 ***	(0.0199)	0.1789 ***	(0.0387)	0.0066	(0.0580)
TO	-0.0597 ***	(0.0154)	0.1098 ***	(0.0315)	0.4473 ***	(0.0497)
MA	-0.3872 ***	(0.0079)	-0.3572 ***	(0.0177)	0.0063	(0.0351)
PI	-0.3468 ***	(0.0096)	-0.3867 ***	(0.0219)	-0.1722 ***	(0.0459)
CE	-0.3753 ***	(0.0053)	-0.3156 ***	(0.0115)	-0.0111	(0.0210)
RN	-0.4480 ***	(0.0090)	-0.3669 ***	(0.0200)	0.0269	(0.0381)
PB	-0.7776 ***	(0.0074)	-0.4980 ***	(0.0162)	0.0363	(0.0313)
PE	-0.2213 ***	(0.0051)	-0.2025 ***	(0.0110)	0.0908 ***	(0.0204)
AL	-0.2577 ***	(0.0086)	-0.2689 ***	(0.0195)	0.0498	(0.0396)
SE	-0.3212 ***	(0.0089)	-0.3115 ***	(0.0198)	0.0246	(0.0373)
BA	-0.2003 ***	(0.0043)	-0.1653 ***	(0.0093)	0.0709 ***	(0.0166)
MG	-0.0330 ***	(0.0026)	-0.0206 ***	(0.0057)	0.0006	(0.0103)
ES	-0.0351 ***	(0.0069)	-0.0314 **	(0.0146)	-0.0264	(0.0241)
RJ	-0.0418 ***	(0.0027)	0.0326 ***	(0.0057)	0.0063	(0.0095)
SP	0.1717 ***	(0.0014)	0.1190 ***	(0.0031)	-0.0612 ***	(0.0057)
PR	0.0189 ***	(0.0035)	0.0155 **	(0.0074)	-0.0039	(0.0122)
SC	0.0604 ***	(0.0045)	0.0498 ***	(0.0096)	0.0035	(0.0169)
RS	0.0988 ***	(0.0032)	0.1035 ***	(0.0074)	0.0400 **	(0.0157)
MS	-0.0980 ***	(0.0091)	-0.0219	(0.0186)	0.0116	(0.0296)
MT	-0.0382 ***	(0.0097)	-0.0027	(0.0190)	0.1736 ***	(0.0283)
GO	-0.1455 ***	(0.0058)	-0.0958 ***	(0.0117)	0.0484 ***	(0.0182)
DF	0.4242 ***	(0.0062)	0.1878 ***	(0.0102)	0.0247 *	(0.0128)
SD(δ)	0.1994		0.1507		0.0613	
Observações	515,560		515,560		515,560	
Indivíduos	64,445		64,445		64,445	
R^2	0.4731		0.4361		0.0257	
within	-		0.079		0.0892	
between	-		0.4974		0.0195	
Hausman	-			$\chi2$ (1) = 1.000.000		
Breusch-Pagan	-			$\chi2$ (47) = 435.276,97		

Notas: Os coeficientes são as diferenças proporcionais nos salários entre um trabalhador de uma dada região e o trabalhador médio, seguindo a metodologia de KS. Os desvios-padrão entre parênteses e a variabilidade total SD(φ) são baseados no procedimento de HDS. As variáveis independentes são idade, idade ao quadrado, experiência, experiência ao quadrado, nove dummies educacionais, dummy de sexo, oito dummies industriais e seis dummies ocupacionais, além da constante.
*** Significativo ao nível de 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 1%.

Tabela 9: Ordenação dos diferenciais salariais inter-regionais (em %)*

Ordenação	MQO		Efeitos Fixos	
	UF	Diferenciais salariais	UF	Diferenciais salariais
1	DF	52.83	TO	44.35
2	AP	37.47	RR	43.49
3	RR	32.13	AM	24.51
4	RO	22.05	MT	18.72
5	SP	18.73	RO	17.73
6	RS	10.38	PE	11.95
7	AM	9.81	BA	8.43
8	SC	6.22	PB	4.27
9	PR	1.91	RS	4.11
10	MG	-3.24	AL	3.92
11	ES	-3.45	GO	3.65
12	MT	-3.75	RN	3.63
13	RJ	-4.10	PA	3.42
14	TO	-5.80	DF	1.98
15	MS	-9.34	SE	1.26
16	AC	-10.53	AC	1.25
17	PA	-12.91	RJ	0.90
18	GO	-13.54	MG	0.28
19	BA	-18.15	AP	0.28
20	PE	-19.85	MS	0.11
21	AL	-22.72	PR	-0.43
22	SE	-27.47	SC	-0.81
23	PI	-29.30	MA	-2.89
24	CE	-31.29	ES	-3.07
25	MA	-32.11	CE	-3.08
26	RN	-36.11	SP	-5.43
27	PB	-54.05	PI	-18.24

* O percenual dos diferenciais foi obtido por ($e^{\delta} - 1$), conforme Halvorsen and Palmquist (1980).

2.5.2. Diferenciais salariais inter-industriais

2.5.2.1.Regressões em nível

De maneira análoga à seção de diferenciais entre regiões (2.5.1), a tabela 10, que reporta os diferenciais salariais inter-industriais e a sua variabilidade global a partir de regressões em nível, tem como objetivo central descrever a estrutura dos salários por indústria. Cinco setores com salários acima da média e outros três abaixo da média caracterizam o padrão de diferenciais salariais. O primeiro grupo de indústrias inclui os serviços industriais de utilidade pública, extrativa mineral, indústria de transformação, construção civil e serviços, ao passo

que o segundo grupo incorpora a administração pública, agricultura e comércio[15]. O contraste relativo aos diferenciais salariais entre estes dois grupos de indústrias pode ser exemplificado pela comparação do setor de serviços industriais de utilidade pública com a administração pública, os quais exibem os diferenciais extremos. Enquanto no primeiro os diferencias de salário são 65% acima da média em 2002, no segundo os diferenciais são 16% abaixo da média. Estas evidências comprovam a existência de elevados diferenciais salariais inter-industriais no país. Como esta estrutura praticamente se mantém em todos os anos entre 1995 e 2002, pode-se afirmar que tais diferenciais são também persistentes.

Para confirmar se estes diferenciais são, de fato, de grande magnitude e persistentes, pode-se observar sua variabilidade global ($SD(\varphi)$). Nos oito anos considerados, esta variabilidade se reduz gradativamente, mas permanecendo na faixa entre 23% e 17%[16]. Pode-se afirmar, portanto, que os diferenciais continuam consideravelmente elevados e pouco variam ao longo dos anos.

[15] Vale lembrar que estes coeficientes foram estimados com controles educacionais, além de outros controles, como mostra a nota ao final da tabela 10. Sem os controles educacionais, as menores médias salariais são as da agricultura, do comércio e da construção civil, respectivamente. Os setores de maiores médias salariais, por sua vez, são SIUP, Extrativa Mineral, Serviços, Indústria de Transformação e Administração Pública.
[16] Arbache (1999), usando dados individuais da PNAD de 1995, encontrou uma variabilidade global de 7%.

Tabela 10: Regressões em nível - Indústrias

	Variável dependente: Logaritmo dos salário real (corrigido pelo ICV)							
Indústria	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**
Adm. Pública	-0.2468 *** (0.004)	-0.2567 *** (0.004)	-0.2497 *** (0.004)	-0.2374 *** (0.004)	-0.2296 *** (0.004)	-0.2049 *** (0.004)	-0.1788 *** (0.004)	-0.1763 *** (0.004)
Agricultura	-0.1145 *** (0.022)	-0.1216 *** (0.021)	-0.0936 *** (0.022)	-0.0316 (0.021)	-0.0635 *** (0.022)	-0.1126 *** (0.022)	-0.0746 *** (0.022)	-0.0782 *** (0.022)
Comércio	-0.0314 *** (0.009)	-0.0198 ** (0.009)	-0.0486 *** (0.009)	-0.0395 *** (0.009)	-0.0173 * (0.009)	-0.0575 *** (0.009)	-0.0682 *** (0.009)	-0.0578 *** (0.009)
Construção Civil	0.1042 *** (0.020)	0.1061 *** (0.020)	0.1156 *** (0.021)	0.1550 *** (0.020)	0.1254 *** (0.021)	0.0991 *** (0.020)	0.0781 *** (0.020)	0.0843 *** (0.021)
Extrativa Mineral	0.3958 *** (0.044)	0.4318 *** (0.044)	0.3451 *** (0.043)	0.3619 *** (0.039)	0.3690 *** (0.041)	0.3824 *** (0.039)	0.4008 *** (0.038)	0.3767 *** (0.039)
Ind.	0.2950 *** (0.007)	0.2930 *** (0.007)	0.2783 *** (0.007)	0.2387 *** (0.007)	0.2405 *** (0.007)	0.2250 *** (0.007)	0.2332 *** (0.007)	0.2363 *** (0.007)
SIUP	0.4576 *** (0.018)	0.4931 *** (0.017)	0.5298 *** (0.017)	0.5394 *** (0.017)	0.4655 *** (0.016)	0.4781 *** (0.017)	0.5041 *** (0.016)	0.5013 *** (0.016)
Serviços	0.1100 *** (0.004)	0.1260 *** (0.004)	0.1296 *** (0.004)	0.1392 *** (0.004)	0.1315 *** (0.004)	0.1056 *** (0.004)	0.0822 *** (0.004)	0.0775 *** (0.004)
SD(φ)	0.2180	0.2269	0.2226	0.2123	0.2039	0.1862	0.1765	0.1749
Observações	64,445	64,445	64,445	64,445	64,445	64,445	64,445	64,445
R^2	0.4784	0.4733	0.4683	0.4802	0.4768	0.4688	0.4769	0.4724

Notas: Ver tabela 7. As variáveis independentes são idade, idade ao quadrado, experiência, experiência ao quadrado, nove dummies educacionais, dummy de sexo, vinte e sete dummies regionais e seis dummies ocupacionais, além da constante.

2.5.2.2. Regressões em painel

Os diferenciais salariais inter-industriais reproduzidos na tabela 11 têm um padrão semelhante ao verificado entre as regiões brasileiras. Os coeficientes estimados pela regressão de MQO, na primeira coluna, são todos significantes e com uma grande variação entre os valores extremos. Enquanto o grupo de administração pública é caracterizado por salários 20% abaixo da média de todas as indústrias, o SIUP tem trabalhadores que ganham 64% acima da média de todas as indústrias. Na segunda coluna, pode-se observar que os coeficientes estimados pelo método de efeitos aleatórios não mudam muito em relação aos coeficientes de MQO. No entanto, ao considerar a regressão de efeitos fixos (terceira coluna), apenas sete coeficientes estimados são significantes ao nível de 1%. Ademais, todos os diferenciais salariais possuem uma variação bastante inferior àquelas verificadas na regressão de MQO. Por exemplo, o diferencial entre as atividades agrícolas, grupo que tem os menores diferenciais (-4,7%) na regressão de efeitos fixos, e o SIUP, que tem o maior coeficiente (+8,1%), é substancialmente menor em comparação à regressão de MQO. Neste sentido, há também evidências de que a habilidade não-observada dos indivíduos é um importante componente explicativo da desigualdade salarial inter-industrial.

De um modo geral, é interessante observar uma reordenação de quase todas as indústrias segundo os diferenciais estimados por efeitos fixos. Como pode ser observado pela tabela 12, dentre as indústrias com as piores oportunidades de retornos salariais para os migrantes, figuram a agricultura, o comércio, a construção civil, os serviços e a administração pública. Em contrapartida, as indústrias que lideram o *ranking* de diferenciais salariais, isto é, com melhores oportunidades de ganhos para os trabalhadores, são o SIUP e a indústria de transformação.

A variabilidade global, medida por *SD* (φ) ao final da tabela 11, é significativamente reduzida: de 0,20 na regressão de MQO para 0,03 na regressão de efeitos fixos. Neste sentido, a heterogeneidade individual explica uma grande parte – aproximadamente 83% – dos diferenciais salariais inter-industriais. Os diferencias persistem após o controle dos efeitos fixos individuais, mas têm sua importância reduzida. Estes resultados são semelhantes aos de Carruth *et al.* (2004) usando dados do Reino Unido. Estes autores encontram uma variabilidade global de 0.02 ao considerar os efeitos fixos, mostrando que os diferenciais entre indústrias têm uma explicação mais limitada sobre diferenciais de salário.

Tabela 11: Diferenciais salariais inter-industriais

Variável dependente: Logaritmo dos salário real (corrigido pelo ICV)						
Indústria	**MQO**		**Efeitos Aleatórios**		**Efeitos Fixos**	
Adm. Pública	-0.2219 ***	(0.0014)	-0.0614 ***	(0.0019)	-0.0094 ***	(0.0019)
Agricultura	-0.0883 ***	(0.0078)	-0.0851 ***	(0.0072)	-0.0481 ***	(0.0072)
Comércio	-0.0427 ***	(0.0032)	-0.0364 ***	(0.0038)	-0.0459 ***	(0.0038)
Construção Civil	0.1108 ***	(0.0073)	0.0083	(0.0066)	-0.0235 ***	(0.0066)
Extrativa Mineral	0.3823 ***	(0.0144)	0.0742 ***	(0.0158)	-0.0192	(0.0158)
Ind. Transformação	0.2563 ***	(0.0024)	0.1100 ***	(0.0030)	0.0661 ***	(0.0030)
SIUP	0.4966 ***	(0.0059)	0.2429 ***	(0.0087)	0.0781 ***	(0.0087)
Serviços	0.1120 ***	(0.0015)	0.0138 ***	(0.0018)	-0.0136 ***	(0.0018)
SD(φ)	0.2022		0.0728		0.0348	
Observações	515,560		515,560		515,560	
Indivíduos	64,445		64,445		64,445	
R^2	0.4731		0.4361		0.0257	
within	-		0.0790		0.0892	
between	-		0.4974		0.0195	
Hausman	-			$\chi2$ (1) =	1.000.000	
Breusch-Pagan	-			$\chi2$ (47) =	435.276,97	

Notas: Ver tabela 8. As variáveis independentes são idade, idade ao quadrado, experiência, experiência ao quadrado, nove dummies educacionais, dummy de sexo, vinte e sete dummies regionais e seis dummies ocupacionais, além da constante.

Tabela 12: Ordenação dos diferenciais salariais inter-industriais (em %)*

Ordenação	**MQO**		**Efeitos Fixos**	
	Indústria	**Diferenciais salariais**	**Indústria**	**Diferenciais salariais**
1	SIUP	64.68	SIUP	9.23
2	Extrativa Mineral	47.26	Ind. Transformação	7.12
3	Ind. Transformação	29.56	Extrativa Mineral	0.05
4	Construção Civil	11.75	Serviços	-1.16
5	Serviços	11.62	Adm. Pública	-1.40
6	Comércio	-4.34	Construção Civil	-2.25
7	Agricultura	-8.35	Comércio	-4.10
8	Adm. Pública	-19.76	Agricultura	-4.25

* O percenual dos diferenciais foi obtido por (e^{o} – 1), conforme Halvorsen and Palmquist (1980).

2.5.3. Diferenciais salariais inter-ocupacionais

2.5.3.1. Regressões em nível

A tabela 13 exibe os diferenciais salariais inter-ocupacionais entre os trabalhadores e sua variabilidade global a partir de regressões em nível. Os principais resultados mostram que o padrão de diferenciais salariais pode ser dividido, basicamente, em dois grandes grupos de ocupações. O primeiro grupo apresenta três classes ocupacionais com salários acima da

média, incluindo trabalhadores mais qualificados. Em contrapartida, o segundo grupo possui outras três classes com salários abaixo da média, incorporando trabalhadores com menor qualificação. O contraste relativo aos diferenciais salariais observados pode ser ilustrado pela comparação da ocupação 2, que envolve os trabalhadores do legislativo, executivo, judiciário setor público e diretores, e a ocupação 5, que inclui os trabalhadores da agricultura, atividades florestais e pesca. Estas categorias apresentam os diferenciais salariais extremos. Enquanto os trabalhadores da ocupação 2 possuem diferenciais salariais 73% acima do salário médio em 2002, os trabalhadores da ocupação 5 possuem salários 33% abaixo da mesma média. Esta estrutura ocupacional praticamente se mantém ao longo dos anos. A variabilidade global dos diferenciais salariais entre ocupações varia entre 14 e 18% ao longo dos anos, confirmando a persistência destes diferenciais.

2.5.3.2. Regressões em painel

Os diferenciais salariais inter-ocupacionais mostrados na tabela 14 têm um padrão de comportamento semelhante ao verificado entre as regiões brasileiras. Os coeficientes estimados a partir da regressão de MQO, na primeira coluna, são todos significantes ao nível de 1% e exibem uma grande variação entre os valores extremos. Enquanto o quinto grupo ocupacional é caracterizado por salários 33% abaixo da média de todas as ocupações, o segundo grupo tem trabalhadores que ganham 51% (em média) acima da média de todas as ocupações. Na segunda coluna, os coeficientes estimados por efeitos aleatórios não se diferenciam muito dos coeficientes de MQO. Porém, ao considerar a regressão de efeitos fixos (terceira coluna), nem todos os coeficientes estimados são significantes a 1%. Além disso, todos os diferenciais exibidos são menores que os da regressão de MQO e a faixa de variação é consideravelmente reduzida. Por exemplo, a variação entre a ocupação 5, grupo que tem os menores diferenciais comparados à média (-4.7%) na regressão de efeitos fixos, e a ocupação 2, que tem o maior coeficiente (4.8%), é substancialmente reduzida em comparação à regressão de MQO.

Tabela 13: Regressões em nível - Ocupações

	Variável dependente: Logaritmo dos salário real (corrigido pelo ICV)							
Ocupação	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**
1	0.0237 *** (0.007)	0.0512 *** (0.006)	0.0568 *** (0.006)	0.0863 *** (0.006)	0.0900 *** (0.006)	0.0603 *** (0.006)	0.0818 *** (0.006)	0.0788 *** (0.006)
2	0.3757 *** (0.013)	0.3585 *** (0.012)	0.3093 *** (0.012)	0.4177 *** (0.011)	0.3768 *** (0.011)	0.4288 *** (0.011)	0.5563 *** (0.012)	0.5495 *** (0.011)
3	0.1052 *** (0.005)	0.0974 *** (0.005)	0.0950 *** (0.005)	0.0778 *** (0.004)	0.0755 *** (0.004)	0.0732 *** (0.004)	0.0677 *** (0.004)	0.0635 *** (0.004)
4	-0.1670 *** (0.006)	-0.1838 *** (0.006)	-0.1839 *** (0.006)	-0.2002 *** (0.006)	-0.1944 *** (0.006)	-0.1798 *** (0.006)	-0.1962 *** (0.006)	-0.2045 *** (0.006)
5	-0.3466 *** (0.023)	-0.3747 *** (0.023)	-0.4036 *** (0.023)	-0.4583 *** (0.023)	-0.4220 *** (0.023)	-0.3988 *** (0.023)	-0.4219 *** (0.023)	-0.4064 *** (0.023)
6	-0.0400 *** (0.006)	-0.0381 *** (0.006)	-0.0322 *** (0.006)	-0.0463 *** (0.006)	-0.0456 *** (0.006)	-0.0550 *** (0.006)	-0.0687 *** (0.006)	-0.0687 *** (0.006)
SD(φ)	0.1395	0.1446	0.1409	0.1654	0.1553	0.1576	0.1772	0.1817
Observações	64,445	64,445	64,445	64,445	64,445	64,445	64,445	64,445
R^2	0.4784	0.4733	0.4683	0.4802	0.4768	0.4688	0.4769	0.4724

Notas: Ver tabela 7. As variáveis independentes são idade, idade ao quadrado, experiência, experiência ao quadrado, nove dummies educacionais, dummy de sexo, vinte e sete dummies regionais e oito dummies industriais, além da constante. As ocupações são descritas na seção 4.

Tabela 14: Diferenciais salariais inter-ocupacionais

Variável dependente: Logaritmo dos salário real (corrigido pelo ICV)						
Ocupação	**MQO**		**Efeitos Aleatórios**		**Efeitos Fixos**	
1	0.0672 ***	(0.0022)	0.0695 ***	(0.0023)	0.0173 ***	(0.0025)
2	0.4149 ***	(0.0041)	0.1246 ***	(0.0036)	0.0352 ***	(0.0037)
3	0.0837 ***	(0.0016)	0.0377 ***	(0.0017)	-0.0013	(0.0018)
4	-0.1896 ***	(0.0020)	-0.0977 ***	(0.0023)	-0.0285 ***	(0.0024)
5	-0.4029 ***	(0.0082)	-0.2153 ***	(0.0089)	-0.0505 ***	(0.0099)
6	-0.0500 ***	(0.0022)	-0.0283 ***	(0.0023)	0.0081 *	(0.0025)
SD(γ)	0.1564		0.0746		0.0192	
Observações	515,560		515,560		515,560	
Indivíduos	64,445		64,445		64,445	
R^2	0.4731		0.4361		0.0257	
within	-		0.079		0.0892	
between	-		0.4974		0.0195	
Hausman	-			$\chi2$ (1) =	1.000.000	
Breusch-Pagan	-			$\chi2$ (47) =	435.276,97	

Notas: Ver tabela 8. As variáveis independentes são idade, idade ao quadrado, experiência, experiência ao quadrado, nove dummies educacionais, dummy de sexo, vinte e sete dummies regionais e oito dummies industriais, além da constante; as ocupações são descritas na seção 4.

Tabela 15: Ordenação dos diferenciais salariais inter-ocupacionais (em %)*

Ordenação	**MQO**		**Efeitos Fixos**	
	Ocupação	**Diferenciais salariais**	**Ocupação**	**Diferenciais salariais**
1	Ocupação 2	51.44	Ocupação 2	4.77
2	Ocupação 3	8.14	Ocupação 1	1.69
3	Ocupação 1	7.93	Ocupação 3	0.37
4	Ocupação 6	-5.29	Ocupação 6	0.03
5	Ocupação 4	-17.67	Ocupação 4	-3.05
6	Ocupação 5	-33.02	Ocupação 5	-4.67

* O percenual dos diferenciais foi obtido por (e^{o} – 1), conforme Halvorsen and Palmquist (1980).

É interessante observar, porém, que a ordenação das ocupações segundo os diferenciais estimados por efeitos fixos praticamente se mantém. Este resultado difere dos casos anteriores relativos às regiões e indústrias. Como pode ser observado pela tabela 15, dentre as ocupações com as menores oportunidades, figuram aquelas pertencentes ao grupo menos qualificado. Em contrapartida, as ocupações que lideram o *ranking* de diferenciais salariais, isto é, com maiores oportunidades para os trabalhadores, são pertencentes ao grupo mais qualificado.

A variabilidade global, medida por *SD (γ)* ao final da tabela 14, é significativamente reduzida, passando de 0.16 na regressão de MQO para 0.02 na regressão de efeitos fixos. A evidência mais importante do comportamento dos diferenciais salariais é que tais diferenciais perdem importância, apesar de ainda persistirem. Assim, uma considerável parcela dos diferenciais salariais inter-ocupacionais, maior ainda que nos casos dos estados e das indústrias – cerca de 88% –, pode ser explicada pela heterogeneidade individual. Em outras palavras, os efeitos ocupacionais possuem uma explicação mais limitada nos diferenciais salariais comparativamente aos resultados prévios que desconsideram os efeitos fixos individuais.

Em linhas gerais, embora o poder de explicação das habilidades não-observadas para a desigualdade salarial varie conforme as diferenças regionais (70%), industriais (83%) e ocupacionais (88%), o percentual é consideravelmente elevado em todos os casos. A idéia central é, portanto, a mesma: a concentração de trabalhadores com alta habilidade em determinados estados, indústrias e ocupações é um importante componente explicativo dos diferenciais salariais brasileiros. Conseqüentemente, os efeitos regionais, industriais e ocupacionais possuem um menor poder de explicação para estes diferencias salariais. Uma significativa parcela destes diferenciais é, na verdade, resultante dos atributos individuais não-observados que não podem ser removidos com uma estimação baseada em mínimos quadrados ordinários.

2.6. Considerações finais

O objetivo deste capítulo foi verificar os diferenciais salariais inter-regionais/industriais/ocupacionais dos trabalhadores brasileiros entre 1995-2002, controlando por características observáveis e não-observáveis dos indivíduos. A inclusão de atributos individuais não-observáveis, como habilidade, motivação, etc., no modelo foi implementada usando o método de efeitos fixos. Também foi considerada a metodologia de Krueger e Summers (1988), aperfeiçoada por Haisken-DeNew e Schimidt (1997), para prover estimativas mais precisas da variação salarial, como a exata estimação dos erros padrão, a medida correta da dispersão de salário e sua variabilidade global.

Os resultados mais importantes mostram que os salários estimados por efeitos fixos entre os três padrões de comparação adotados no curso deste estudo possuem menores diferenciais que

os resultados prévios de MQO. No cenário regional, cerca de 70% dos diferenciais salariais podem ser explicados pela heterogeneidade individual não-observada. No contexto setorial, os diferenciais entre as indústrias provenientes do efeito individual específico são de aproximadamente 83%. Os diferenciais salariais inter-ocupacionais, por sua vez, têm nas habilidades não-mensuradas um poder de explicação ainda maior: cerca de 88%. Em geral, uma grande parcela da variação salarial assumida como diferenciais inter-regionais, inter-industriais e inter-ocupacionais são, de fato, uma conseqüência das características não-observáveis dos indivíduos que não puderam ser removidas por uma estimação de MQO tradicional. Embora ainda se confirme a regularidade empírica de persistentes diferenciais, sua magnitude e significância diminuem consideravelmente. Os resultados também confirmam que o procedimento de KS, sem considerar a correção proposta por HDS, superestima os erros padrão e enviesa a estimativa dos diferenciais salariais.

Outro importante resultado obtido se refere ao fato de o custo de vida se configurar como um elemento central para a determinação do diferencial de salários entre os estados brasileiros. São Paulo e o Distrito Federal, que são as unidades federativas com os maiores custos de vida do país, passam a ter diferencias salariais muito menores. Enquanto esse último passa a ter diferenciais que deixam de ser significativos em relação à média, o primeiro passa a exibir diferenciais negativos em torno de 6% abaixo da média, perdendo apenas para o estado do Piauí, que apresenta diferenciais 17% abaixo da média.

3. SELEÇÃO E AJUSTAMENTO DO MIGRANTE NO ESTADO DE SÃO PAULO: UMA ANÁLISE DA ESTRUTURA SALARIAL COM DADOS LONGITUDINAIS

3.1. Introdução

Os efeitos da migração sobre os salários na região de destino dependem essencialmente de como a distribuição de habilidades dos migrantes pode ser comparada à distribuição de habilidades da população não-migrante. Um resultado central desta literatura é que os migrantes não são uma amostra aleatória da população das regiões de origem. Neste sentido, usando dados em painel provenientes dos registros da RAIS-Migra entre 1995 e 2002, este estudo tem como objetivo estimar os impactos da migração e do tempo de permanência no destino sobre os diferenciais salariais, com ênfase na auto-seleção e no ajustamento dos migrantes.

Especificamente, diante da possibilidade de acompanhamento dos indivíduos em sua trajetória temporal no mercado de trabalho entre os diferentes estados, com informação sobre o salário dos trabalhadores antes e depois da migração, emprega-se o método de efeitos fixos individuais para o controle do viés de auto-seleção. Em um primeiro momento, são investigados os efeitos da migração sobre os salários. Em um segundo momento, busca-se mensurar o ajustamento econômico do migrante, estimando efeito da assimilação sobre os rendimentos. A principal contribuição deste estudo, portanto, consiste em avaliar as variações salariais dos migrantes na região de destino após o controle das características não-observáveis.

No caso da migração no Brasil, São Paulo é o estado que, historicamente, absorve o maior contingente de migrantes. Neste sentido, a investigação será conduzida com foco no mercado de trabalho deste estado. Os resultados obtidos no capítulo 2 do presente trabalho mostram que, de fato, o fluxo de trabalhadores no estado paulista, bem como os diferenciais de renda decorrentes, situam-se dentre os mais importantes no contexto interno.

Os principais resultados encontrados neste capítulo indicam a presença de viés de variável omitida nas regressões de MQO, decorrente da auto-seleção dos migrantes. A aparente

vantagem salarial que os migrantes apresentam em relação aos não-migrantes nas regressões de MQO deixa de existir quando se inclui o controle de habilidades não-observadas. O coeficiente negativo obtido na regressão de efeitos fixos evidencia a existência de perdas salariais para o migrante que vem para São Paulo. Estas perdas são, em grande parte, decorrentes do elevado custo de vida do estado paulista. Na análise do ajustamento dos migrantes em São Paulo, as evidências mostram que o tempo de residência em São Paulo é uma variável importante na determinação dos rendimentos dos migrantes após a inclusão dos efeitos fixos individuais. Há convergência salarial em 1,4 anos após a migração, mas a ampliação dos ganhos dos migrantes ocorre a taxas decrescentes até um máximo de três anos. Ademais, os retornos voltam a ser negativos 4,5 anos após a migração. Não há, portanto, evidências de que os ganhos dos migrantes superem os dos não-migrantes de modo permanente. Por fim, constata-se que os retornos à emigração, mesmo após a inclusão de efeitos fixos, são positivos. Isto mostra que sair de São Paulo gera ganhos imediatos para quem emigra e corrobora a idéia de que o custo de vida é um fator importante no evento da emigração.

Este capítulo está organizado em cinco seções além desta introdução. Na seção 3.2, sumariza-se a literatura empírica sobre seleção e ajustamento do migrante, bem como alguns resultados empíricos recentes referentes à migração no Brasil. A base de dados e a metodologia utilizada são apresentadas nas seções 3.3 e 3.4, respectivamente. Na seção 3.5, apresentam-se os resultados das estimativas dos retornos à migração considerando as características observadas, não-observadas e a assimilação dos migrantes em São Paulo. Por fim, conclui-se o capítulo na seção de número 3.6.

3.2. Revisão da literatura sobre migração e fatos estilizados

Na literatura econômica tradicional, os diferenciais de salário são considerados como o principal fator capaz de influenciar a migração. A publicação do artigo seminal de Sjaastad (1962) estabeleceu a base neoclássica para a análise de migração[17]. Nesta ótica, o indivíduo

[17] Hicks (1932), em sua obra clássica *The Theory of Wages*, já argumentava que as diferenças existentes entre os ganhos (econômicos) líquidos, em especial as diferenças salariais, são as principais causas da migração. Praticamente todos os estudos modernos sobre migração usam esta hipótese como ponto de partida e vêem a migração de trabalhadores como um tipo de investimento em capital humano.

migrante incorre em custos iniciais que provocam uma redução de renda, com retornos acontecendo ao longo do tempo. O indivíduo compara o valor presente dos ganhos de renda com os custos de mobilidade de cada destino potencial e decide pelo lugar com o maior ganho líquido (*GL*), que é dado por:

$$GL = \sum_{t=0}^{T} \frac{w_{1t} - w_{0t}}{(1+r)^t} - C \qquad (3.1)$$

onde w_{1t} e w_{0t} representam os rendimentos médios do local de destino e de origem, respectivamente, no período t, r é a taxa de desconto, T é a idade de aposentadoria e C representa os custos da migração. De acordo com esse modelo, o indivíduo migrará quando o diferencial de salários for positivo, ou seja, quando o ganho líquido for positivo. Assim, a probabilidade de um indivíduo migrar será maior quanto menores forem os custos de migração e maiores os retornos decorrentes.

Os custos da migração podem ser monetários, incluindo os gastos reais com o transporte do trabalhador e de sua família. A diferença entre os custos de vida dos locais de origem e destino também é considerada como um custo monetário. Os custos não-monetários são constituídos do custo de oportunidade de migrar (rendimentos perdidos por conta do tempo gasto na viagem, procurando e aprendendo um novo emprego) e de um custo psíquico, isto é, o custo de deixar o ambiente familiar, as relações sociais, a cidade onde nasceu, etc. Analogamente, os retornos também são divididos em monetários e não-monetários. Os primeiros se constituem num incremento positivo ou negativo no fluxo de rendimentos reais obtido pela mudança de um lugar para outro. Esse incremento pode surgir de uma variação dos rendimentos reais, dos custos do emprego e/ou dos preços. Os retornos não-monetários, positivos ou negativos, são os que refletem a preferência pelo lugar para onde se está migrando em relação ao de origem.

Várias proposições empiricamente testáveis surgem a partir deste contexto (Borjas, 2000):

a. Uma melhoria nas oportunidades econômicas na região de destino eleva os ganhos líquidos da migração e, conseqüentemente, aumenta a probabilidade do trabalhador migrar;

b. Uma melhoria nas oportunidades econômicas no local de origem reduz os ganhos líquidos da migração e diminui a probabilidade do trabalhador migrar;

c. Um aumento nos custos de migração diminui os ganhos líquidos e reduz a probabilidade de migração.

Nos anos subseqüentes, os modelos econômicos de migração estenderam o modelo estático de migração individual de Sjaastad para diferentes dimensões, tais como modelos de migração de famílias, de migração dinâmica e de informação incompleta. Do lado empírico, os estudos mudaram de foco com relação à utilização dos dados, deixando o uso de dados agregados em prol do uso de microdados. A partir de então, no contexto dos países desenvolvidos, os determinantes e a seletividade da migração foram estudados para diversos países. Porém, os diferenciais salariais, que deveriam ser eliminados com a migração, permanecem ainda elevados e persistentes em diferentes países e/ou regiões dos mais variados arranjos institucionais. No caso dos países em desenvolvimento, a abordagem tradicional de capital humano sobre migração ainda busca evidências para questões particularmente relevantes. Estas incluem as decisões de migração familiares, viés de seleção entre os migrantes, incerteza sobre os salários futuros e restrição de informação. Como ressalta Pessino (1991), a inobservância destas questões, que na verdade refletem um padrão de comportamento, pode acarretar em estimativas potencialmente imprecisas do impacto da migração sobre os salários dos trabalhadores.

Os efeitos da migração sobre os salários na região de destino dependem de como a distribuição de habilidades dos migrantes pode ser comparada à distribuição de habilidades da população não-migrante. Um resultado central desta literatura é que os migrantes não são uma amostra aleatória da população dos países de origem. Por isso, o entendimento dos diferenciais de habilidade entre migrantes e não-migrantes e da adaptação dos migrantes às condições sociais e econômicas na região de destino pelo processo de assimilação são questões importantes a serem consideradas neste contexto.

Os primeiros estudos sobre esta literatura, como o de Chiswick (1978), usaram dados em *cross-section* para mapear os perfis de rendimentos por idade dos migrantes e não-migrantes. Uma pesquisa em *cross-section* possibilita a comparação dos rendimentos correntes dos migrantes recém chegados (medidos na época da pesquisa) com os rendimentos correntes dos indivíduos que migraram em anos anteriores. Buscando determinar o desempenho do migrante na região de destino, Chiswick estimou o seguinte modelo de regressão:

$$log\ w_i = \varphi X_i + \delta A_i + \alpha A_i^{\ 2} + \gamma_0 I_i + \gamma_1 y_i + \upsilon_i \qquad (3.2)$$

onde: w_i é o salário do trabalhador; X_i é o vetor de variáveis sócio-econômicas; A_i é a idade do trabalhador; I_i é uma *dummy* indicando se o trabalhador é migrante; y_i é o número de anos que um trabalhador migrante reside na região de destino, assumindo o valor zero para os nativos.

Como resultado deste modelo, o coeficiente da *dummy* de migração obteve um sinal negativo (γ_0) e o coeficiente da variável de assimilação (γ_1) um sinal positivo. Isto foi interpretado da seguinte maneira. Quando os imigrantes chegam pela primeira vez em seu destino, eles não possuem muitas das habilidades valorizadas pelos empregadores. Na migração internacional, estas características são o domínio da língua, as credenciais educacionais, entre outras. Além disso, os migrantes demoram a adquirir informação sobre quais são e onde estão os empregos com melhores salários. Na medida em que os imigrantes conseguem mais informação sobre a região de destino, seu capital humano cresce em relação ao dos nativos e a assimilação econômica ocorre no sentido de que os ganhos dos imigrantes começam a convergir para os ganhos dos nativos. Se os imigrantes são positivamente selecionados em relação à população da região de origem, os ganhos podem até mesmo ultrapassar os dos nativos. As evidências em *cross-section* parecem indicar, portanto, que a mobilidade ascendente é um importante aspecto da experiência dos imigrantes em diversos países.

Em suma, os rendimentos dos migrantes são menores do que os rendimentos dos não-migrantes no momento de sua chegada, mas os ultrapassam com o tempo. A existência dessa ultrapassagem é explicada em termos das características não-observadas dos migrantes, que lhes conferem uma seleção positiva pelo fato de serem mais hábeis e mais motivados do que os nativos. Carliner (1980) também confirma a existência de uma correlação positiva entre os ganhos dos migrantes e o número de anos decorridos desde a migração, corroborando a argumentação em favor da seleção.

Esta interpretação leva a inferências sobre como os ganhos dos trabalhadores imigrantes evoluem ao longo do tempo a partir de um único momento de observação da população. Suponha que os imigrantes que hoje acabam de chegar sejam menos habilidosos do que aqueles que chegaram há vinte anos. O pior desempenho econômico dos recém-chegados pode então indicar que estes têm poucas habilidades e menor potencial econômico e, por isso, terão sempre menores rendimentos. Em contrapartida, o sucesso econômico desfrutado pelos

migrantes que chegaram anteriormente pode indicar que as remessas de migrantes passadas sempre terão melhores habilidades e grande potencial econômico. Estes efeitos de coorte podem ser gerados por mudanças na política de imigração, por mudanças nas condições econômicas nas regiões de destino e origem, e/ou por uma saída seletiva de imigrantes do país de destino (Borjas, 1985).

Neste sentido, uma pesquisa em *cross-section* fornece um quadro incorreto do processo de assimilação se existem diferenciais de habilidade entre as coortes de imigrantes na época em que eles chegaram na região de destino. Portanto, não há como identificar separadamente o efeito idade dos efeitos coorte, isto é, a correlação positiva entre rendimentos e tempo de migração pode ser explicada por um efeito de assimilação ou por diferenças na qualidade das coortes. Faz-se necessária, então, outra especificação para o modelo:

$$\log w_i(T) = \varphi X_i + \delta I_i + \alpha_1 I_i y_i + \alpha_2 I_i y_i^2 + \beta_1 I_i C_i + \beta_2 I_i C_i^2 + \upsilon_i \qquad (3.3)$$

onde: w_i é o salário do indivíduo i; X_i é um vetor de variáveis sócio-econômicas; I_i é a *dummy* de migração; y_i é o número de anos desde a chegada na região de destino; C_i é ano da chegada do migrante; T é o ano da *cross-section*; os parâmetros α_1 e α_2 captam o impacto da assimilação nos salários (relativos) dos migrantes, enquanto β_1 e β_2 captam os diferenciais das coortes.

Por definição, $T \equiv C_i + y_i$. Substituindo essa identidade em (3.3):

$$\log w_i(T) = \varphi X_i + (\delta + \beta_1 T + \beta_2 T_2) I_i + (\alpha_1 - \beta_2 - 2\beta_2 T) I_i y_i + (\alpha_2 + \beta_2) I_i y_i^2 + \upsilon_i \qquad (3.4)$$

A equação (3.4) evidencia a necessidade de mais de uma *cross-section* para a identificação dos parâmetros de interesse. Com essa *cross-section* adicional, que pode ser identificada através da inclusão de uma *dummy* no lado direito da equação (3.4), a identificação dos parâmetros se torna possível, embora se tenha que assumir que os efeitos período são iguais para os migrantes e para os nativos (Borjas, 1994). Nesse caso, poderão ser identificados os efeitos idade, isto é, como variam os rendimentos de uma coorte específica, os efeitos coorte, *i.e.*, como as diferentes coortes mudam com o tempo, e os efeitos período.

Estudos mais recentes, porém, ressaltam que o perfil dos ganhos decorrentes da permanência dos migrantes na região de destino pode ser uma estimativa enviesada (para cima ou para baixo) do verdadeiro efeito longitudinal (Hu, 2000; Chiswick *et al.*, 2005). Considere, por exemplo, a saída seletiva (devido à saída da força de trabalho, migração de retorno ou migração para uma terceira região ou a morte de migrantes), e as mudanças nas dimensões não mensuradas das habilidades ("qualidade") das novas coortes de migrantes. Se os migrantes com menos sucesso são os mais propensos a deixar o emprego, o local de destino ou morrer que os mais bem sucedidos, ou se houver um declínio com o passar do tempo nas dimensões não mensuradas da qualidade do migrante, os dados em *cross-section* superestimarão o aumento dos salários com a duração. Essa superestimação também ocorrerá no caso dos migrantes de retorno, quando suas expectativas relativas ao sucesso no destino não forem realizadas[18]. Por outro lado, se os migrantes mais bem sucedidos são os mais propensos a deixarem o emprego (por se tornarem autônomos, por exemplo), os dados em *cross-section* subestimarão a elevação dos salários com a duração no destino. O mesmo ocorre se a migração de retorno é bem sucedida, se há maior probabilidade de morte para os mais bem sucedidos ou se a qualidade não-observada das sucessivas coortes de migrantes aumenta com o passar do tempo.

Assim, apesar da importância destes estudos usando *cross-sections*, reconhecem-se os potenciais problemas relacionados ao viés decorrente das limitações dos dados e de influências não-observadas sobre o desempenho econômico dos migrantes (Hum e Simpson, 2004b). A solução ideal seria o uso de dados longitudinais (painel), seguindo os mesmos migrantes com o passar do tempo (Borjas 1989; Duleep e Regets, 1997; Hu, 2000; Hum e Simpson, 2000, 2004a; Chiswick e Miller, 2005). Neste estudo, são usados os dados de painel da RAIS-Migra (MTE) para investigar os vieses resultantes das estimativas convencionais com dados em *cross-section*, que foram comparadas com os resultados das estimativas de efeitos aleatórios e efeitos fixos a partir do modelo de assimilação econômica do migrante.

Tendo em vista que os fluxos de trabalho entre os mercados são um componente central em qualquer discussão sobre o equilíbrio desses mercados, uma breve reflexão sobre o contexto da migração no Brasil, em particular no estado de São Paulo, leva às seguintes questões: qual a magnitude dos diferenciais salariais entre migrantes e não-migrantes do estado de São Paulo

---

[18] Veja Beenstock (1996) e Hu (2000).

após o controle pela auto-seleção? Quais os impactos da assimilação sobre o salário relativo destes trabalhadores? Há ganhos ou perdas salariais para quem deixa o estado paulista em direção à outra região? Os ganhos dos migrantes de retorno são, de fato, um reflexo de insucesso no processo migratório? Estes são os pontos centrais que motivam o desenvolvimento deste capítulo, cuja principal contribuição para a literatura consiste na inclusão da abordagem de efeitos fixos na análise da seleção e ajustamento econômico dos migrantes no estado de São Paulo.

3.3. Base de dados e variáveis selecionadas

Embora a fonte de dados da RAIS-Migra, do MTE – Ministério de Trabalho e Emprego – seja a mesma usada no segundo capítulo desta tese, o banco de dados gerado para as análises do capítulo 3 é distinto. Porém, a principal característica dos dados permanece: a possibilidade de acompanhamento das trajetórias profissionais dos trabalhadores ao longo do tempo, com informações sobre o salário de cada um deles antes e depois da migração.

Diante do grande número de registros (indivíduos) da base, gerou-se uma amostra aleatória de 1% do total. O banco de dados foi construído de modo a acompanhar a trajetória profissional dos indivíduos que estiveram no estado de São Paulo em pelo menos um dos anos entre 1995 e 2002. Em um primeiro momento, usou-se o painel balanceado. Como pode ser observado na tabela 16, o referido painel possui 172.536 observações, com o mesmo número de 21.567 indivíduos por ano. Os migrantes perfazem um percentual de aproximadamente 2% do total de observações. Posteriormente, considerou-se o painel não-balanceado, com 262.751 observações. O número de indivíduos varia a cada ano, pois são registrados todos os indivíduos que estiveram em São Paulo, mas não necessariamente possuíram vínculo no mercado de trabalho formal de modo a permanecerem em todos os anos do painel. Como conseqüência, o percentual de migrantes é maior que no painel balanceado, chegando a quase 3% do total de observações.

Tabela 16: Freqüência de migrantes e não-migrantes nos painéis balanceado e não-balanceado

	Painel balanceado			Painel não-balanceado		
Ano	Migrantes	Não-migrantes	Total	Migrantes	Não-migrantes	Total
1995	-	-	-	-	-	-
1996	154	21,413	21,567	299	33,488	33,787
1997	254	21,313	21,567	676	36,820	37,496
1998	333	21,234	21,567	932	37,226	38,158
1999	439	21,128	21,567	1,105	36,983	38,088
2000	522	21,045	21,567	1,320	36,923	38,243
2001	574	20,993	21,567	1,501	36,921	38,422
2002	618	20,949	21,567	1,620	36,937	38,557
Total	**2,894**	**148,075**	**150,969**	**7,453**	**255,298**	**262,751**

Fonte: Elaboração própria a partir da RAIS-Migra-MTE.

A análise empírica é conduzida para trabalhadores (homens e mulheres) com idade entre 14 e 65 anos e renda[19] não-nula (tabela 17). A variável que define os migrantes em São Paulo assume o valor 1 para todo *t* durante a migração, ou seja, a partir do momento que o indivíduo entra no estado de São Paulo. Este valor unitário continua sendo registrado para o indivíduo a cada ano em que ele permanece no estado paulista após sua entrada. A *dummy* assume valor zero quando não ocorre a migração ou quando o indivíduo sai de São Paulo. Como exemplo, considere o indivíduo que migrou para São Paulo em 1997[20]. Se neste estado ele permaneceu até 2000, a variável de *migração* registrará o valor igual a um nos anos de 1997 a 2000. Nos demais anos da amostra, 1996, 2001 e 2002, a variável assumirá o valor zero.

[19] A renda é obtida na RAIS em salários-mínimos nominais. Estes foram transformados em Reais, deflacionados pelo IPCA e, em seguida, pelo ICV calculado por Azoni *et al.* (2003).
[20] Os dados da RAIS-Migra para este estudo começam em 1995, mas identifica-se a migração a partir de 1996.

Tabela 17: Descrição das variáveis

Variáveis	Descrição
Variável dependente	
Log da Renda	Logaritmo do salário real em dezembro do ano da RAIS deflacionado pelo IPCA e corrigido pelo ICV
Variáveis independentes	
Migração	Variável binária de migração (1,0)
Anos após a migração	Número de anos que o indivíduo permanece no estado de destino (SP) após ter migrado
Controles do trabalhador	
Idade	Idade do indivíduo declarada na RAIS
Experiência	Tempo de emprego no mesmo vínculo (em meses)
Sexo	(1,0) se masculino
Educação	
Analfabeto	Variável binária de escolaridade (1,0)
1ª etapa fundamental incompleta	Variável binária de escolaridade (1,0)
1ª etapa fundamental	Variável binária de escolaridade (1,0)
2ª etapa fundamental incompleta	Variável binária de escolaridade (1,0)
2ª etapa fundamental	Variável binária de escolaridade (1,0)
Ensino médio incompleto	Variável binária de escolaridade (1,0)
Ensino médio	Variável binária de escolaridade (1,0)
Superior incompleto	Variável binária de escolaridade (1,0)
Superior	Variável binária de escolaridade (1,0)
Controles do emprego	
Setor	
Administração Pública	Variável binária de setor (1,0)
Agropecuária	Variável binária de setor (1,0)
Comércio	Variável binária de setor (1,0)
Construção Civil	Variável binária de setor (1,0)
Extrativa Mineral	Variável binária de setor (1,0)
Indústria de Transformação	Variável binária de setor (1,0)
SIUP-Serv. Industriais de Utilidade Pública	Variável binária de setor (1,0)
Serviços	Variável binária de setor (1,0)
Ocupação*	
1	(1,0) se Científica/Técnica/Artística
2	(1,0) se Legisl./Execut./Judic./Func. Pub./Diretores
3	(1,0) se Administrativa
4	(1,0) se Comércio e Serv. Turismo/Higiene/Embelez.
5	(1,0) se Agropec./Florestais/Pesca
6	(1,0) se Prod. Indust./Oper. Máq./Cond. Veículos

* A agregação das ocupações em seis categorias a partir da CBO-1994 encontra-se detalhada no apêndice 1.

A variável que representa a duração do migrante em São Paulo, *anos após a migração,* registra o número de anos que o indivíduo permanece no estado paulista após ter migrado. Para os não-migrantes, a variável assume o valor zero. As demais variáveis utilizadas podem ser divididas em dois grupos. No primeiro, encontram-se os controles do trabalhador: *idade, experiência, gênero* e *educação*. Os dois primeiros são variáveis contínuas, onde a idade varia entre 14 e 65 anos e a experiência refere-se ao tempo de emprego do trabalhador, em meses, no mesmo vínculo de emprego. As outras duas são binárias, onde a escolaridade possui nove categorias que compõem as etapas do ciclo educacional, conforme disponibilizado pelo MTE na RAIS-Migra, e a variável de gênero. No segundo grupo de variáveis explicativas, encontram-se os controles do emprego. As *dummies* de setor foram definidas conforme a classificação do IBGE. As *dummies* de ocupação foram agregadas em seis categorias a partir da Classificação Brasileira de Ocupações – CBO-1994. Esta agregação encontra-se detalhada na tabela A.1 do apêndice 1. Vale lembrar que as *dummies* de ano para o período de 1995 a 2002 também foram incluídas nas regressões em painel.

Os trabalhadores que deixam o estado paulista, os emigrantes, são definidos de forma análoga aos migrantes que nele ingressam. A variável de *emigração*, portanto, assume o valor unitário quando o indivíduo sai de São Paulo e enquanto ele ainda permanece em outra unidade federativa. Um subconjunto importante dos emigrantes são os migrantes de retorno, isto é, aqueles que migraram para São Paulo em um dado ano e após um determinado período retornaram para o estado de origem. A variável de *migração de retorno* assume o valor igual a um quando há emigração de São Paulo para a mesma unidade federativa em que o indivíduo se encontrava antes de ingressar no estado paulista[21].

No painel balanceado, o perfil médio do migrante é de 35 anos de idade, do sexo masculino (81%), com pouco menos de 5 anos de experiência no mesmo vínculo, segundo grau completo (25%), pertencente ao setor de serviços (53%) e na ocupação de produção industrial, operador de máquinas ou condutor de veículos (31%). Os migrantes totalizam 2.894 trabalhadores, representando cerca de 2% do total. Relativamente aos não-migrantes, possuem um maior nível de escolaridade, maior percentual de homens, maior concentração nos

[21] Outros possíveis tipos de migração repetida também podem ser analisados. Por exemplo, a migração que não é de retorno, isto é, o evento em que os trabalhadores migram para uma dada unidade federativa por um determinado período e, em seguida, migram novamente para outro local. Este estudo, porém, restringe sua análise aos migrantes de retorno.

serviços, bem como nas ocupações de produção industrial, operador de máquinas ou condutor de veículos. Em contrapartida, o tempo de emprego no mesmo vínculo é menor e a idade é ligeiramente menor (tabela 18).

O principal contraste no perfil dos migrantes do painel não-balanceado em relação ao painel não-balanceado se refere, em linhas gerais, à qualificação. A experiência média dos migrantes no painel balanceado é 1,6 anos superior, assim como a escolaridade, cujo percentual nos níveis mais elevados – 2º grau completo e universitário – também é maior. Adicionalmente, a participação nas ocupações mais qualificadas, como científica, legislativo/executivo/judiciário e administrativa é maior. Tais evidências são corroboradas pela renda média dos migrantes do painel balanceado, que é de R$2.400, contra R$1.881 no painel não-balanceado. Pode-se ressaltar ainda a maior presença de trabalhadores do sexo masculino e no setor de serviços (tabela 19). Há, portanto, indícios de que o painel balanceado concentra os trabalhadores mais habilidosos, isto é, os "melhores" dentre os migrantes.

As características do emigrante, por sua vez, podem ser observadas na tabela 20. Em linhas gerais, o emigrante tem 35 anos e é do sexo masculino (79%), possui experiência de 2,8 anos no trabalho e uma escolaridade equivalente ao ensino médio (27%). Ele também pertence ao setor de serviços e tem ocupação na produção industrial, operador de máquinas ou condutor de veículos, com uma renda média de aproximadamente R$1.853.

O migrante de retorno, como mostra a tabela 21, tem a mesma idade média dos emigrantes em geral (35 anos), é do sexo masculino (78%), possui experiência de 3,5 anos no trabalho e ensino médio completo (32%). Pertencendo ao setor serviços e na ocupação da produção industrial, operador de máquinas ou condutor de veículos, tem uma renda média de aproximadamente R$1.614. Esta renda é cerca de 13% menor que a dos emigrantes e 14% menor que a dos migrantes.

Tabela 18: Definição das variáveis e estatísticas básicas - painel balanceado

	Migrantes			Não-migrantes		
	N	Média	DP	N	Média	DP
Variável dependente						
Log da Renda	2,894	7.31	0.98	148,075	6.98	0.83
Variáveis independentes						
Idade	2,894	35.46	8.20	148,075	37.33	9.40
Experiência	2,894	58.30	69.44	148,075	97.79	75.48
Sexo						
Fem.	552	19.07	-	57,551	38.87	-
Masc.	2,342	80.93	-	90,524	61.13	-
Total	2,894	100.00	-	148,075	100.00	-
Educação						
Analfabeto	45	1.55	-	1,691	1.14	-
1ª etapa fundamental incompleta	166	5.74	-	9,108	6.15	-
1ª etapa fundamental	270	9.33	-	18,607	12.57	-
2ª etapa fundamental incompleta	285	9.85	-	18,308	12.36	-
2ª etapa fundamental	358	12.37	-	22,834	15.42	-
Ensino médio incompleto	149	5.15	-	9,757	6.59	-
Ensino médio	723	24.98	-	33,259	22.46	-
Superior incompleto	231	7.98	-	7,868	5.31	-
Superior	667	23.05	-	26,643	17.99	-
Total	2,894	100.00	-	148,075	100.00	-
Setor						
Adm. Pública	84	2.90	-	39,947	26.98	-
Agropecuária	61	2.11	-	4,647	3.14	-
Comércio	270	9.33	-	13,582	9.17	-
Const.Civil	178	6.15	-	2,592	1.75	-
Ext.Mineral	0	0.00	-	258	0.17	-
Ind. Transf.	736	25.43	-	37,141	25.08	-
SIUP	27	0.93	-	2,675	1.81	-
Serviços	1,538	53.14	-	47,233	31.90	-
Total	2,894	100.00	-	148,075	100.00	-
Ocupação						
Científica/Técnica/Artística	501	19.08	-	28,255	19.08	-
Legisl./Exec./Judic./Func. Pub./Diretores	248	3.29	-	4,872	3.29	-
Administrativa	561	19.38	-	38,273	25.85	-
Comércio e Serv. Tur./Higiene/Embelez.	624	21.56	-	30,472	20.58	-
Agropec./Florestais/Pesca	55	1.90	-	4,195	2.83	-
Prod. Ind./Oper. Máq./Cond. Veículos	905	31.27	-	42,008	28.37	-
Total	2,894	100.00	-	148,075	100.00	-

Tabela 19: Definição das variáveis e estatísticas básicas - painel não-balanceado

	Migrantes			Não-migrantes		
	N	Média	DP	N	Média	DP
Variável dependente						
Log da Renda	7,453	7.00	0.99	255,298	6.84	0.83
Variáveis independentes						
Idade	7,453	34.56	8.50	255,298	36.01	9.54
Experiência	7,453	39.12	56.71	255,298	76.92	72.81
Sexo						
Fem.	1,491	20.01	-	90,874	35.60	-
Masc.	5,962	79.99	-	164,424	64.40	-
Total	7,453	100.00	-	255,298	100.00	-
Educação						
Analfabeto	81	1.09	-	3,050	1.19	-
1ª etapa fundamental incompleta	540	7.25	-	17,405	6.82	-
1ª etapa fundamental	824	11.06	-	33,517	13.13	-
2ª etapa fundamental incompleta	913	12.25	-	34,843	13.65	-
2ª etapa fundamental	1,122	15.05	-	42,908	16.81	-
Ensino médio incompleto	452	6.06	-	18,373	7.20	-
Ensino médio	1,718	23.05	-	54,902	21.51	-
Superior incompleto	500	6.71	-	12,343	4.83	-
Superior	1,303	17.48	-	37,957	14.87	-
Total	7,453	100.00	-	255,298	100.00	-
Setor						
Adm. Pública	197	2.64	-	51,392	20.13	-
Agropecuária	279	3.74	-	10,507	4.12	-
Comércio	858	11.51	-	31,247	12.24	-
Const.Civil	887	11.90	-	8,129	3.18	-
Ext.Mineral	14	0.19	-	535	0.21	-
Ind. Transf.	1,589	21.32	-	66,728	26.14	-
SIUP	55	0.74	-	3,471	1.36	-
Serviços	3,574	47.95	-	83,289	32.62	-
Total	7,453	100.00	-	255,298	100.00	-
Ocupação						
Científica/Técnica/Artística	1,012	13.58	-	39,860	15.61	-
Legisl./Exec./Judic./Func. Pub./Diretores	488	6.55	-	7,470	2.93	-
Administrativa	1,343	18.02	-	60,522	23.71	-
Comércio e Serv. Tur./Higiene/Embelez.	1,703	22.85	-	56,463	22.12	-
Agropec./Florestais/Pesca	277	3.72	-	9,857	3.86	-
Prod. Ind./Oper. Máq./Cond. Veículos	2,630	35.29	-	81,126	31.78	-
Total	7,453	100.00	-	255,298	100.00	-

Tabela 20: Definição das variáveis e estatísticas básicas - emigrantes

	Emigrantes			Não-emigrantes		
	N	Média	DP	N	Média	DP
Variável dependente						
Log da Renda	7,467	6.92	1.01	255,284	6.84	0.83
Variáveis independentes						
Idade	7,467	34.70	8.31	255,284	36.00	9.54
Experiência	7,467	33.30	50.06	255,284	77.10	72.85
Sexo						
Fem.	1,579	21.15	-	90,786	35.56	-
Masc.	5,888	78.85	-	164,498	64.44	-
Total	7,467	100.00	-	255,284	100.00	-
Educação						
Analfabeto	98	1.31	-	3,033	1.19	-
1ª etapa fundamental incompleta	523	7.00	-	17,422	6.82	-
1ª etapa fundamental	667	8.93	-	33,674	13.19	-
2ª etapa fundamental incompleta	933	12.49	-	34,823	13.64	-
2ª etapa fundamental	1,176	15.75	-	42,854	16.79	-
Ensino médio incompleto	520	6.96	-	18,305	7.17	-
Ensino médio	2,029	27.17	-	54,591	21.38	-
Superior incompleto	359	4.81	-	12,484	4.89	-
Superior	1,162	15.56	-	12,484	4.89	-
Total	7,467	100.00	-	255,284	100.00	-
Setor						
Adm. Pública	400	5.36	-	51,189	20.05	-
Agropecuária	347	4.65	-	10,439	4.09	-
Comércio	1,043	13.97	-	31,062	12.17	-
Const.Civil	989	13.24	-	8,027	3.14	-
Ext.Mineral	19	0.25	-	530	0.21	-
Ind. Transf.	1,832	24.53	-	66,485	26.04	-
SIUP	62	0.83	-	3,464	1.36	-
Serviços	2,775	37.16	-	84,088	32.94	-
Total	7,467	100.00	-	255,284	100.00	-
Ocupação						
Científica/Técnica/Artística	912	12.21	-	39,960	15.65	-
Legisl./Exec./Judic./Func. Pub./Diretores	495	6.63	-	7,463	2.92	-
Administrativa	1,635	21.90	-	60,230	23.59	-
Comércio e Serv. Tur./Higiene/Embelez.	1,375	18.41	-	56,791	22.25	-
Agropec./Florestais/Pesca	397	5.32	-	9,737	3.81	-
Prod. Ind./Oper. Máq./Cond. Veículos	2,653	35.53	-	81,103	31.77	-
Total	7,467	100.00	-	255,284	100.00	-

Tabela 21: Definição das variáveis e estatísticas básicas - migrantes de retorno

	Migrantes de retorno			Não-migrantes		
	N	Média	DP	N	Média	DP
Variável dependente						
Log da Renda	1,985	6.84	0.93	260,766	6.85	0.83
Variáveis independentes						
Idade	1,985	34.84	8.06	260,766	35.97	9.52
Experiência	1,985	41.80	60.89	260,766	76.11	72.69
Sexo						
Fem.	441	22.22	-	91,924	35.25	-
Masc.	1,544	77.78	-	168,842	64.75	-
Total	1,985	100.00	-	260,766	100.00	-
Educação						
Analfabeto	25	1.26	-	3,106	1.19	-
1ª etapa fundamental incompleta	122	6.15	-	17,823	6.83	-
1ª etapa fundamental	122	6.15	-	34,219	13.12	-
2ª etapa fundamental incompleta	228	11.49	-	35,528	13.62	-
2ª etapa fundamental	365	18.39	-	43,665	16.74	-
Ensino médio incompleto	146	7.36	-	18,679	7.16	-
Ensino médio	638	32.14	-	55,982	21.47	-
Superior incompleto	92	4.63	-	12,751	4.89	-
Superior	247	12.44	-	39,013	14.96	-
Total	1,985	100.00	-	260,766	100.00	-
Setor						
Adm. Pública	66	3.32	-	51,523	19.76	-
Agropecuária	63	3.17	-	10,723	4.11	-
Comércio	361	18.19	-	31,744	12.17	-
Const.Civil	218	10.98	-	8,798	3.37	-
Ext.Mineral	8	0.40	-	541	0.21	-
Ind. Transf.	500	25.19	-	67,817	26.01	-
SIUP	11	0.55	-	3,515	1.35	-
Serviços	758	38.19	-	86,105	33.02	-
Total	1,985	100.00	-	260,766	100.00	-
Ocupação						
Científica/Técnica/Artística	203	10.23	-	40,669	15.60	-
Legisl./Exec./Judic./Func. Pub./Diretores	117	5.89	-	7,841	3.01	-
Administrativa	445	22.42	-	61,420	23.55	-
Comércio e Serv. Tur./Higiene/Embelez.	389	19.60	-	57,777	22.16	-
Agropec./Florestais/Pesca	82	4.13	-	10,052	3.85	-
Prod. Ind./Oper. Máq./Cond. Veículos	749	37.73	-	83,007	31.83	-
Total	1,985	100.00	-	260,766	100.00	-

3.4. Modelando o impacto da migração sobre os salários

Nesta seção, detalha-se o procedimento de estimação das equações de rendimentos considerando a seleção e o ajustamento dos migrantes sob a ótica das habilidades não-observadas, com destaque para o modelo de efeitos fixos individuais. O procedimento da maioria dos estudos econométricos da literatura sobre análise das decisões de migração (Borjas, 1987, 1989, 1999; Chiswick, 1978; Chiswick *et al.*, 2005) tem como ponto de partida a equação de rendimentos minceriana (Mincer, 1974):

$$Y_{it}=X_{it}\beta_t + \delta_t M_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (3.5)$$

onde: Y_{it} é o log do salário do indivíduo i na *cross-section* observada no período t ($t=1995, ..., 2002$);

X_{it}: vetor de características socio-econômicas;

M_{it}: *dummy* de migração (1 se migrante; 0 se não-migrante);

δ_t: diferencial do log dos salários entre migrantes e não-migrantes.

No entanto, um fato estilizado de grande importância na literatura sobre migração se refere à auto-seleção do migrante. Como o migrante possui características pessoais que o diferencia daqueles que não migram, um resultado decorrente seriam maiores ganhos salariais para os migrantes comparativamente aos não-migrantes. O procedimento metodológico que envolve a estimação de equações de rendimentos dos trabalhadores deve considerar esta questão, cujo ponto central está relacionado à atribuição da causalidade. De acordo com o artigo clássico de Angrist e Krueger (1999), o experimento ideal poderia ser obtido observando-se o mesmo indivíduo em duas situações distintas, ao mesmo tempo, e controlando por todos os condicionantes da renda, ou seja, trata-se do experimento contrafactual. Conforme ressalta Menezes-Filho (2001 e 2002), o pesquisador gostaria de ter acesso a dados sobre os rendimentos dos trabalhadores migrantes após a migração e também sobre seus rendimentos caso não tivessem migrado. Esse é o experimento contrafactual que relaciona de maneira causal os diferenciais de rendimentos: os ganhos e as perdas ocorridas podem ser entendidos como efeitos da migração, sendo medidos por um simples teste de médias.

Contudo, ao avaliar o desempenho dos migrantes, é importante observar mais do que simples diferenças nas médias salariais. Como os migrantes são um grupo positivamente selecionado

em relação aos não-migrantes, qualquer diferencial salarial estimado será um indicador enviesado. Mesmo se estes diferenciais comparados forem estimados considerando controles como idade, experiência, gênero, escolaridade, setor e ocupação, tais comparações provavelmente ainda serão enviesadas, pois estes controles não capturarão todas as características que podem afetar as diferenças na composição salarial de migrantes e não-migrantes. Os migrantes não são uma amostra aleatória ou representativa de qualquer classificação de indivíduos por que a decisão de migrar o torna distinto[22] do não-migrante. Em outras palavras, os migrantes têm mais chances de serem bem sucedidos em termos de ganhos salariais mesmo se não tivessem migrado.

A disponibilidade de dados em painel permite um tratamento mais efetivo do problema de viés de seleção do que os estudos com dados agregados. Usando os efeitos fixos individuais no painel de microdados, pode-se abordar a questão da seleção dos migrantes, permitindo estimar o efeito médio da migração sobre os salários e comparar os migrantes com os não-migrantes (Booker *et al.*, 2007). Ao se estabelecer um conjunto de comparação adequado dos trabalhadores não-migrantes baseado na seleção aleatória dos migrantes (*e.g.* Peterson e Howell, 2003), deixa de ser necessária a modelagem do processo pelo qual os migrantes são auto-selecionados em relação aos não-migrantes, tal como no estudo pioneiro de Heckman (1979). Alguns estudos abordaram esta questão da seleção usando diversos controles, mas sem o uso de dados em painel, impossibilitando a construção de uma seleção aleatória. Como ressaltam Hanushek *et al.* (2005), apesar de o método de efeitos fixos individuais controlar efetivamente pelas características individuais que não variam no tempo, resta ainda uma preocupação relacionada ao fato de que os trabalhadores podem experimentar uma mudança em alguma(s) destas características contemporaneamente com a migração. Tal(is) mudança(s), contudo, somente poderá(ão) representar uma fonte potencial de viés para as estimativas caso exista um padrão sistemático de ocorrências contemporaneamente com a migração.

Usando os dados longitudinais da RAIS-Migra para os anos de 1995 a 2002, pode-se estimar as equações de rendimentos para os trabalhadores migrantes e não-migrantes do estado de São Paulo. A forma funcional destas regressões tem como variável dependente o logaritmo da renda e como variáveis de controle a idade, idade ao quadrado, experiência, experiência ao

[22] As características pessoais que conferem ao migrante uma seleção positiva são aquelas características inatas do indivíduo, como a aptidão, habilidade, destreza, motivação, pró-atividade e empreendedorismo.

quadrado, *dummies* de grau de instrução, setor, ocupação, ano e *dummy* de gênero, todas subsumidas no vetor X; δ são os diferenciais de renda associados aos migrantes (M_i); θ e λ representam os diferenciais de renda relacionados aos anos após a migração (YSM_i *e* YSM_i^2), T_t são as *dummies* de tempo e ε_i é o termo de erro aleatório, com variância σ_ε^2. Para lidar com o problema de endogeneidade, pode-se incluir um efeito fixo, c_i, na regressão. A hipótese de identificação do modelo requer que $E(\varepsilon_i|c_i, M_i, YSM_i) = 0$, ou seja, que toda a correlação entre M_i e YSM_i e ε_i seja captada por uma covariada, que não varia entre períodos.[23] Seguindo o modelo convencional em que a curva de assimilação de ganhos é quadrática em *YSM,* tem-se:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \delta M_{it} + \theta YSM_{it} - \lambda YSM_{it}^2 + c_i + T_t + \varepsilon_{it} \qquad (3.6)$$

Como o aumento das habilidades na região de destino é dependente da duração, isto é, do tempo de permanência no destino após a migração, c_i e YSM_{it} serão correlacionadas se a habilidade não-observada dos indivíduos variar com o tempo. Neste caso, as estimativas de MQO da equação (3.6) serão enviesadas. Se a qualidade não-observada dos indivíduos está se deteriorando com o tempo, sem a existência de controle individual, as estimativas de θ tenderão ao viés para cima. Como existem dados para oito anos, assume-se que θ e λ não variam com o tempo e também não variam por coorte de migrantes. A partir das diferenças dos valores individuais de cada variável com relação aos valores médios, o termo (c_i) é eliminado, resultando no estimador de efeitos fixos. Assim, eliminam-se também os efeitos de um potencial viés de habilidade dos indivíduos e as estimativas dos parâmetros geradas passam a ser consistentes e eficientes. A idéia é verificar se as variações longitudinais nos rendimentos podem ser explicadas por *M e YSM*. Em geral, os sinais dos coeficientes de *YSM* e YSM^2 são indeterminados. Se $\theta>0$ e $\lambda>0$, a relação entre a distribuição dos ganhos e *YSM* assume uma forma em *U* invertido. É importante notar, porém, que a hipótese de que $E(\varepsilon_i|c_i, M_i, YSM_i) = 0$ pode não ser suficiente para eliminar a endogeneidade. De maneira análoga à descrita na seção 2.4.2, a endogeneidade poderia ocorrer no caso de um choque aleatório que provoque um aumento dos salários do trabalhador de qualquer forma, isto é, independente dele migrar ou não migrar.

---

[23] Como uma parte significativa dos trabalhadores se move para São Paulo ao longo dos anos considerados, os coeficientes dos diferenciais salariais entre migrantes e não-migrantes podem ser identificados após a inclusão dos efeitos fixos.

3.5. Resultados obtidos

Como os migrantes são positivamente selecionados em relação aos não-migrantes, é importante considerar o procedimento que incorpora as características não-observáveis no processo de estimação. Neste sentido, os diferenciais salariais entre migrantes e não-migrantes são comparados a partir de uma equação *minceriana* expandida pela inclusão gradativa de controles, começando por aqueles que são observáveis e estendendo-se até a inclusão dos efeitos fixos.

Além disso, busca-se avaliar o ajustamento do migrante em São Paulo a partir da inclusão da variável de *anos após a migração*. Para isso, estimam-se os diferenciais salariais dos migrantes a partir do modelo de efeitos fixos. O intuito é captar o real ajustamento dos migrantes em São Paulo, filtrando os vieses decorrentes da auto-seleção. Inclui-se ainda a análise de diversas sub-amostras com o objetivo de testar a robustez dos resultados. Por fim, analisam-se também os retornos salariais daqueles que saem do estado de São Paulo, comparando com os retornos dos que não emigram.

3.5.1. Evidências sobre a seleção dos migrantes

A análise a seguir usa especificações alternativas para o vetor X com o objetivo de estimar o retorno salarial dos migrantes em São Paulo comparativamente ao dos não-migrantes. De um modo geral, os resultados evidenciam a seleção positiva dos migrantes, seja usando o painel balanceado (tabela 22), seja usando o não-balanceado (tabela 23). Porém, conforme abordado na seção 3.4, uma simples estimação dos retornos à migração baseada na comparação dos salários entre migrantes e não-migrantes obtidos pela equação (3.5) pode incorrer no problema de viés decorrente da auto-seleção.

A tabela 22 apresenta os resultados das regressões com diferentes controles para o painel balanceado. As três primeiras colunas mostram as estimativas de MQO e as duas últimas mostram as estimativas de efeitos aleatórios e efeitos fixos. De um modo geral, os retornos são mais elevados e decrescem à medida que se inclui mais controles. Por exemplo, enquanto

no modelo (1), cujas únicas covariadas são o intercepto e as *dummies* de ano, o logaritmo do salário relativo dos migrantes é 32% maior que o dos não migrantes[24], no modelo (2), que inclui controles de gênero, idade e experiência, o coeficiente se reduz para 24%. Uma vez acrescentadas as *dummies* de educação como controles – modelo (3) –, o logaritmo do salário relativo do migrante é apenas 17,8% maior que o dos não-migrantes. Porém, tendo em vista a possibilidade de viés decorrente da auto-seleção dos migrantes, os modelos que consideram os efeitos não-mensurados foram acrescentados: o modelo de efeitos aleatórios (4) e o modelo de efeitos fixos (5). Em ambos os casos, os resultados das estimativas para a *dummy* de migração apontam para um mesmo resultado: o coeficiente passa a apresentar um sinal negativo e significativo ao nível de 1%. Isto indica que os trabalhadores migram sem o pleno conhecimento dos custos associados à migração, em especial daqueles relacionados ao custo de vida. As perdas salariais verificadas têm o custo de vida em São Paulo como uma importante causa. De fato, como mostra a tabela A.2 do apêndice 1, o índice de custo de vida em São Paulo é o maior dentre as regiões metropolitanas na média do período de 1996 a 2002. As conclusões do capítulo 2 já apontavam para resultados nesta direção, uma vez que os diferenciais salariais de São Paulo eram inferiores à média nacional, com o segundo menor retorno salarial do país (apenas atrás do Piauí) nas regressões com efeitos-fixos.

---

[24] Em temos percentuais, este retorno é calculado por $[100(e^{(coef.)} - 1)]$, equivalendo a 38% Adota-se, porém, a mesma simplificação de Borjas (1999), que usa as variações percentuais em termos de diferenças dos logaritmos.

Tabela 22: Diferenciais de renda entre migrantes e não-migrantes (painel balanceado)

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigida pelo ICV)					
Variáveis independentes	(1) MQO	(2) MQO	(3) MQO	(4) EA	(5) EF
Migrante	0.317***	0.241***	0.178***	-0.019**	-0.041***
	(0.018)	(0.015)	(0.013)	(0.009)	(0.009)
Sexo	…	0.316***	0.352***	0.216***	…
		(0.004)	(0.004)	(0.007)	
Experiência	…	0.001***	0.002***	0.001***	0.001***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Experiência^2	…	0.000***	0.000***	0.000	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Idade	…	0.099***	0.083***	0.064***	…
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	
Idade^2	…	-0.001***	-0.001***	-0.001***	…
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	
Analfabeto	…	…	-0.140***	-0.042***	…
			(0.017)	(0.014)	
4. Série Incomp.	…	…	-0.250***	-0.113***	…
			(0.007)	(0.008)	
4. Série Comp.	…	…	-0.208***	-0.085***	…
			(0.006)	(0.007)	
8. Série Incomp.	…	…	-0.129***	-0.039***	…
			(0.006)	(0.006)	
2. Grau Incomp.	…	…	0.135***	0.073***	…
			(0.007)	(0.007)	
2. Grau Comp.	…	…	0.337***	0.143***	…
			(0.005)	(0.006)	
Sup. Incomp.	…	…	0.642***	0.328***	…
			(0.009)	(0.008)	
Sup. Comp.	…	…	0.824***	0.474***	…
			(0.007)	(0.008)	
Constante	7.023***	4.647***	4.820***	5.415***	7.016***
	(0.006)	(0.026)	(0.024)	(0.031)	(0.007)
Dummies de setor	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de ocupação	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
R^2	0.0071	0.3512	0.4596	0.4436	0.0976
(within)	-	-	-	0.0466	0.0517
(between)	-	-	-	0.5093	0.1483
Teste F	135.69	3521.58	4117.44	-	336.11
No. observações	150,969	150,969	150,969	150,969	150,969
No. indivíduos	-	-	-	21,567	21,567

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2003).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

Tabela 23: Diferenciais de renda entre migrantes e não-migrantes (painel não-balanceado)

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigida pelo ICV)					
Variáveis independentes	(1) MQO	(2) MQO	(3) MQO	(4) EA	(5) EF
Migrante	0.143***	0.164***	0.114***	0.005	-0.016**
	(0.012)	(0.009)	(0.008)	(0.006)	(0.006)
Sexo	…	0.298***	0.341***	0.215***	…
		(0.003)	(0.003)	(0.005)	
Experiência	…	0.003***	0.003***	0.002***	0.002***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Experiência^2	…	-0.000	-0.000***	-0.000***	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Idade	…	0.092***	0.077***	0.068***	…
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	
Idade^2	…	-0.001***	-0.001***	-0.001***	…
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	
Analfabeto	…	…	-0.115***	-0.028***	…
			(0.012)	(0.010)	
4. Série Incomp.	…	…	-0.236***	-0.107***	…
			(0.005)	(0.006)	
4. Série Comp.	…	…	-0.180***	-0.081***	…
			(0.004)	(0.005)	
8. Série Incomp.	…	…	-0.106***	-0.036***	…
			(0.004)	(0.004)	
2. Grau Incomp.	…	…	0.123***	0.063***	…
			(0.005)	(0.005)	
2. Grau Comp.	…	…	0.331***	0.147***	…
			(0.004)	(0.004)	
Sup. Incomp.	…	…	0.657***	0.353***	…
			(0.007)	(0.006)	
Sup. Comp.	…	…	0.856***	0.527***	…
			(0.006)	(0.006)	
Constante	6.869***	4.623***	4.754***	5.099***	6.852***
	(0.004)	(0.018)	(0.017)	(0.023)	(0.005)
Dummies de setor	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de ocupação	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
R^2	0.0027	0.3554	0.4570	0.4383	0.1706
(within)	-	-	-	0.0422	0.0431
(between)	-	-	-	0.5142	0.2396
Teste F	90.06	5817.76	6514.88	-	473.09
Breusch Pagan	-	-	-	$\chi2$ (1) = 410.000	
Hausman	-	-	-	$\chi2$ (20) = 12.603,92	
No. observações	262,751	262,751	262,751	262,751	262,751
No. indivíduos	-	-	-	42,140	42,140

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2003).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

É importante notar, porém, que os diferenciais salariais reproduzidos na tabela 22 se referem ao painel balanceado. Isto significa que os indivíduos estão presentes na amostra em todos os anos do painel. Como muitos migrantes podem permanecer em São Paulo por alguns anos e, em seguida, retirarem-se da força de trabalho formal, os retornos salariais podem estar superestimados caso o painel balanceado seja usado. Para verificar isto, o retorno salarial dos migrantes de São Paulo foi novamente estimado usando-se o painel não-balanceado, como pode ser observado na tabela 23. Enquanto o salário relativo dos migrantes – regressão (1) – é 14% superior ao dos trabalhadores que não saíram do estado de São Paulo, o salário relativo é 16% na regressão (2), e apenas 11% na regressão (3), que contém as *dummies* de educação. A inclusão dos efeitos fixos[25] gera um retorno salarial negativo e com uma menor diferença em relação ao retorno salarial estimado por MQO na regressão (3). Isto difere dos resultados obtidos para o painel balanceado. Uma explicação plausível é que no painel balanceado encontram-se apenas os migrantes mais habilidosos. No painel não-balanceado, estão todos os indivíduos que migraram e também aqueles que não sobreviveram, isto é, saíram do emprego formal. De fato, os resultados do modelo de efeitos fixos no painel não-balanceado mostram que o migrante possui menos habilidades não-observadas em relação ao migrante do painel balanceado. Assim, a análise doravante realizada será baseada a partir do painel não-balanceado. Vale ressaltar que, independente do painel utilizado, os retornos salariais dos migrantes após o controle dos efeitos fixos exibem um sinal negativo e são significativos aos níveis convencionais.

O resultado central desta seção, portanto, responde a um dos principais questionamentos feitos previamente: constata-se que, após o controle de seleção feito pelo modelo de efeitos fixos, os migrantes têm perdas salariais de 1,6% em relação aos não migrantes. Este resultado contrasta sobremaneira com aquele obtido por MQO, cuja estimativa resulta em ganhos salariais de 11,5% para os migrantes. Estes ganhos verificados estão associados à seleção positiva do migrante, uma vez que as estimativas de MQO não captam as habilidades individuais não-observadas. As perdas verificadas após o controle da heterogeneidade não-observada são decorrentes do custo de vida de São Paulo, mostrando que os trabalhadores

---

[25] Ao final da tabela 8, pode-se observar os testes de Breusch-Pagan e Hausman. O primeiro foi realizado para certificar a existência de habilidades não-observadas. O resultado é favorável à existência destas habilidades. Todas as regressões doravante realizadas nesta seção apresentam os mesmos resultados. O segundo foi realizado para certificar se tais habilidades individuais são inatas, *i.e*, fixas no tempo. O teste rejeita os efeitos aleatórios em favor dos efeitos fixos também em todas as regressões. Por isso, de agora em diante, serão reportados apenas os resultados das estimativas de efeitos fixos.

migram sem o pleno conhecimento dos custos associados à migração. A expectativa de ampliação da renda ao residir e trabalhar em São Paulo é, em média, frustrada pela ilusão monetária derivada de um conjunto informacional imperfeito do indivíduo em sua decisão de migrar. Surgem então as perguntas imediatas: como ocorre a adaptação destes migrantes ao mercado de trabalho em São Paulo? Os migrantes que possuem perdas iniciais se deparam com desvantagens persistentes no mercado de trabalho, ou vivenciam um rápido crescimento da renda? As respostas a estas questões contribuem para o debate sobre a necessidade de se monitorar os fluxos migratórios no país e sobre a melhor composição de qualificações individuais dos migrantes com relação à capacidade de absorção da economia da região de destino.

3.5.2. Assimilação do migrante

Saber quanto tempo o migrante leva para ampliar seus rendimentos na região de destino é a pergunta central desta seção. Dado que o trabalhador incorre em perdas salariais ao migrar para São Paulo, espera-se que ocorra um processo de aquisição de informações adicionais sobre a região de destino ao longo dos anos. Com o passar do tempo após a migração, o trabalhador adquire o conhecimento, por exemplo, sobre quais são e onde se encontram os empregos com melhores salários. Na migração internacional, o domínio da língua estrangeira também é um fator adicional. Porém, no caso da migração interna, pode-se supor que este procedimento de assimilação ocorra mais rápido. As implicações políticas decorrentes da situação econômica do migrante estão relacionadas aos custos para a região de destino. Se São Paulo concentra migrantes que não atingem o sucesso econômico, isto é, aqueles que, além de incorrerem em perdas imediatas, não conseguem ultrapassar ou ao menos alcançar os ganhos da população residente, os custos para o estado paulista serão maiores[26]. Por outro lado, suponha que haja um retorno positivo do investimento de migração. Neste caso, pode haver menor necessidade de se adotar critérios rígidos de admissão de migrantes baseados nas qualificações individuais.

[26] Por exemplo, os custos relacionados à seguridade social podem ultrapassar os impostos pagos pelos migrantes.

A tabela 24 apresenta os resultados do ajustamento do migrante no estado de São Paulo. Este ajustamento se refere ao coeficiente das variáveis de *anos após a migração* e de *anos após a migração ao quadrado*, que mostram a distribuição dos ganhos dos trabalhadores com mais ou menos tempo de permanência na região de destino. Como o retorno à duração também é uma questão relacionada à auto-seleção dos migrantes, o controle das habilidades não-observadas também se faz necessário.

Primeiramente, na regressão de MQO, após a inclusão dos controles referentes às características observáveis que podem gerar diferenças de renda entre os dois grupos, o resultado esperado do efeito da assimilação sobre os rendimentos dos migrantes em São Paulo seria um reflexo do tempo de permanência na região de destino. Porém, a seleção positiva e/ou negativa destes migrantes pode(m) enviesar as estimativas. As características não-observáveis (aptidão, habilidade, destreza, motivação, pró-atividade e empreendedorismo) variam entre os migrantes e podem explicar grande parte dos ganhos associados à duração. Neste sentido, o uso do método de efeitos fixos vem contribuir para a correta estimação dos rendimentos decorrentes da duração dos migrantes em São Paulo na medida em que são controladas também as características não-observadas dos indivíduos.

Nas quatro colunas da tabela, pode-se observar as regressões dos rendimentos para os não-migrantes (modelo 1), migrantes (modelo 2) e para a amostra agregada com todos os trabalhadores indistintamente (modelos 3 e 4). Os resultados confirmam as perdas salariais decorrentes da migração, tendo em vista que o efeito parcial da migração sobre os salários é de –2,9% no modelo de efeitos fixos (4), em contraste com um retorno de +7,7% obtido pelo modelo de MQO (3). Contudo, a duração, isto é, o tempo de permanência na região de destino, é uma variável importante na determinação dos rendimentos dos migrantes. No modelo de mínimos quadrados agrupado (3), as estimativas da variável de *anos após a migração (YSM)* e de sua forma quadrática *(YSM^2)* são significativas a 1%. Os coeficientes de +4,7% e de –0,7%, respectivamente, são consistentes com a teoria sobre migração: a curva de assimilação se apresenta em forma de U invertido. O gráfico 4 ilustra de maneira mais evidente os resultados e o contraste entre as estimativas de MQO e efeitos fixos. No modelo (4), que considera os efeitos fixos, o coeficiente de *YSM* se reduz para 2,8%, com uma significância de 1%. O componente quadrático mantém-se com o sinal negativo, mas reduz-se para –0,5%. Há, portanto, uma superestimação da assimilação do migrante pelo modelo de

MQO. Considerando o efeito parcial onde $\left(\frac{\partial Y}{\partial M}\right) = -0{,}029 + 0{,}028(YSM) - 0{,}005(YSM)^2$, o processo de ajustamento do migrante ocorre com efeitos bem menores sobre o crescimento dos salários do que os resultados obtidos por MQO.

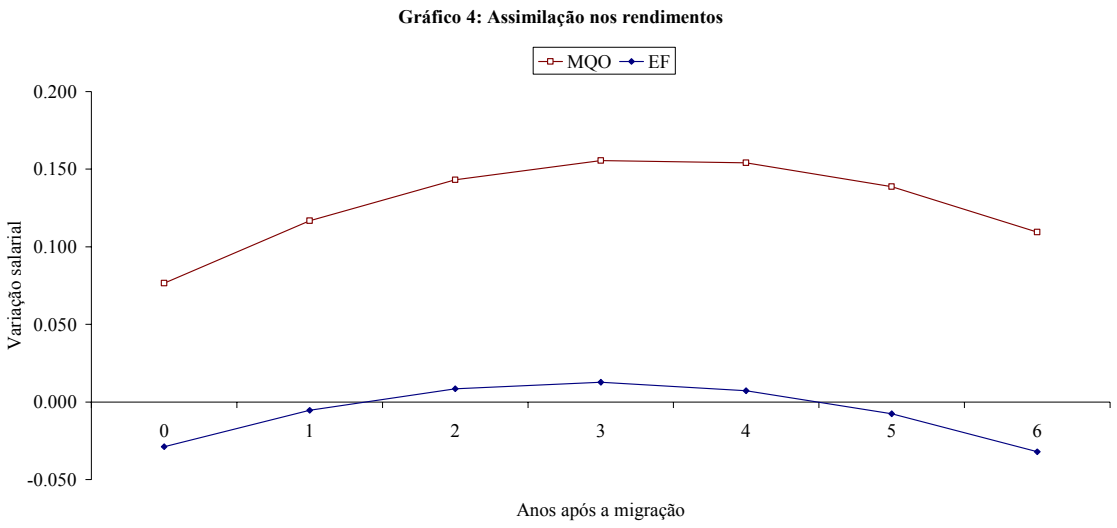
Em suma, estes resultados mostram que a convergência de renda ocorre em 1,4 anos após a migração, mas o crescimento ocorre a taxas decrescentes, atingindo um máximo em 3 anos. Como existe controle das habilidades não-observadas dos trabalhadores, isto pode ser um reflexo das oportunidades de ganhos salariais em São Paulo. Não há, porém, evidências de que os ganhos dos migrantes superem o dos não-migrantes de modo permanente, uma vez que os diferenciais decrescem e voltam a ser negativos 4,5 anos após a migração. Esta queda de rendimentos pode estar relacionada com um processo natural de convergência dos salários, no qual o efeito da migração perde significância ao longo do tempo. Assim, os custos iniciais que envolvem o processo de migração, neles inclusos o custo de vida, implicam em uma queda de 2,9% nos rendimentos. Somando-se a isso, ocorre uma perda de significância do efeito da migração com o tempo. Portanto, pode-se constatar que o conjunto de informações do migrante é incompleto. Em sua decisão de migrar para São Paulo, ele sofre de ilusão monetária, enxergando apenas o salário nominal, e não o salário real.

Tabela 24: Estimativa dos diferenciais de renda decorrentes da duração dos migrantes

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigido pelo ICV)				
Variáveis	Não-migrantes	Migrantes	Migrantes e não-migrantes	
independentes	**(1) MQO**	**(2) MQO**	**(3) MQO**	**(4) EF**
Migrante	…		0.077***	-0.029***
			(0.012)	(0.007)
Anos após a migração	…	0.028*	0.047***	0.028***
		(0.015)	(0.014)	(0.007)
Anos após a migração ^{2}	…	-0.005*	-0.007**	-0.005***
		(0.003)	(0.003)	(0.001)
Sexo	0.339***	0.392***	0.341***	…
	(0.003)	(0.022)	(0.003)	
Experiência	0.003***	0.005***	0.003***	0.002***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Experiência^2	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Idade	0.077***	0.094***	0.077***	…
	(0.001)	(0.007)	(0.001)	
Idade^2	-0.001***	-0.001***	-0.001***	…
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
Analfabeto	-0.122***	0.159*	-0.115***	…
	(0.012)	(0.086)	(0.012)	
4. Série Incomp.	-0.236***	-0.210***	-0.236***	…
	(0.005)	(0.035)	(0.005)	
4. Série Comp.	-0.181***	-0.149***	-0.180***	…
	(0.004)	(0.028)	(0.004)	
8. Série Incomp.	-0.107***	-0.054**	-0.106***	…
	(0.004)	(0.027)	(0.004)	
2. Grau Incomp.	0.120***	0.212***	0.123***	…
	(0.005)	(0.036)	(0.005)	
2. Grau Comp.	0.330***	0.367***	0.331***	…
	(0.004)	(0.025)	(0.004)	
Sup. Incomp.	0.648***	0.915***	0.657***	…
	(0.007)	(0.037)	(0.007)	
Sup. Comp.	0.845***	1.209***	0.856***	…
	(0.006)	(0.035)	(0.006)	
Constante	4.774***	4.183***	4.754***	6.852***
	(0.017)	(0.127)	(0.017)	(0.005)
Dummies de setor	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de ocupação	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de ano	Sim	Sim	Sim	Sim
R^2	0.4536	0.5648	0.4570	0.1713
(within)	-	-	-	0.0432
(between)	-	-	-	0.2408
Teste F	6,433.45	303.97	6,132.71	432.71
No. observações	255,298	7,453	262,751	262,751
No. indivíduos	-	-	-	42,090

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2003).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.



3.5.3. Efeitos da migração em diferentes amostras

Quando um trabalhador migra para São Paulo, há perdas salariais em relação aos não-migrantes. Muitas razões podem explicar a queda nos salários após a migração. Nossa hipótese assumida é a de que a redução nos rendimentos tem como causa importante o elevado custo de vida na região de destino, *i.e.*, o estado de São Paulo. Mas como se caracterizam os trabalhadores com maior propensão a migrar? A resposta a esta questão é particularmente importante para avaliação do impacto dos fluxos migratórios sobre os diferenciais salariais.

A tabela 25 compara os diferenciais de rendimentos entre migrantes e não-migrantes em quatro diferentes subamostras, testando a significância das diferenças salariais entre as categorias selecionadas (gênero, experiência antes de migrar, idade e escolaridade). Na primeira coluna, podem-se observar as estimativas da regressão de efeitos fixos considerando a interação entre homens migrantes e mulheres migrantes como variáveis explicativas. Caso existam diferentes níveis de perdas salariais entre homens e mulheres, pode existir discriminação por gênero. Os resultados mostram que as perdas para os homens, que representam 80% do total de migrantes, em relação aos não-migrantes são de 3,4%. Esta diferença é significativa (teste F) em relação às mulheres migrantes. Apesar de haver indícios de discriminação por gênero, há de se ressaltar que a significância do teste F é de apenas 10%.

Tabela 25: Diferenciais de renda entre migrantes por sexo, experiência, idade e educação

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigido pelo ICV)					
Variáveis independentes	**(1)**	**(2)**	**(3)**	**(4)**	Teste F
Migrante*Feminino	-0.005	…	…	…	3.46*
	(0.015)				
Migrante*Masculino	-0.034***	…	…	…	…
	(0.008)				
Migrante*Menos experiente	…	-0.041***	…	…	4.00**
(experiência <18,5meses)		(0.009)			
Migrante*Mais experiente	…	-0.016*	…	…	…
(experiência >=18,5meses)		(0.009)			
Migrante*Jovem	…	…	0.012	…	69.03***
(idade <34 anos)			(0.009)		
Migrante*Velho	…	…	-0.083***	…	…
(idade >=34 anos)			(0.010)		
Migrante*Ensino < 2ª Etapa Fundamental	…	…	…	-0.047***	…
(nível escolar < 8ª série)				(0.011)	
Migrante*2ª Etapa Fundamental	…	…	…	-0.042***	0.11
(8ª série completa ou não)				(0.012)	
Migrante*Ensino Médio	…	…		-0.048***	0.01
(2º Grau completo ou não)			…	(0.011)	
Migrante*Ensino Superior	…	…		0.070***	41.81***
(Superior completo ou não)			…	(0.015)	
R^2	0.1712	0.1715	0.1683	0.1751	
(within)	0.0432	0.0432	0.0435	0.0434	
(between)	0.2406	0.2409	0.2364	0.2460	
No. observações	262,751	262,751	262,751	262,751	
No. indivíduos	42,090	42,090	42,090	42,090	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2003).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

A segunda coluna mostra as estimativas dos diferencias de renda para migrantes segundo a experiência no vínculo empregatício do ano anterior à migração. Os mais experientes foram definidos como sendo aqueles com tempo de emprego superior à mediana dos migrantes (18,5 meses). As diferenças de renda entre os dois grupos são significativas a 5%, como se pode observar pelo teste F na última coluna da tabela. Enquanto as perdas dos menos experientes são de 4,1%, os mais experientes registram uma perda de apenas 1,6% em relação aos não-migrantes. Assim, a pouca experiência do migrante no momento anterior à migração é um importante fator capaz de explicar as perdas decorrentes da migração e que pode estar contribuindo para a ampliação da desigualdade e aumento da pobreza.

Na subamostra que caracteriza os diferenciais salariais por idade (terceira coluna), o retorno dos jovens migrantes é maior que o dos mais velhos. Estes últimos têm rendimentos 8,3% inferiores aos dos não-migrantes e a diferença destes em relação aos mais jovens é

estatisticamente significativa, como mostra o teste F na última coluna da tabela 25. As perdas são, portanto, bastante proeminentes dentre os mais idosos. Isto pode estar relacionado com o fato de os trabalhadores mais velhos terem um curto período para a obtenção dos retornos do investimento de migração. Este fato pode contribuir para a formação de um grupo de risco dentre os migrantes: a migração mais tardia provoca perdas mais elevadas para os trabalhadores, com maior probabilidade de insucessos.

Na coluna (4), são comparados os diferenciais de renda entre migrantes e não-migrantes por faixas educacionais. Do total de migrantes, cerca de 85% se classificam em um nível de escolaridade abaixo do superior. Pelo modelo de capital humano, os migrantes mais educados podem ser mais eficientes em encontrar e avaliar as oportunidades em mercados de trabalho alternativos, reduzindo os custos da migração. Os resultados mostram que, em geral, há um grande contraste entre aqueles que possuem o ensino superior completo e aqueles que não o possuem. Enquanto os trabalhadores com a primeira etapa do ensino fundamental ou menos se deparam com uma perda de quase 5% em relação aos não migrantes, os trabalhadores com ensino superior possuem ganhos na migração de 7%. Isto indica que há espaço para profissionais mais qualificados no mercado de trabalho paulista.

Outra questão importante a ser esclarecida é saber se os retornos à migração são diferenciados conforme a região de origem do trabalhador, setor ou ocupação. Este é o objetivo da tabela 26, que compara os diferenciais de rendimentos entre migrantes e não-migrantes em três diferentes subamostras. No que se refere à região de origem, em geral, as migrações ocorrem de regiões de baixa renda para regiões de alta renda. Mas grandes distâncias diminuem a migração devido aos elevados custos associados à mudança. Isto pode ser observado pelo gráfico 5, que mostra a freqüência de migrantes por região de origem.

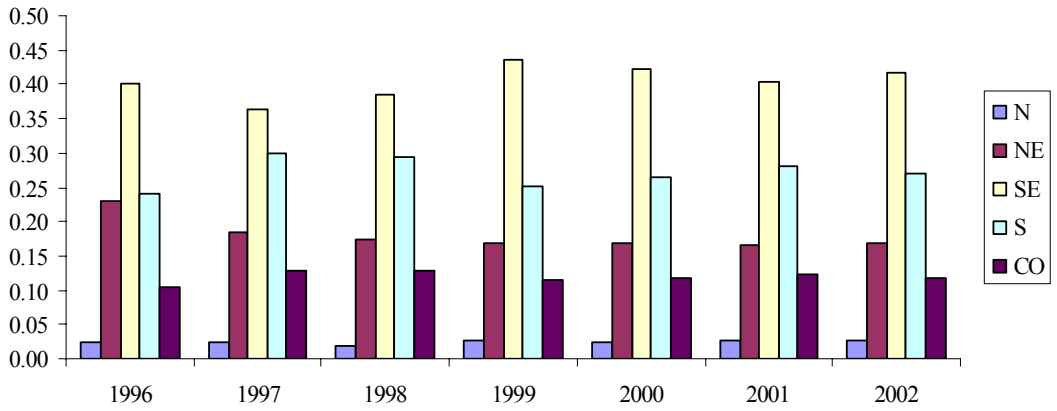
Tabela 26: Diferenciais de renda entre migrantes por região de origem, setor e ocupação

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigido pelo ICV)				
Variáveis independentes	**(1)**	**(2)**	**(3)**	Teste F
Migrante*CO	-0.024	…	…	1.54
	(0.019)			
Migrante*N	-0.047	…	…	0.01
	(0.035)			
Migrante*NE	0.052***	…	…	30.70***
	(0.016)			
Migrante*SE	-0.050***	…	…	…
	(0.010)			
Migrante*S	-0.041***	…	…	0.31
	(0.012)			
Migrante*Adm. Pública	…	-0.000	…	3.59*
		(0.036)		
Migrante*Agropecuária	…	0.107***	…	26.86***
		(0.032)		
Migrante*Comércio	…	0.063***	…	42.61***
		(0.017)		
Migrante*Const. Civil	…	-0.002	…	12.22***
		(0.016)		
Migrante*Ext. Mineral	…	-0.091	…	0.03
		(0.126)		
Migrante*Ind. Transformação	…	-0.071***	…	…
		(0.013)		
Migrante*SIUP	…	-0.085	…	0.04
		(0.066)		
Migrante*Serviços	…	-0.049***	…	2.27
		(0.009)		
Migrante*Ocupação 1	…	…	0.064***	51.65***
			(0.016)	
Migrante*Ocupação 2	…	…	-0.037	1.59
			(0.023)	
Migrante*Ocupação 3	…	…	-0.013	11.11***
			(0.014)	
Migrante*Ocupação 4	…	…	-0.046***	1.78
			(0.013)	
Migrante*Ocupação 5	…	…	0.083***	21.80***
			(0.031)	
Migrante*Ocupação 6	…	…	-0.067***	…
			(0.010)	
R^2	0.1703	0.1716	0.1702	
(within)	0.0433	0.0435	0.0435	
(between)	0.2393	0.2403	0.2389	
No. observações	262,751	262,751	262,751	
No. indivíduos	42,090	42,090	42,090	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2003).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

Gráfico 5: Proporção de migrantes por região de origem



Na tabela 26, pode-se observar pela coluna (1) que as maiores perdas de renda em relação aos não-migrantes ocorrem para os trabalhadores provenientes da própria região sudeste (-5%), seguidos daqueles com origem na região sul (-4%). Em contraste, a região nordeste apresenta retornos de +5,2% em relação aos não-migrantes. Tais efeitos estão relacionados com o salário real corrigido, que é menor no nordeste do que em São Paulo. Ao migrar, o nordestino tem ganhos reais de renda. As demais regiões (centro-oeste e norte) não apresentam coeficientes estatisticamente significantes. Tomando como referência a região sudeste, verifica-se a significância da diferença entre estes retornos, como pode ser constatado na coluna do teste F. Apenas as diferenças entre o sudeste e o nordeste são significativas, evidenciando, portanto, elevados diferenciais de custo de vida entre estas regiões que contribuem para os altos níveis de desigualdade de renda no país.

Outro ponto importante a ser analisado são os diferenciais de renda dos migrantes por setor. A segunda coluna mostra que as maiores perdas ocorrem para migrantes originários da indústria de transformação (-7%) e do setor de serviços (-5%). Por outro lado, os migrantes da agropecuária apresentam retornos positivos (+11%), bem como os migrantes do comércio (+6%). Os demais setores não apresentam coeficientes significativos. Verificando as diferenças entre os coeficientes em relação ao setor da indústria de transformação, são positivos e significativos os coeficientes da agropecuária e do comércio. Outras diferenças significativas, porém ligeiramente negativas, são as da construção civil e da administração pública.

Com relação às ocupações[27], os diferenciais de renda relativos dos migrantes podem ser observados na terceira coluna. As maiores perdas ocorrem nas ocupações de produtos industriais, operadores de máquinas (ocupação 6) e de comércio e serviços de turismo, higiene e limpeza (ocupação 4). Os ganhos, por sua vez, ocorrem nas ocupações agropecuárias, florestais e pesca (ocupação 5) e científicas, técnicas e artísticas (ocupação 1). Não foram significativas as ocupações ligadas às demais ocupações. No teste F para significância das diferenças em relação à ocupação 6 (produtos industriais, operadores de máquinas e condutores de veículos), foram significativos os coeficientes das ocupações (5), (1) e (3).

3.5.4. Seleção dos emigrantes

Uma questão relevante no movimento de fluxos migratórios que complementa a análise sobre os migrantes em São Paulo diz respeito àqueles que saem do estado paulista para outra unidade federativa. Esta relevância é notória tão logo se observe as estatísticas descritivas entre migrantes e emigrantes. Como mostra o gráfico 6, a quantidade de emigrantes supera a de migrantes a partir do ano 2000, chegando a 10% no ano de 2002. No total dos anos do painel, são 7.467 emigrantes e 7.453 imigrantes. Há indícios, portanto, de que o custo de vida pode ser um dos determinantes deste maior fluxo de saída. Para se verificar isto, porém, é preciso considerar as mesmas questões relativas às habilidades não-observadas, mas agora com o foco naqueles que deixam de residir em São Paulo.

A tabela 27 é análoga à tabela 23, considerando os diferenciais de renda entre emigrantes e não-emigrantes com níveis gradativos de controles, até a inclusão final dos efeitos não-observados. O interessante é que, mesmo após a inclusão de efeitos fixos (coluna 5), os retornos à emigração são positivos. Em suma, há mais emigrantes de São Paulo que imigrantes para São Paulo e os primeiros possuem ganhos reais de renda (4,2%) superiores aos dos imigrantes (-1,6%). Isto mostra que sair de São Paulo gera ganhos imediatos para quem emigra e corrobora a idéia inicial de que o custo de vida é um fator importante a ser considerado no evento da emigração.

---

[27] Ocupação 1: científica, técnica e artística; ocupação 2: legislativo, executivo, judiciário, funcionários públicos e diretores; ocupação 3: administrativa; ocupação 4: comércio e serviços de turismo, higiene e limpeza; ocupação 5: agropecuária, florestal e pesca; ocupação 6: produtos industriais, operadores de máquinas e condutores de veículos (veja apêndice 1).

Gráfico 6: Emigrantes vs. Imigrantes

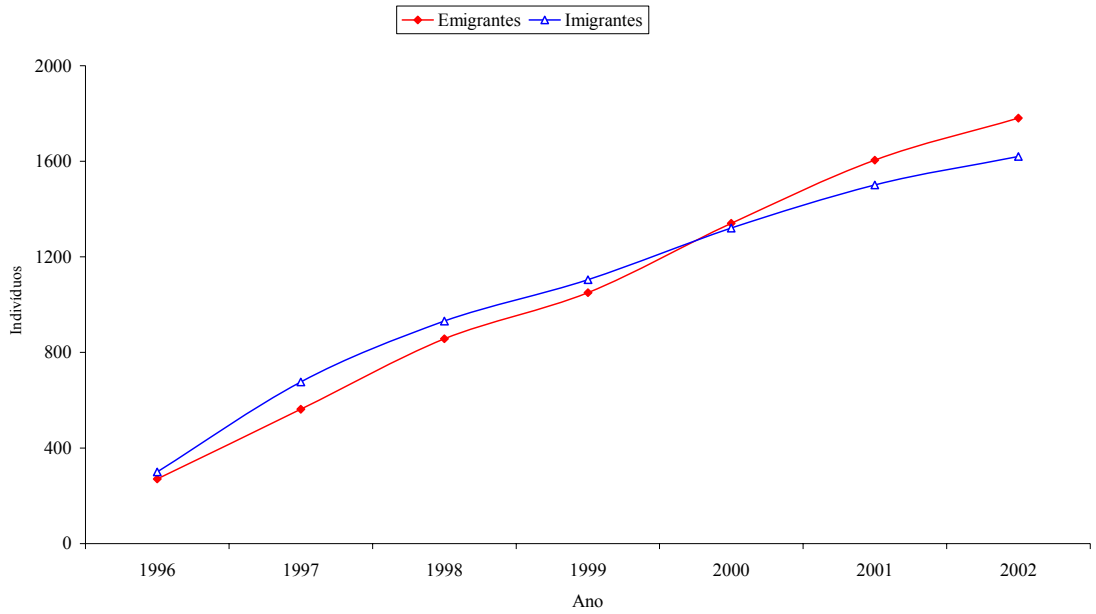


Gráfico 7: Composição dos Emigrantes

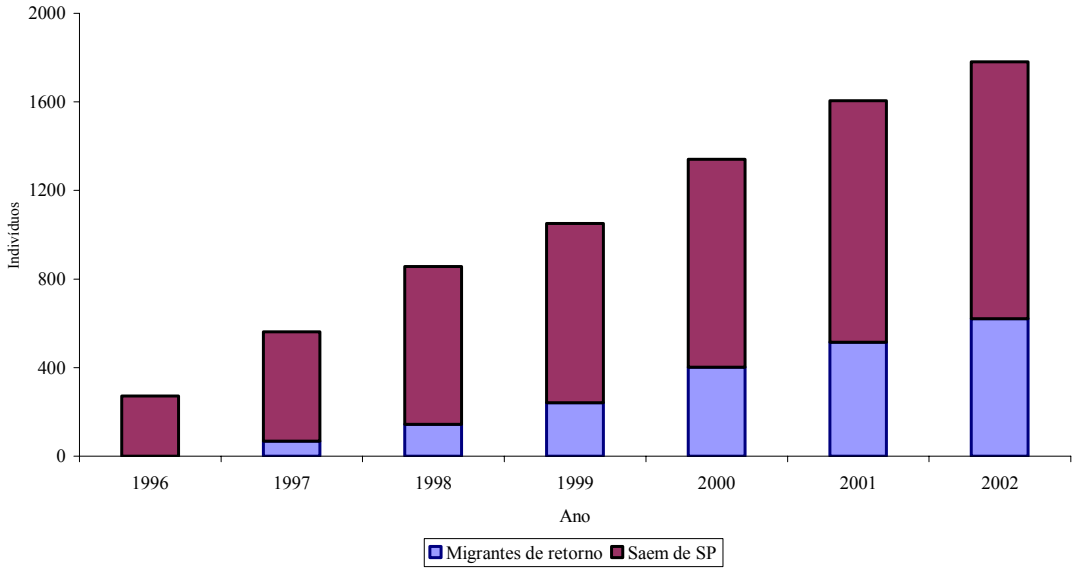


Tabela 27: Diferenciais de renda entre emigrantes e não-emigrantes

Variáveis independentes	(1) MQO	(2) MQO	(3) MQO	(4) EA	(5) EF
Emigrante	0.065***	0.113***	0.076***	0.044***	0.042***
	(0.012)	(0.009)	(0.008)	(0.006)	(0.006)
Sexo	…	0.299***	0.341***	0.215***	
		(0.003)	(0.003)	(0.005)	
Experiência	…	0.003***	0.003***	0.002***	0.002***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Experiência^2	…	-0.000	-0.000***	-0.000***	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Idade	…	0.092***	0.077***	0.067***	
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	
Idade^2	…	-0.001***	-0.001***	-0.001***	
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	
Analfabeto	…		-0.116***	-0.028***	…
			(0.012)	(0.010)	
4. Série Incomp.	…	…	-0.236***	-0.107***	…
			(0.005)	(0.006)	
4. Série Comp.	…	…	-0.180***	-0.080***	…
			(0.004)	(0.005)	
8. Série Incomp.	…	…	-0.106***	-0.036***	…
			(0.004)	(0.004)	
2. Grau Incomp.	…	…	0.123***	0.062***	…
			(0.005)	(0.005)	
2. Grau Comp.	…	…	0.331***	0.147***	…
			(0.004)	(0.004)	
Sup. Incomp.	…	…	0.659***	0.352***	…
			(0.007)	(0.006)	
Sup. Comp.	…	…	0.857***	0.527***	…
			(0.006)	(0.006)	
Constante	6.872***	4.624***	4.756***	5.101***	6.848***
	(0.004)	(0.018)	(0.017)	(0.023)	(0.005)
Dummies de setor	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de ocupação	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
R^2	0.0020	0.3548	0.4567	0.4385	0.1737
(within)	-	-	-	0.0424	0.0432
(between)	-	-	-	0.5144	0.2440
Teste F	73.48	5799.15	6500.05		474.95
Breusch Pagan	-	-	-	$\chi2$ (1) =	410,000
Hausman	-	-	-	$\chi2$ (20) =	11.818,45
No. observações	262,751	262,751	262,751	262,751	262,751
No. indivíduos	-	-	-	42,090	42,090

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2003).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

Tabela 28: Estimativa dos diferenciais de renda entre migrantes de retorno e não-migrantes

Variáveis independentes	(1) MQO	(2) MQO	(3) MQO	(4) EA	(5) EF
Migrante de retorno	-0.026	0.020	-0.015	-0.017	-0.013
	(0.021)	(0.017)	(0.015)	(0.011)	(0.011)
Sexo	…	0.300***	0.342***	0.215***	…
		(0.003)	(0.003)	(0.005)	
Experiência	…	0.003***	0.003***	0.002***	0.002***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Experiência^2	…	0.000	-0.000***	-0.000***	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Idade	…	0.092***	0.077***	0.068***	…
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	
Idade^2	…	-0.001***	-0.001***	-0.001***	…
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	
Analfabeto	…	…	-0.115***	-0.028***	…
			(0.012)	(0.010)	
4. Série Incomp.	…	…	-0.236***	-0.107***	…
			(0.005)	(0.006)	
4. Série Comp.	…	…	-0.180***	-0.080***	…
			(0.004)	(0.005)	
8. Série Incomp.	…	…	-0.106***	-0.036***	…
			(0.004)	(0.004)	
2. Grau Incomp.	…	…	0.123***	0.063***	…
			(0.005)	(0.005)	
2. Grau Comp.	…	…	0.332***	0.147***	…
			(0.004)	(0.004)	
Sup. Incomp.	…	…	0.659***	0.352***	…
			(0.007)	(0.006)	
Sup. Comp.	…	…	0.858***	0.527***	…
			(0.006)	(0.006)	
Constante	6.876***	4.624***	4.755***	5.099***	6.852***
	(0.004)	(0.018)	(0.017)	(0.023)	(0.005)
Dummies de setor	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de ocupação	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
R^2	0.0019	0.3543	0.4565	0.4382	0.1715
(within)	-	-	-	0.0422	0.0431
(between)	-	-	-	0.5140	0.2409
Teste F	70.36	5784.14	6491.46		472.85
Breusch Pagan	-	-	-	$\chi2$ (1) = 410.000	
Hausman	-	-	-	$\chi2$ (21) = 11.950,38	
No. observações	262,751	262,751	262,751	262,751	262,751
No. indivíduos	-	-	-	42,090	42,090

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2003).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

Um subgrupo importante dos emigrantes são aqueles trabalhadores que estiveram em São Paulo por um determinado período e em seguida retornam para sua unidade federativa de origem. A composição dos emigrantes pode ser observada no gráfico 7. Os migrantes de retorno representam cerca de 27% do total de emigrantes (1.985 observações), na média dos anos de 1997 a 2002. Estes migrantes de retorno podem ser um caso de migração mal-sucedida ou de um retorno programado após um período migratório em busca de mais qualificação. Na tabela 28, pode-se observar que os coeficientes dos migrantes de retorno não são significativos em relação à média. Pode-se sugerir, portanto, que não se trata de uma migração bem-sucedida.

3.6. Considerações finais

O objetivo deste terceiro capítulo foi a análise dos retornos relativos à migração dos trabalhadores do estado de São Paulo, com foco na seleção e ajustamento dos migrantes. Com dados em painel da RAIS-Migra (MTE) entre 1995 e 2002, o salário relativo do migrante foi estimado controlando pelos efeitos fixos individuais com o propósito de capturar o viés decorrente da auto-seleção. Os principais resultados encontrados indicam a presença de viés de variável omitida, provenientes da seleção dos migrantes. Nas estimativas dos salários relativos, os coeficientes estimados por MQO apresentam um sinal positivo, ao passo que, com o controle dos efeitos fixos, os coeficientes mudam de sinal. Isto indica que, após o controle da seleção existente no processo migração, os migrantes têm uma queda de rendimentos decorrente dos custos iniciais da mudança. Há, portanto, uma ilusão monetária por parte do trabalhador em sua decisão de migrar para São Paulo.

Em seguida, foi estimado o efeito da duração dos trabalhadores no destino sobre os salários, controlando também pelos efeitos fixos individuais. Os resultados sugerem que a duração é uma variável importante na determinação dos rendimentos dos migrantes, mesmo com o controle pelos efeitos fixos individuais. Com um coeficiente positivo de 0,028 e sua forma quadrática sendo negativa (-0,005), constata-se a existência de uma curva de assimilação em forma de U invertido. Em suma, estes resultados mostram que a convergência de renda ocorre em 1,4 anos após a migração, mas o crescimento ocorre a taxas decrescentes, com um máximo em 3 anos. Não há, porém, evidências de que os ganhos dos migrantes superem o dos não-migrantes de modo permanente, uma vez que os diferenciais voltam a ser negativos 4,5

anos após a migração. Esta queda de rendimentos pode estar relacionada com um processo de convergência natural dos salários, no qual o efeito da migração perde significância ao longo do tempo.

O aumento dos ganhos para estes indivíduos é, portanto, consistente com um retorno crescente decorrente do capital humano local que eles absorveram a partir do momento da chegada em São Paulo. Porém, a taxa de crescimento deste retorno é pequena e, como há uma queda de 2,9% nos rendimentos no momento da migração, pode-se constatar que o migrante sofre de ilusão monetária em sua decisão de migrar. O custo de vida em São Paulo, bem como os custos iniciais que envolvem a adaptação ao local de destino, são, na verdade, maiores que os retornos imediatos. O conjunto de informação do migrante, portanto, é incompleto. Ao migrar para São Paulo, ele enxerga apenas o salário nominal, e não o salário real.

Vale ressaltar que nem todos os trabalhadores possuem perdas salariais ao migrar. Há um grande contraste entre aqueles que possuem o ensino superior completo e aqueles que não o possuem. Enquanto os trabalhadores com a primeira etapa do ensino fundamental ou menos se deparam com uma perda de quase 5% em relação aos não migrantes, os trabalhadores com ensino superior possuem ganhos na migração de 7%. Isto indica que há espaço para profissionais mais qualificados no mercado de trabalho paulista. Outros ganhos decorrentes da migração também são registrados entre os trabalhadores dos setores de agricultura e comércio, provenientes da região nordeste, pertencentes às ocupações de agricultura/florestais/pesca e científicas/técnicas/artísticas.

Por fim, foram estimados os retornos à emigração, constatando-se que, mesmo após a inclusão de efeitos fixos, os ganhos são positivos. Os migrantes de retorno, por sua vez, não apresentam ganhos significativamente acima da média. Isto mostra que sair de São Paulo gera ganhos imediatos para quem emigra e corrobora a idéia de que o custo de vida é um fator importante no evento da emigração.

4. CONCLUSÃO

O objetivo deste estudo foi verificar a magnitude e a significância dos diferenciais salariais decorrentes da migração no Brasil entre 1995-2002, com ênfase no controle das habilidades não-observadas dos trabalhadores. Os principais resultados obtidos são evidências favoráveis à hipótese de heterogeneidade não-observada, que é corroborada nos capítulos 2 e 3. No segundo capítulo, a estimação pelo método de efeitos fixos dos diferenciais salariais entre regiões, indústrias e ocupações e a implementação do procedimento de HDS resultam em menores diferenciais que os resultados prévios de MQO. Uma grande parcela da variação salarial assumida como diferenciais inter-regionais, inter-industriais e inter-ocupacionais são de fato uma conseqüência das características não-observáveis dos indivíduos que não puderam ser removidas por uma estimação de MQO tradicional. No cenário regional, cerca de 80% dos diferenciais salariais podem ser explicados pela heterogeneidade individual não-observada. No contexto setorial, os diferenciais entre as indústrias provenientes do efeito individual específico são de aproximadamente 82%. De modo análogo, os diferenciais salariais inter-ocupacionais têm nas habilidades não-mensuradas um poder de explicação ainda maior: cerca de 87%. De um modo geral, embora ainda se confirme a persistência dos diferenciais, sua magnitude e significância diminuem consideravelmente. Os resultados também confirmam que o procedimento de KS, sem considerar a correção proposta por HDS, superestima os erros padrão e enviesa a estimativa dos diferenciais salariais. Outro importante resultado obtido no segundo capítulo se refere ao fato de o custo de vida entre os estados se configurar como um elemento central para a determinação dos diferenciais salariais inter-estaduais. São Paulo e o Distrito Federal, que são as unidades federativas com os maiores custos de vida do país, passam a ter diferencias salariais muito menores. Enquanto esse último passa a ter diferenciais que deixam de ser significativos em relação à média, o primeiro passa a exibir diferenciais negativos em torno de 6% abaixo da média, perdendo apenas para o estado do Piauí, que apresenta diferenciais 20% abaixo da média.

Estes resultados, de certa forma, motivaram o terceiro capítulo, que abordou a análise dos retornos relativos da migração dos trabalhadores do estado de São Paulo, com foco na seleção e ajustamento destes indivíduos. Os principais resultados encontrados indicam que, após capturar a seleção existente no processo migração, os migrantes têm uma queda de rendimentos decorrente dos custos iniciais da mudança. Há, portanto, uma ilusão monetária

por parte do trabalhador em sua decisão de migrar para São Paulo. O tempo de permanência no local de destino configura-se como uma importante variável na determinação dos rendimentos dos migrantes, mesmo com o controle pelos efeitos fixos individuais. Constata-se a existência de uma curva de assimilação em forma de U invertido. O aumento dos ganhos para estes indivíduos é, portanto, consistente com um retorno crescente decorrente do capital humano local que eles absorveram a partir do momento da chegada em São Paulo. Porém, a taxa de crescimento deste retorno é pequena e, como há uma queda de 2,9% nos rendimentos no momento da migração, pode-se confirmar que o custo de vida em São Paulo, bem como os custos iniciais que envolvem a adaptação ao local de destino, são, de fato, elevados. O conjunto de informação do migrante, portanto, é incompleto. Ao migrar para São Paulo, ele enxerga apenas o salário nominal, e não o salário real. Contudo, nem todos os trabalhadores possuem perdas salariais ao migrar. Enquanto os trabalhadores com a primeira etapa do ensino fundamental ou menos se deparam com uma perda de quase 5% em relação aos não migrantes, os trabalhadores com ensino superior possuem ganhos na migração de 7%. Isto indica que há espaço para profissionais mais qualificados no mercado de trabalho paulista. Outros ganhos decorrentes da migração também são registrados entre os trabalhadores dos setores de agricultura e comércio, provenientes da região nordeste, pertencentes às ocupações de agricultura/florestais/pesca e científicas/técnicas/artísticas. Por fim, na estimação dos retornos à emigração, constata-se que, mesmo após a inclusão de efeitos fixos, os coeficientes são positivos. Isto mostra que sair de São Paulo gera ganhos imediatos para quem emigra e corrobora a idéia de que o custo de vida é um fator importante no evento da emigração. Os migrantes de retorno, por sua vez, não apresentam ganhos significativamente acima da média. Em geral, os resultados são consistentes com a hipótese de que o elevado custo de vida em São Paulo pode não apenas trazer o migrante de volta ao seu local de origem, mas também provocar uma emigração dos trabalhadores residentes em São Paulo para outras regiões do Brasil.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABOWD, J. M., KRAMARZ, F. and MARGOLIS, D. N. High wage workers and high wage firms, **Econometrica**, Vol. 67, p. 251-333, 1999.

ABOWD, J. M., KRAMARZ, F. The analysis of labor markets using matched employer-employee data. *In*: Ashenfelter, O. e Card, D (Orgs.). **Handbook of labor economics.** Elsevier Science B. V., p. 2629-2711, 1999.

AGUAYO-TELLEZ, E. *et al*. The impact of globalization on internal formal-sector migration in Brazil. *In:* **The impact of globalization on the poor in Latin America** – UNU-WIDER Project Conference. Rio de Janeiro, Brazil, set. 2006.

ANGRIST, J. and KRUEGER, A. Empirical strategies in labor economics. *In*: ASHENFELTER, O. and CARD, D. **Handbook of labor economics**. Elsevier, v. 3A, 1999.

ARAI, M. An empirical analysis of wage dispersion and efficiency wages. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 96, n. 1, p. 31-50, 1994.

ARBACHE, J. S. A comparison of different estimates of inter-industry wage differentials: the case of Brazil. **Applied Economics Letters**, v. 6, p. 67-71, 1999.

ARBACHE, J. S. Wage differentials in Brazil: theory and evidence. **Journal of Development Studies**, v. 38, p. 691-714, 2001.

AZZONI, C. *et al*. Comparações da Paridade do Poder de Compra entre cidades: aspectos metodológicos e aplicação ao caso brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 1, abr. 2003.

BACHA, E., Taylor, L. Brazilian income distribution in the 60's: facts, model results and controversy'. **The Journal of Development Studies**, v. 14, n. 3, p. 271-97, 1978.

BARROS, R. P., Mendonça, R. A Evolução do Bem-Estar e da desigualdade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 49, p. 329-52, 1995.

BEENSTOCK, M. Failure to Absorb: Remigration by Immigrants into Israel. **International Migration Review**, v. 30, p. 950-78, 1996.

BOOKER, K. *et al*. The impact of charter school attendance on student performance. **Journal of Public Economics,** v. 91, p. 849–876, 2007**.**

BORJAS, G. Assimilation, changes in cohort quality, and earnings of immigrants. **Journal of Labor Economics,** 3: 463-89, 1985.

_____. Economics of migration. **International Encyclopedia of the Social and Behavorial Sciences,** section 3.4, n. 38, 2000.

_____. Immigrant and emigrant earnings: a longitudinal study. **Economic Inquiry,** 27:21-37, 1989.

_____. Self-Selection and the Earnings of Immigrants. **American Economic Review**, v. 77(4), p. 531-553, set. 1987.

_____. The Economic Analysis of Immigration. **Handbook of Labor Economics,** vol. 3, 1999.

_____. The Economics of Immigration. **Journal of Economic Literature**, v.XXXII, p. 1667-1717, dez. 1994.

CARLINER, G. Wages, Earnings and Hours of First, Second and Third Generation American Males. **Economic Inquiry**, v. XVIII, n. 1, p. 87-102, jan. 1980.

CARRUTH, A. *et al.* Inter-industry wage differences and individual heterogeneity. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics.** Oxford, v. 66, n. 5, 2004.

CHISWICK, B. R. The Effect of Americanization on the Earnings of Foreign-Born Men., **Journal of Political Economy**, v. 86, p. 897- 921, out. 1978.

CHISWICK, B. R.; MILLER, P.W. Immigrant earnings: a longitudinal analysis. **Review of Income and Wealth***,* 2005

CHISWICK, B. R.; LEE, Y. L.; MILLER P.W. Longitudinal analysis of immigrant occupational mobility: A test of the immigrant assimilation hypothesis, **International Migration Review,** v. 39, n.2, 2005.

COWELL, F. A.; FERREIRA, F. H. G.; LITCHFIELD, J. Income distribution in Brazil 1981-1990: parametric and non-parametric approaches. **Discussion paper n. DARP 21**, London School of Economics, 1996.

DULEEP, H. O.; REGETS, M.C. Measuring immigrant wage growth using matched CPS files, **Demography**, 34: 239-49, 1997.

FIESS, N.; VERNER, D. Migration and human capital in Brazil during the 1990´s. **World Bank Policy Research Working Paper**, n. 3093, 2003.

GATICA, J.; MIZALA, A., ROMAGUERA, P. Interindustry wage differentials in Brazil. **Economic Development and Cultural Change**, v. 43, n. 2, p. 315-31, 1995.

GERA, S.; GRENIER, G. Interindustry wage differentials and efficiency wages: some Canadian evidence. **Canadian Journal of Economics and Statistics**, v. 27, p. 81–100, 1994.

GIBBONS, R.; KATZ, L. Does unmeasured ability explain inter-industry wage differentials? **Review of Economic Studies**, v. 59, p. 515-535, 1992.

GITTLEMAN, M.; WOLFF, E. N. International comparisons of inter-industry wage differentials. **Review of Income and Wealth**, v. 39, p. 295-312, 1993.

GRAHAM, D. H. Divergent and Convergent Regional Economic Growth and Internal Migration in Brazil: 1940-1960. **Economic Development and Cultural Change**, v. 18, n. 3, p. 362–382, 1970.

GREENE, W.; SEAKS, T. G. The restricted least squares estimator: a pedagogical note. **The Review of Economics and Statistics**, v. 73, p. 563-567, 1991.

GROSHEN, E. L. Five reasons why wages vary among employers. **Industrial Relations**, v. 30, n. 3, p. 351-81, 1991.

HAISKEN-DeNew, J. P.; SCHMIDT, C. M. Inter-industry and inter-region differentials: mechanics and interpretation, **Review of Economics and Statistics**, v. 79, p. 516-521, 1997.

HALVORSEN, R.; PALMQUIST , R. The interpretation of dummy variables in semi-logarithmic equations. **American Economic Review**, v. 40, p. 474-475, 1980.

HANUSHEK, Eric A.; KAIN, John F.; RIVKIN, Steven G.; BRANCH, Gregory F. Charter school quality and parental decision making with school choice. **NBER working paper**, n. 11252, 2005.

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

HICKS, J. R. **The Theory of Wages.** London: Macmillian, 1932.

HU, W-Y. Immigrant earnings assimilation: estimates from longitudinal data, **American Economic Review**, v. 90, p. 368-72, 2000.

HUM, D.; SIMPSON, W. Closing the wage gap: economic assimilation of Canadian immigrants reconsidered. **Journal of International Migration and Integration,** v. 1, p. 427-41, 2000.

HUM, D.; SIMPSON, W. Economic integration of immigrants to Canada: a short survey. **Candian Journal of Urban Research**, v. 13, p. 46-61, 2004b.

HUM, D.; SIMPSON, W. Reinterpreting the performance of immigrant wages from panel data. **Empirical Economics**, v. 29, p. 129-47, 2004a.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Contas Regionais do Brasil, 2004

ISLAM, M N. Self-selectivity problems in interregional and interindustry migration in Canada. **Environment and Planning A**, v. 17, n. 11, p. 515-32., nov. 1985.

JACKUBSON, G. Estimation and testing of the union wage effect using panel data. The **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 5, p. 971-991, 1991.

KAHN, L. M. Collective bargaining and the inter-industry wage structure: international evidence. **Economica**, v. 65, p. 507-534, 1998.

KEANE, M. P. (1993). Individual heterogeneity and interindustry wage differentials. **Journal of Human Resources**, v. 28, p. 134-161.

KENNEDY, P. Interpreting dummy variables. **The Review of Economics and Statistics**, v. 68, p. 174-175, 1986.

KRUEGER, A. B.; SUMMERS, L. H. Efficiency wages and the inter-industry wage structure. **Econometrica**, v. 56, p. 259-293, 1988.

LANGONI, C. G. **Distribuição de renda e crescimento econômico no Brasil**. Rio de Janeiro, Editora Expressão e Cultura, 1973.

LANZONA, L. A. Migration, self-selection and earnings in Philippine rural communities. **Journal of Development Economics**, v. 56, n. 1, p. 27-50, 1998.

LUCIFORA, C. Inter-industry and occupational wage differentials in Italy. **Applied Economics**, v. 25, p. 1113–24, 1993.

MARTINE, George. Brazil. *In:* CHARLES B. Nam; WILLIAM J. **International Handbook of Internal Migration**, 1990.

MENEZES-FILHO, N. Equações de rendimentos: questões metodológicas. In: CORSEUIL, C. H. *et al* (Orgs). **Estrutura salarial**: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, 2002.

MENEZES-FILHO, N. Microeconometria. In: LISBOA, M. E MENEZES-FILHO, N. **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Editora Contra-capa, 2001.

MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**, New York: National Bureau for Economic Research, 1974.

MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO. **Raismigra:** modelos painel e vínculo – orientações para uso. Mimeo, 02/10/2003.

MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO. **Raismigra**. Brasília: MTE, 1994/2002.

NAKOSTEEN Robert A.; ZIMMER, Michael. Migration and Income: The Question of Self-Selection. **Southern Economic Journal**, v. 46, n. 3, p. 840-851, jan. 1980.

PEREIRA, V. M. **O Recente processo migratório brasileiro e seus determinantes**. Piracicaba: ESALQ-USP, 2000. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada).

PESSINO, C. Sequential migration theory and evidence from Peru. **Journal of Development Economics**, 1991, 36, p. 55-87.

PETERSON, Paul E.; HOWELL, WILLIAM G. **Latest results from the New York City voucher experiment.** Harvard University Working Paper, 2003.

PINHEIRO, A. C., Ramos, L. Inter-industry wage differentials and earning inequality. Estudios de Economia, v. 21, n. 1, p. 79-111, 1994.

RIBEIRO, E. P.; BASTOS, V. M. Viés de Seleção, Retornos à Educação e Migração no Brasil. *In*: **XXVI Encontro Brasileiro de Econometria**, 2004.

ROBINSON, C.; TOMES, N. Self-Selection and Interprovincial Migration in Canada. **The Canadian Journal of Economics**, v. 15, n. 3, p. 474-502, ago. 1982.

SAHOTA, Gian S. An Economic Analysis of Internal Migration in Brazil. **Journal of Political Economy**, v. 76, n. 2, p. 218–245, 1968.

SANTOS JUNIOR, E. **Migração e Seleção**: O Caso do Brasil. Escola de Pós-Graduação em Economia – EPGE, Fundação Getúlio Vargas, 2002.

SHIPPEN, B. S. Unmeasured skills in inter-industry wage differentials: evidence from the apparel industry. **Journal of Labor Research**, v. 20, p. 161-169, 1999.

SJAASTAD, Larry A. The costs and returns of human migration. **Journal of Political Economy**, Supplement 70, n. 5, p. 80-93, out. 1962.

SUITS, D.B. Dummy variables: mechanics and interpretations. **Review of Economics and Statistics**, v. 66, p. 177–80, 1984.

TEAL, F. The size and sources of economic rents in developing country manufacturing labor market. **Economic Journal**, v. 106, n. 473, p. 963-76, 1996.

TUNALI, I. Rationality of Migration. **International Economic Review,** v. 41, n. 4, p. 893-920, nov. 2000.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross-section and panel data**. Massachusetts: MIT, 2000.

YAP, Lorene. Internal Migration and Economic Development in Brazil. **Quarterly Journal of Economics**, v. 90, n. 1, p. 119–137, 1976.

APÊNDICES

APÊNDICE 1: Classificações e índices

APÊNDICE 2: Procedimento de HDS (1997)

APÊNDICE 3: Tabelas completas do capítulo 2

APÊNDICE 4: Tabelas completas do capítulo 3

APÊNDICE 1: Classificações e índices

Tabela A.1: Categoria da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) - 1994

CBO 1994	Nível Ocupacional
GR GRUPO 0 - Trab das Profiss Cientif, Tecnicas, Artisticas e Trab Assemelh - Gr...	
SUB GRUPO 01 - Químicos, Físicos e Trabalhadores Assemelhados	1. Científica/Técnica/Artística
SUB GRUPO 02 - Engenheiros, Arquitetos e Trabalhadores Assemelhados	1. Científica/Técnica/Artística
SUB GRUPO 03 - Técnicos, Desenhistas Técnicos e Trab. Assemelhados	1. Científica/Técnica/Artística
SUB GRUPO 04 - Oficiais de Bordo e Trab Assem (Aviação Comer e Mar Mercante)	1. Científica/Técnica/Artística
SUB GRUPO 05 - Biologistas Engenheiros Agrônomos e Trabalhadores Assemelhados	1. Científica/Técnica/Artística
SUB GRUPO 06 - Méd Cirurgiões Dentistas Méd. Veterinário Enferm e Trab Assem	1. Científica/Técnica/Artística
SUB GRUPO 08 - Estatísticos,Analistas de Sistemas e Trab Assemelhados	1. Científica/Técnica/Artística
SUB GRUPO 09 - Economistas e Técnicos de Administração	1. Científica/Técnica/Artística
GR GRUPO 1 - Trab das Profiss Cientif, Tecnicas, Artisticas e Trab Assemelh - Gr...	
SUB GRUPO 11 - Contadores	1. Científica/Técnica/Artística
SUB GRUPO 12 - Juristas	1. Científica/Técnica/Artística
SUB GRUPO 13 - Professores.	1. Científica/Técnica/Artística
SUB GRUPO 15 - Escritores,Jornalistas,Locutores e Trabalhadores Assemelhados	1. Científica/Técnica/Artística
SUB GRUPO 16 - Escultores Pintores Fotógrafos e Trab Assemelhados	1. Científica/Técnica/Artística
SUB GRUPO 17 - Músicos, Artistas Empresários e Produtores de Espetáculos	1. Científica/Técnica/Artística
SUB GRUPO 18 - Técnicos Desportivos Atletas Profissionais e Trab Assemelhados	1. Científica/Técnica/Artística
SUB GRUPO 19 - Trab Prof. Cient.,Tec Artist,Trab Assemelh N/Classif.S/Out Epígrafe	1. Científica/Técnica/Artística
GR GRUPO 2 - Memb Poder Legisl, Execut, Judic, Func Pub Sup, Diret Empr e Trab A...	
SUB GRUPO 21 - Membros Superiores do Poder Legislativo, Executivo e Judiciário	2. Legislativo/Executivo/Judiciário/Func. Públicos/Diretores
SUB GRUPO 22 - Membros da Diplomacia	2. Legislativo/Executivo/Judiciário/Func. Públicos/Diretores
SUB GRUPO 23 - Diretores de Empresas	2. Legislativo/Executivo/Judiciário/Func. Públicos/Diretores
SUB GRUPO 24 - Gerentes de Empresas	2. Legislativo/Executivo/Judiciário/Func. Públicos/Diretores
GR GRUPO 3 - Trabalhadores de Servicos Administrativos e Trabalhadores Assemelhados	
SUB GRUPO 30 - Chefes Intermediários Administrativo de Contabilidade e Finanças	3. Administrativa
SUB GRUPO 31 - Agentes de Administração Publica	3. Administrativa
SUB GRUPO 32 - Secretários, Datilógrafos, Estenógrafos e Trabalhadores Assemelhado	3. Administrativa
SUB GRUPO 33 - Trabalhadores de Serviço de Contabilidade Caixas e Trab Assemelh	3. Administrativa
SUB GRUPO 34 - Oper. Maq.Contab, Calcular e Processamento Automático de Dados	3. Administrativa
SUB GRUPO 35 - Chefes de Serviços de Transportes e Comunicações	3. Administrativa
SUB GRUPO 36 - Despachantes, Fiscais, Cobradores de Transp Coletivos (Exceto Trem)	3. Administrativa
SUB GRUPO 37 - Classificadores de Correspondência, Carteiros e Mensageiros	3. Administrativa
SUB GRUPO 38 - Telefonistas, Telegrafistas e Trabalhadores Assemelhados	3. Administrativa
SUB GRUPO 39 - Trab Serv Administrativos, Trab Assemelh N/Classif. S/Out Epígrafe	3. Administrativa
GR GRUPO 4 - Trabalhadores de Comercio e Trabalhadores Assemelhados	
SUB GRUPO 41 - Comerciantes (Comercio Atacadista e Varejista)	4. Comércio/Serviços
SUB GRUPO 42 - Supervisores de Compras e de Vendas, Compradores e Trab Assemelh	4. Comércio/Serviços
SUB GRUPO 43 - Agentes Técnicos de Vendas e Representantes Comerciais	4. Comércio/Serviços
SUB GRUPO 44 - Corretores, Agentes de Venda Serv as Emp,Leiloeiros e Avaliadores	4. Comércio/Serviços
SUB GRUPO 45 - Vendedores,Empregados de Comercio e Trabalhadores Assemelhados	4. Comércio/Serviços
SUB GRUPO 49 - Trabalhadores de Comercio e Trab Assemelh N/Classif S/Out Epígrafe	4. Comércio/Serviços

(continua)

Tabela A.1: Categoria da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) - 1994 *(continuação)*

CBO 1994	Nível Ocupacional
GR GRUPO 5 - Trab Serv Turis, Hosped, Servent, Hig e Embelez, Seguran, Aux Saude...	
SUB GRUPO 50 - Gerentes Hotéis, Restaurantes, Bares, Estab Similares e Trab Assemelh	4. Comércio/Serviços
SUB GRUPO 52 - Mordomos, Governantas e Trabalhadores Assemelhados	4. Comércio/Serviços
SUB GRUPO 53 - Cozinheiros, Garçons,Barmen e Trabalhadores Assemelhados	4. Comércio/Serviços
SUB GRUPO 54 - Trab Serventia e Comissários (Serv. Transportes Passageiros)	4. Comércio/Serviços
SUB GRUPO 55 - Trab Serv Admin,Conserv,Limp de Edifícios Lograd Publ Trab Assem	4. Comércio/Serviços
SUB GRUPO 56 - Lavadeiros,Tintureiros e Trabalhadores Assemelhados	4. Comércio/Serviços
SUB GRUPO 57 - Trab Serviços de Higiene e Embelezamento e Trabalhadores Assemelh	4. Comércio/Serviços
SUB GRUPO 58 - Trabalhadores de Serviços de Proteção e Segurança	4. Comércio/Serviços
SUB GRUPO 59 - Trab Serviço Tur Hig Embelez Seg e Trab Assemelh não Classificado	4. Comércio/Serviços
GR GRUPO 6 - Trab. Agropecuarios, Florestais, da Pesca e Trab. Assem.	
SUB GRUPO 60 - Administradores,Capatazes de Explorações Agropecuárias Florestais	5. Trabalhadores Agropecuários, Florestais e Pesca
SUB GRUPO 61 - Produtores Agropecuários	5. Trabalhadores Agropecuários, Florestais e Pesca
SUB GRUPO 62 - Trabalhadores Agropecuários Polivalente e Trab Assemelhados	5. Trabalhadores Agropecuários, Florestais e Pesca
SUB GRUPO 63 - Trabalhadores Agrícolas Especializados	5. Trabalhadores Agropecuários, Florestais e Pesca
SUB GRUPO 64 - Trabalhadores da Pecuária	5. Trabalhadores Agropecuários, Florestais e Pesca
SUB GRUPO 65 - Trabalhadores Florestais	5. Trabalhadores Agropecuários, Florestais e Pesca
SUB GRUPO 66 - Pescadores e Trabalhadores Assemelhados	5. Trabalhadores Agropecuários, Florestais e Pesca
SUB GRUPO 67 - Oper.Maquinas e Implementos de Agricultura,Pecuária Expl Florest	5. Trabalhadores Agropecuários, Florestais e Pesca
GR GRUPO 7 - Trab Prod Indust, Oper Maq, Condut Veic e Trab Assemelh - Grande Gr...	
SUB GRUPO 70 - Agentes de Mestria	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 71 - Trabalhadores de Minas,Pedreiras, Condadores e Trab Assemelhados	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 72 - Trabalhadores Metalúrgicos e Siderúrgicos	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 73 - Trabalhadores de Tratamento da Madeira,de Fabricação Papel,Papelão	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 74 - Operadores Instalação Processamento Quim e Trab Assemelhados	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 75 - Fiandeiros Tecelões Tingidores e Trabalhadores Assemelhados	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 76 - Trabalhadores de Curtimento	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 77 - Trabalhadores de Preparação de Alimentos e Bebidas	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 78 - Trab de Tratamento de Fumo e de Fabricação de Charutos Cigarros	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 79 - Trabalhadores de Custuras, Estofadores e Trabalhadores Assemelh	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
GR GRUPO 8 - Trab Prod Indust, Oper Maq, Condut Veic e Trab Assemelh - Grande Gr...	
SUB GRUPO 80 - Trabalhadores da Fabricação de Calcados e Artefatos de Couro	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 81 - Marceneiros,Oper Maquinas de Lavrar Madeira e Trab Assemelhados	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 82 - Cortadores, Polidores e Gravadores de Pedras	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 83 - Trabalhadores da Usinagem de Metais	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 84 - Ajustad Mec Montadores e Mec de Maquinas Veículos Instr Precisão	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 85 - Eletricistas Eletrônicos e Trabalhadores Assemelhados	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 86 - Oper Estações Radio Tv Equipam Sonorização Projeções Cinematog	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 87 - Encanad Soldad Chapeadores Caldeireiros Mont Estruturas Metálicas	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 88 - Joalheiros e Ourives	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 89 - Vidreiros , Ceramistas e Trabalhadores Assemelhados	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
GR GRUPO 9 - Trab Prod Indust, Oper Maq, Condut Veic e Trab Assemelh - Grande Gr...	
SUB GRUPO 90 - Trabalhadores de Fabricação de Produtos de Borracha e Plástico	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 91 - Confeccionadores de Produtos de Papel e Papelão	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 92 - Trabalhadores das Artes Gráficas	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 93 - Pintores	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 94 - Trab Conf Inst Musicais Prod Vime Simil Der Min N Met Trab Assem	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 95 - Trabalhadores Construção Civil e Trabalhadores Assemelhados	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 96 - Operadores de Maquinas Fixas e de Equipamentos Similares	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 97 - Trab Manipulação Merc Materiais Oper Maq Const Civil Trab Assem	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 98 - Condutores de Veículos de Transportes e Trab Assemelhados	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos
SUB GRUPO 99 - Trabalhadores Braçais não Classificados sob Outras Epigrafes	6. Produção industrial, Operadores máq., Condutores veículos

Tabela A.2: Índice de Preços ao Consumidor - Amplo - IPCA (IBGE)

Unidade da Federação	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**
DF	0.5385	0.5811	0.6092	0.6228	0.6877	0.7365	0.7904	0.9074
SP	0.5761	0.6401	0.6769	0.682	0.7384	0.7767	0.8302	0.9246
RJ	0.5231	0.5737	0.6114	0.6308	0.6914	0.7402	0.8032	0.9068
RS	0.5465	0.5878	0.6189	0.6308	0.7029	0.7493	0.8069	0.9132
SC	0.5509	0.5958	0.6291	0.6375	0.7077	0.7579	0.817	0.9224
PR	0.5552	0.6039	0.6393	0.6443	0.7125	0.7665	0.827	0.9316
ES	0.5516	0.6092	0.6451	0.6575	0.7142	0.758	0.8133	0.9103
MG	0.5554	0.6137	0.6469	0.6597	0.7127	0.7571	0.8063	0.8996
RO	0.5708	0.6034	0.6113	0.6289	0.6814	0.7222	0.7933	0.9055
AP	0.5708	0.6034	0.6113	0.6289	0.6814	0.7222	0.7933	0.9055
RR	0.5708	0.6034	0.6113	0.6289	0.6814	0.7222	0.7933	0.9055
MT	0.5485	0.5934	0.6209	0.6282	0.685	0.7313	0.7971	0.9052
MS	0.5485	0.5934	0.6209	0.6282	0.685	0.7313	0.7971	0.9052
GO	0.5485	0.5934	0.6209	0.6282	0.685	0.7313	0.7971	0.9052
PA	0.5708	0.6034	0.6113	0.6289	0.6814	0.7222	0.7933	0.9055
BA	0.5567	0.5986	0.6201	0.6318	0.6841	0.7178	0.7924	0.9043
AM	0.5708	0.6034	0.6113	0.6289	0.6814	0.7222	0.7933	0.9055
PE	0.5573	0.6118	0.6319	0.6482	0.7032	0.7413	0.7958	0.9091
AC	0.5708	0.6034	0.6113	0.6289	0.6814	0.7222	0.7933	0.9055
SE	0.5627	0.6089	0.6288	0.6438	0.6977	0.7339	0.7956	0.9085
TO	0.5627	0.6089	0.6288	0.6438	0.6977	0.7339	0.7956	0.9085
CE	0.5740	0.6164	0.6343	0.6512	0.7057	0.7427	0.7985	0.9119
RN	0.5627	0.6089	0.6288	0.6438	0.6977	0.7339	0.7956	0.9085
PI	0.5627	0.6089	0.6288	0.6438	0.6977	0.7339	0.7956	0.9085
AL	0.5627	0.6089	0.6288	0.6438	0.6977	0.7339	0.7956	0.9085
MA	0.5627	0.6089	0.6288	0.6438	0.6977	0.7339	0.7956	0.9085
PB	0.5627	0.6089	0.6288	0.6438	0.6977	0.7339	0.7956	0.9085

Nota: O IPCA é originalmente calculado para as regiões metropolitanas. Extrapolamos os valores das capitais para os respectivos estados; para os estados não contemplados pelo IPCA, usamos o critério de aproximação pela capital vizinha. Por exemplo, o estado do ES foi deflacionado pelos mesmos valores do IPCA do RJ. Ano base: 2003=1.

APÊNDICE 2: Procedimento de HDS (1997)

Considere o seguinte modelo de regressão:

$$y = Z\delta + X\beta + \varepsilon \qquad (1)$$

onde y é um vetor de variáveis dependentes n x 1 , Z é uma matriz de regressores n x g, X é uma matriz n x $(k+1)$ contendo um termo constante como seu primeiro elemento e k indicadores para grupos, como regiões, indústrias ou ocupações, δ e β são g x 1 e $(k+1)$ x 1 vetores de parâmetros, respectivamente, e ε é um vetor n x 1 de erros aleatórios. No processo de estimação, deve-se impor uma restrição sobre o vetor para permitir a inversão da matriz de produtos cruzados dos regressores. Em muitas situações, os coeficientes de grupos individuais são expressos como desvios em relação a uma média ponderada, onde $w'\beta = 0$, com pesos captados por $w = (0, w_1, ..., w_k)'$ e $w'_i = 1$ *para* $i = (1,...,1)'$.

Greene e Seaks (1991) demonstraram como esta restrição pode ser implementada diretamente em um procedimento de MQR – Mínimos Quadrados Restritos. As estimativas dos coeficientes correspondentes são dadas por:

$$\begin{bmatrix} d* \\ b* \\ \lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Z'Z & Z'X & 0 \\ X'Z & X'X & w \\ 0 & w' & 0 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} Z'y \\ X'y \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} & C_{13} \\ C_{21} & C_{22} & C_{23} \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} Z'y \\ X'y \\ 0 \end{bmatrix} \qquad (2)$$

onde λ é o multiplicador de Lagrange da restrição. A matriz de variância e covariância dos parâmetros estimados é:

$$V\begin{pmatrix} d* \\ b* \end{pmatrix} = \sigma_\varepsilon^2 \begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} \\ C_{21} & C_{22} \end{bmatrix} \qquad (3)$$

Ou seja, em uma única etapa, obtêm-se os coeficientes de sensibilidade econômica e seus erros-padrão corretos. Observe que a definição da matriz inversa implica que

$$w'[C_{22}]w = 0\,, \qquad (4)$$

que será usado na equação (9).

Na prática, torna-se mais fácil implementar um procedimento em dois passos que levará a resultados idênticos. Primeiro, resolve-se as restrições fora do modelo, excluindo um dos indicadores da regressão, o *k*-ésimo indicador (argumentos similares podem ser usados para a omissão da constante da regressão). Usa-se então uma regressão de MQO para obter os vetores de coeficientes estimados d e $b = (b_0, b_1, ..., b_{k-1}, 0)'$. A parte relevante da matriz de variância e covariância dos coeficientes é dada por:

$$V(b) = \begin{pmatrix} \sigma_0^2 & \sigma_{01} & \cdots & \sigma_{0,k-1} & 0 \\ \sigma_{10} & \sigma_1^2 & \cdots & \sigma_{1,k-1} & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & 0 \\ \sigma_{k-1,0} & \sigma_{k-1,1} & \cdots & \sigma_{k-1}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \end{pmatrix} \tag{5}$$

No segundo passo, renormaliza-se os coeficientes b fazendo a combinação linear:

$$\begin{aligned} b^* &= b - (-w, w, ..., w)'b \\ &= [I_{(k+1)x(k+1)} - (-w, w, ..., w)']b \\ &= [I-W]b. \end{aligned} \tag{6}$$

Note que $w'b^* = 0$, como pode ser observado diretamente pela equação (2). Assim, a matriz de variância e covariância de b^* é calculada como:

$$\begin{aligned} V(b^*) &= [I-W][V(b)][I-W]' \\ &= \sigma_\varepsilon^2 C_{22}. \end{aligned} \tag{7}$$

Usando então diretamente o MQR, como nas equações (2) e (3), ou usando MQO e em seguida renormalizando de acordo com as equações (6) e (7), os resultados produzidos são idênticos. Em contraste, KS sugeriram também calcular b^* como na equação (6), mas usando como estimativas dos erros padrão de b^* os correspondentes erros padrão do vetor b da regressão de primeiro passo, σ_i, para $i = 1, ..., k-1$, e para a k-ésima categoria omitida, o erro padrão da constante σ_0 da regressão de primeiro passo. Esta aproximação para a equação (7) parece atraente, uma vez que os cálculos envolvem apenas os erros padrão dos resultados da

regressão de primeiro passo, e não da matriz de variância e covariância completa. A conveniência da aproximação tem sido certamente a razão deste procedimento ter se tornado uma prática padrão em economia do trabalho aplicada. Na literatura posterior a esta publicação de KS, quase todos os artigos usaram a aproximação de KS.

A simplicidade da equação (7), no entanto, explicita a necessidade de uma aproximação. Além disso, HDS demonstram que a variância estimada dos coeficientes renormalizados serão superestimados na aproximação de KS por $\sigma_k^{*2} - 2\sigma_{ik}^{*}$ para $i=1,..., k-1$ e pelo $\sigma_0^{*2} + 2\,\sigma_{ik}^{*}$ para o k-ésimo termo (o asterisco indica os erros-padrão corretos da equação (3)). Assim, na prática, espera-se que os erros-padrão sejam bastante superestimados. A aproximação não será suficiente se o coeficiente da categoria omitida não for estimado precisamente na estimação de MQR correspondente. A escolha da categoria base com apenas um pequeno número de observações deveria, portanto, ser ainda mais problemática.

Usando os corretos erros padrão será vantajoso não apenas para inferências sobre os elementos individuais do vetor de coeficientes renormalizado, mas também para a estimação de qualquer medida da variabilidade total dos desvios dos grupos. KS ressaltam que no cálculo dos coeficientes do desvio padrão, a correção é necessária para calcular a acumulação de erros da amostra de mínimos quadrados nos coeficientes estimados. Aqui se considera o uso da média ponderada dos desvios ao quadrado dos coeficientes individuais da média ponderada. Pelos mesmos argumentos que sugerem a imposição de $w'\beta = 0$ como a restrição de identificação (Kennedy, 1986), esta medida é mais apropriada que a média ponderada ou não ponderada $(1/k)_i'\beta$. A estimativa desta média ponderada tem esperança igual a:

$$\begin{aligned} &E[w'\upsilon(b^*-Wb^*)(b^*-Wb^*)] = [w'\upsilon(\beta - W\beta)(\beta - W\beta) \\ &+w'\Delta(V(b^*)) - w'V(b^*)w \end{aligned} \tag{8}$$

Onde $\upsilon(.)$ transforma um vetor coluna em uma matriz diagonal cuja diagonal é dada pelo próprio vetor coluna, e $\Delta(.)$ é o vetor coluna formado pelos elementos da diagonal de uma matriz. Por $w'b = 0$ e pela equação (4), a estimativa apropriada da variabilidade total dos diferenciais é, portanto, o desvio padrão ajustado ponderado dos coeficientes:

$$\hat{S}(\beta) = \sqrt{w'\upsilon((b^*))b^* - w'\Delta(V(b^*))} \tag{9}$$

Este resultado contrasta com a discussão em KS, que sugerem ignorar o último termo do lado direito da equação (8) apenas por praticidade. Quando a correta matriz de variância e covariância dos coeficientes renormalizados é estimada, este termo é igual a zero e nenhuma aproximação está envolvida.

APÊNDICE 3: Tabelas completas do capítulo 2

Tabela A.3: Diferenciais de renda 1995-1998- Regressões em nível

Variável dependente: Logaritmo do salário real (corrigido pelo ICV)				
Variáveis independentes	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**
Idade	0.088***	0.086***	0.086***	0.080***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Idade^2	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Experiência	0.004***	0.003***	0.002***	0.002***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Experiência^2	-0.000***	-0.000***	-0.000*	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Sexo (masculino)	0.389***	0.386***	0.392***	0.355***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
Analfabeto	-0.126***	-0.124***	-0.144***	-0.128***
	(0.019)	(0.019)	(0.020)	(0.020)
1ª etapa fundamental incompleta	-0.276***	-0.284***	-0.290***	-0.281***
	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)
1ª etapa fundamental	-0.217***	-0.223***	-0.232***	-0.215***
	(0.011)	(0.011)	(0.011)	(0.010)
2ª etapa fundamental incompleta	-0.114***	-0.119***	-0.128***	-0.127***
	(0.011)	(0.010)	(0.011)	(0.010)
Ensino médio		omitida		
Ensino médio incompleto	0.148***	0.127***	0.131***	0.128***
	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.012)
Ensino médio	0.369***	0.356***	0.364***	0.371***
	(0.010)	(0.009)	(0.009)	(0.009)
Superior incompleto	0.749***	0.737***	0.744***	0.728***
	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.015)
Superior	0.972***	0.946***	0.956***	0.949***
	(0.011)	(0.011)	(0.011)	(0.011)

(continua)

Tabela A.3: Diferenciais de renda 1995-1998- Regressões em nível *(continuação)*

Variável dependente: Logaritmo do salário real (corrigido pelo ICV)				
Variáveis independentes	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**
RO	0.130***	0.192***	0.264***	0.202***
	(0.039)	(0.038)	(0.038)	(0.037)
AC	-0.320***	-0.312***	-0.301***	-0.122***
	(0.042)	(0.041)	(0.041)	(0.040)
AM	-0.110***	0.125***	0.176***	0.106***
	(0.026)	(0.026)	(0.026)	(0.025)
RR	0.381***	0.305***	0.466***	0.258***
	(0.074)	(0.073)	(0.073)	(0.072)
PA	-0.173***	-0.172***	-0.132***	-0.128***
	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.019)
AP	0.279***	0.086	0.594***	0.517***
	(0.059)	(0.058)	(0.057)	(0.055)
TO	0.131***	-0.231***	-0.239***	-0.038
	(0.046)	(0.045)	(0.044)	(0.043)
MA	-0.431***	-0.449***	-0.424***	-0.427***
	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.022)
PI	-0.695***	-0.409***	-0.349***	-0.129***
	(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.027)
CE	-0.513***	-0.508***	-0.475***	-0.402***
	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.015)
RN	-0.619***	-0.598***	-0.492***	-0.454***
	(0.026)	(0.026)	(0.026)	(0.025)
PB	-0.845***	-0.869***	-0.736***	-0.718***
	(0.022)	(0.022)	(0.021)	(0.021)
PE	-0.255***	-0.275***	-0.218***	-0.219***
	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.014)
AL	-0.316***	-0.369***	-0.342***	-0.231***
	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.024)
SE	-0.384***	-0.451***	-0.381***	-0.312***
	(0.026)	(0.026)	(0.026)	(0.025)
BA	-0.229***	-0.225***	-0.228***	-0.199***
	(0.013)	(0.012)	(0.012)	(0.012)
MG	-0.004	-0.021***	-0.014*	-0.060***
	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.007)
ES	0.071***	0.030	-0.039*	-0.038*
	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.019)
RJ	-0.007	0.008	-0.046***	-0.046***
	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
SP	0.175***	0.179***	0.169***	0.169***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
PR	0.067***	0.072***	0.062***	0.056***
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)
SC	0.123***	0.126***	0.101***	0.082***
	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)
RS	0.109***	0.115***	0.108***	0.099***
	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)
MS	-0.134***	-0.147***	-0.096***	-0.147***
	(0.027)	(0.026)	(0.026)	(0.025)
MT	0.025	-0.072**	-0.026	-0.038
	(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.027)
GO	-0.154***	-0.191***	-0.185***	-0.164***
	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.016)
DF	0.510***	0.453***	0.457***	0.396***
	(0.018)	(0.018)	(0.018)	(0.017)

(continua)

Tabela A.3: Diferenciais de renda 1995-1998- Regressões em nível *(continuação)*

Variável dependente: Logaritmo do salário real (corrigido pelo ICV)				
Variáveis independentes	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**
Adm. Pública	-0.247***	-0.257***	-0.250***	-0.237***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
Agropecuária	-0.114***	-0.122***	-0.094***	-0.032
	(0.022)	(0.021)	(0.022)	(0.021)
Comércio	-0.031***	-0.020**	-0.049***	-0.039***
	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)
Const. Civil	0.104***	0.106***	0.116***	0.155***
	(0.020)	(0.020)	(0.021)	(0.020)
Ext. Mineral	0.396***	0.432***	0.345***	0.362***
	(0.044)	(0.044)	(0.043)	(0.039)
Ind. Transf.	0.295***	0.293***	0.278***	0.239***
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
SIUP	0.458***	0.493***	0.530***	0.539***
	(0.018)	(0.017)	(0.017)	(0.017)
Serviços	0.110***	0.126***	0.130***	0.139***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
Científica/Técnica/Artística	0.024***	0.051***	0.057***	0.086***
	(0.007)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
Legisl./Execut./Judic./Func. Pub./Diretores	0.376***	0.359***	0.309***	0.418***
	(0.013)	(0.012)	(0.012)	(0.011)
Administrativa	0.105***	0.097***	0.095***	0.078***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.004)
Comércio e Serv. Turismo/Higiene/Embelez.	-0.167***	-0.184***	-0.184***	-0.200***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
Agropec./Florestais/Pesca	-0.347***	-0.375***	-0.404***	-0.458***
	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)
Prod. Industrial/Operadores máq./Cond. Veículos	-0.040***	-0.038***	-0.032***	-0.046***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
Constante	4.310***	4.422***	4.433***	4.586***
	(0.037)	(0.039)	(0.040)	(0.041)
Observações	64445	64445	64445	64445
R^2	0.4784	0.4733	0.4683	0.4802

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2002).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

Tabela A.4: Diferenciais de renda 1999-2002- Regressões em nível

Variável dependente: Logaritmo do salário real (corrigido pelo ICV)				
Variáveis independentes	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**
Idade	0.080***	0.079***	0.075***	0.072***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Idade^2	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Experiência	0.002***	0.001***	0.001***	0.001***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Experiência^2	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Sexo (masculino)	0.369***	0.378***	0.348***	0.347***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
Analfabeto	-0.166***	-0.187***	-0.137***	-0.137***
	(0.021)	(0.022)	(0.022)	(0.023)
1ª etapa fundamental incompleta	-0.273***	-0.275***	-0.244***	-0.241***
	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.013)
1ª etapa fundamental	-0.202***	-0.204***	-0.184***	-0.185***
	(0.010)	(0.011)	(0.010)	(0.011)
2ª etapa fundamental incompleta	-0.119***	-0.123***	-0.107***	-0.108***
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)
Ensino médio		omitida		
Ensino médio incompleto	0.135***	0.143***	0.143***	0.136***
	(0.012)	(0.013)	(0.012)	(0.013)
Ensino médio	0.381***	0.376***	0.366***	0.333***
	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)
Superior incompleto	0.715***	0.730***	0.704***	0.698***
	(0.015)	(0.015)	(0.014)	(0.014)
Superior	0.965***	0.965***	0.953***	0.960***
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)

(continua)

Tabela A.4: Diferenciais de renda 1999-2002- Regressões em nível *(continuação)*

Variável dependente: Logaritmo do salário real (corrigido pelo ICV)				
Variáveis independentes	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**
RO	0.290***	0.187***	0.177***	0.175***
	(0.037)	(0.037)	(0.036)	(0.036)
AC	-0.018	0.025	0.070*	0.057
	(0.040)	(0.040)	(0.038)	(0.039)
AM	0.107***	0.051**	0.178***	0.123***
	(0.025)	(0.025)	(0.024)	(0.025)
RR	0.266***	0.160**	0.161**	0.197***
	(0.072)	(0.072)	(0.071)	(0.071)
PA	-0.094***	-0.127***	-0.145***	-0.148***
	(0.019)	(0.019)	(0.019)	(0.019)
AP	0.136**	0.149***	0.351***	0.430***
	(0.056)	(0.056)	(0.054)	(0.053)
TO	0.047	0.013	-0.012	-0.053
	(0.043)	(0.043)	(0.041)	(0.042)
MA	-0.390***	-0.368***	-0.334***	-0.297***
	(0.022)	(0.022)	(0.022)	(0.022)
PI	-0.329***	-0.328***	-0.327***	-0.232***
	(0.027)	(0.027)	(0.026)	(0.026)
CE	-0.387***	-0.231***	-0.258***	-0.249***
	(0.015)	(0.015)	(0.014)	(0.014)
RN	-0.385***	-0.404***	-0.354***	-0.310***
	(0.025)	(0.025)	(0.024)	(0.024)
PB	-0.759***	-0.764***	-0.781***	-0.781***
	(0.020)	(0.021)	(0.020)	(0.020)
PE	-0.194***	-0.200***	-0.181***	-0.237***
	(0.014)	(0.014)	(0.014)	(0.014)
AL	-0.243***	-0.183***	-0.189***	-0.208***
	(0.024)	(0.024)	(0.023)	(0.024)
SE	-0.293***	-0.288***	-0.248***	-0.258***
	(0.025)	(0.025)	(0.024)	(0.024)
BA	-0.207***	-0.149***	-0.189***	-0.190***
	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)
MG	-0.042***	-0.063***	-0.033***	-0.019***
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
ES	-0.048**	-0.090***	-0.081***	-0.108***
	(0.019)	(0.019)	(0.019)	(0.019)
RJ	-0.074***	-0.075***	-0.053***	-0.029***
	(0.008)	(0.008)	(0.007)	(0.007)
SP	0.173***	0.185***	0.167***	0.159***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
PR	0.011	-0.021**	-0.047***	-0.044***
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)
SC	0.053***	0.010	-0.008	-0.003
	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)
RS	0.103***	0.086***	0.085***	0.089***
	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)
MS	-0.105***	-0.113***	0.097***	-0.097***
	(0.025)	(0.025)	(0.024)	(0.025)
MT	-0.027	-0.051*	-0.052**	-0.047*
	(0.027)	(0.027)	(0.026)	(0.027)
GO	-0.131***	-0.127***	-0.129***	-0.085***
	(0.016)	(0.016)	(0.016)	(0.016)
DF	0.447***	0.402***	0.367***	0.346***
	(0.017)	(0.018)	(0.017)	(0.017)

(continua)

Tabela A.4: Diferenciais de renda 1999-2002- Regressões em nível *(continuação)*

Variável dependente: Logaritmo do salário real (corrigido pelo ICV)				
Variáveis independentes	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**
Adm. Pública	-0.230***	-0.205***	-0.179***	-0.176***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
Agropecuária	-0.064***	-0.113***	-0.075***	-0.078***
	(0.022)	(0.022)	(0.022)	(0.022)
Comércio	-0.017*	-0.057***	-0.068***	-0.058***
	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)
Const. Civil	0.125***	0.099***	0.078***	0.084***
	(0.021)	(0.020)	(0.020)	(0.021)
Ext. Mineral	0.369***	0.382***	0.401***	0.377***
	(0.041)	(0.039)	(0.038)	(0.039)
Ind. Transf.	0.241***	0.225***	0.233***	0.236***
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
SIUP	0.466***	0.478***	0.504***	0.501***
	(0.016)	(0.017)	(0.016)	(0.016)
Serviços	0.131***	0.106***	0.082***	0.077***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
Científica/Técnica/Artística	0.090***	0.060***	0.082***	0.079***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
Legisl./Execut./Judic./Func. Pub./Diretores	0.377***	0.429***	0.556***	0.549***
	(0.011)	(0.011)	(0.012)	(0.011)
Administrativa	0.076***	0.073***	0.068***	0.063***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
Comércio e Serv. Turismo/Higiene/Embelez.	-0.194***	-0.180***	-0.196***	-0.205***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
Agropec./Florestais/Pesca	-0.422***	-0.399***	-0.422***	-0.406***
	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)
Prod. Industrial/Operadores máq./Cond. Veículos	-0.046***	-0.055***	-0.069***	-0.069***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
Constante	4.505***	4.563***	4.639***	4.658***
	(0.043)	(0.045)	(0.046)	(0.049)
Observações	64445	64445	64445	64445
R^2	0.4768	0.4688	0.4769	0.4724

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2002).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

Tabela A.5: Diferenciais salariais estimados - Regressões em painel (1995-2002)

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigida pelo ICV)		
Variáveis independentes	MQO	MQR
Idade	0.075***	0.075***
	(0.001)	(0.001)
Idade^2	-0.001***	-0.001***
	(0.000)	(0.000)
Experiência	0.002***	0.002***
	(0.000)	(0.000)
Experiência^2	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)
Sexo	0.373***	0.373***
	(0.002)	(0.002)
Analfabeto	-0.149***	-0.149***
	(0.007)	(0.007)
1ª etapa fundamental incompleta	-0.274***	-0.274***
	(0.004)	(0.004)
1ª etapa fundamental	-0.209***	-0.209***
	(0.003)	(0.004)
2ª etapa fundamental incompleta	-0.117***	-0.117***
	(0.003)	(0.004)
Ensino médio	omitida	omitida
Ensino médio incompleto	0.137***	0.137***
	(0.004)	(0.004)
Ensino médio	0.364***	0.364***
	(0.003)	(0.003)
Superior incompleto	0.729***	0.729***
	(0.006)	(0.005)
Superior	0.963***	0.963***
	(0.004)	(0.004)

(continua)

Tabela A.5: Diferenciais salariais estimados - Regressões em painel (1995-2002) - *(continuação)*

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigida pelo ICV)		
Variáveis independentes	MQO	MQR
RO	0.028*	0.199***
	(0.016)	(0.013)
AC	-0.283***	-0.111***
	(0.015)	(0.014)
AM	-0.078***	0.094***
	(0.009)	(0.009)
RR	0.107***	0.279***
	(0.018)	(0.026)
PA	-0.310***	-0.138***
	(0.008)	(0.007)
AP	0.147***	0.318***
	(0.022)	(0.020)
TO	-0.231***	-0.060***
	(0.016)	(0.015)
MA	-0.559***	-0.387***
	(0.009)	(0.008)
PI	-0.518***	-0.347***
	(0.011)	(0.010)
CE	-0.547***	-0.375***
	(0.006)	(0.005)
RN	-0.620***	-0.448***
	(0.011)	(0.009)
PB	-0.949***	-0.778***
	(0.010)	(0.007)
PE	-0.393***	-0.221***
	(0.006)	(0.005)
AL	-0.429***	-0.258***
	(0.009)	(0.009)
SE	-0.493***	-0.321***
	(0.009)	(0.009)
BA	-0.372***	-0.200***
	(0.005)	(0.004)
MG	-0.205***	-0.033***
	(0.003)	(0.003)
ES	-0.207***	-0.035***
	(0.007)	(0.007)
RJ	-0.214***	-0.042***
	(0.003)	(0.003)
SP	omitida	0.172***
		(0.001)
PR	-0.153***	0.019***
	(0.004)	(0.004)
SC	-0.111***	0.060***
	(0.004)	(0.004)
RS	-0.073***	0.099***
	(0.004)	(0.003)
MS	-0.270***	-0.098***
	(0.010)	(0.009)
MT	-0.210***	-0.038***
	(0.010)	(0.010)
GO	-0.317***	-0.145***
	(0.006)	(0.006)
DF	0.252***	0.424***
	(0.008)	(0.006)

(continua)

Tabela A.5: Diferenciais salariais estimados - Regressões em painel (1995-2002) - *(continuação)*

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigida pelo ICV)		
Variáveis independentes	MQO	MQR
Adm. Pública	omitida	-0.222***
		(0.001)
Agropecuária	0.134***	-0.088***
	(0.008)	(0.008)
Comércio	0.179***	-0.043***
	(0.004)	(0.003)
Const. Civil	0.333***	0.111***
	(0.007)	(0.007)
Ext. Mineral	0.604***	0.382***
	(0.015)	(0.014)
Ind. Transf.	0.478***	0.256***
	(0.003)	(0.002)
SIUP	0.719***	0.497***
	(0.006)	(0.006)
Serviços	0.334***	0.112***
	(0.003)	(0.002)
Científica/Técnica/Artística	omitida	0.067***
		(0.002)
Legisl./Execut./Judic./Func. Pub./Diretores	0.348***	0.415***
	(0.006)	(0.004)
Administrativa	0.016***	0.084***
	(0.003)	(0.002)
Comércio e Serv. Turismo/Higiene/Embelez.	-0.257***	-0.190***
	(0.004)	(0.002)
Agropec./Florestais/Pesca	-0.470***	-0.403***
	(0.009)	(0.008)
Prod. Industrial/Operadores máq./Cond. Veículos	-0.117***	-0.050***
	(0.004)	(0.002)
1995	omitida	omitida
1996	0.039***	0.039***
	(0.004)	(0.004)
1997	0.051***	0.051***
	(0.004)	(0.004)
1998	0.083***	0.083***
	(0.004)	(0.004)
1999	0.013***	0.013***
	(0.004)	(0.004)
2000	0.026***	0.026***
	(0.004)	(0.004)
2001	0.038***	0.038***
	(0.004)	(0.004)
2002	-0.004	-0.004
	(0.004)	(0.004)
Constante	4.599***	4.582***
	(0.014)	(0.014)
No. observações	515.560	515.560
R^2	0.4731	-
F(58,515.501)	8530.51	7981.27

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2002).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

Tabela A.6: Diferenciais salariais estimados - Regressões em painel (1995-2002)

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigida pelo ICV)		
Variáveis independentes	EA	EF
Idade	0.054***	...
	(0.001)	
Idade^2	-0.001***	...
	(0.000)	
Experiência	0.001***	0.001***
	(0.000)	(0.000)
Experiência^2	-0.000***	-0.000***
	(0.000)	(0.000)
Sexo	0.201***	...
	(0.004)	
Analfabeto	-0.057***	...
	(0.007)	
1ª etapa fundamental incompleta	-0.114***	...
	(0.005)	
1ª etapa fundamental	-0.079***	...
	(0.004)	
2ª etapa fundamental incompleta	-0.041***	...
	(0.003)	
Ensino médio	omitida	...
Ensino médio incompleto	0.057***	...
	(0.004)	
Ensino médio	0.137***	...
	(0.003)	
Superior incompleto	0.309***	...
	(0.005)	
Superior	0.429***	...
	(0.004)	

(continua)

Tabela A.6: Diferenciais salariais estimados - Regressões em painel (1995-2002) - *(continuação)*

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigida pelo ICV)		
Variáveis independentes	EA	EF
RO	0.001	0.243***
	(0.028)	(0.048)
AC	-0.303***	0.089
	(0.034)	(0.082)
AM	-0.006	0.296***
	(0.020)	(0.037)
RR	0.179***	0.425***
	(0.048)	(0.068)
PA	-0.211***	0.104***
	(0.015)	(0.027)
AP	0.060	0.068
	(0.039)	(0.059)
TO	-0.009	0.509***
	(0.032)	(0.050)
MA	-0.476***	0.068*
	(0.018)	(0.036)
PI	-0.506***	-0.111**
	(0.022)	(0.047)
CE	-0.435***	0.050**
	(0.012)	(0.023)
RN	-0.486***	0.088**
	(0.020)	(0.039)
PB	-0.617***	0.098***
	(0.017)	(0.033)
PE	-0.321***	0.152***
	(0.012)	(0.022)
AL	-0.388***	0.111***
	(0.020)	(0.041)
SE	-0.430***	0.086**
	(0.020)	(0.039)
BA	-0.284***	0.132***
	(0.010)	(0.019)
MG	-0.140***	0.062***
	(0.007)	(0.012)
ES	-0.150***	0.035
	(0.015)	(0.025)
RJ	-0.086***	0.068***
	(0.007)	(0.012)
SP	omitida	omitida
PR	-0.103***	0.057***
	(0.008)	(0.014)
SC	-0.069***	0.065***
	(0.010)	(0.019)
RS	-0.015*	0.101***
	(0.009)	(0.018)
MS	-0.141***	0.073**
	(0.019)	(0.030)
MT	-0.122***	0.235***
	(0.019)	(0.029)
GO	-0.215***	0.110***
	(0.012)	(0.020)
DF	0.069***	0.086***
	(0.011)	(0.015)

(continua)

Tabela A.6: Diferenciais salariais estimados - Regressões em painel (1995-2002) - *(continuação)*

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigida pelo ICV)		
Variáveis independentes	EA	EF
Adm. Pública	omitida	omitida
Agropecuária	-0.024***	-0.039***
	(0.008)	(0.008)
Comércio	0.025***	-0.037***
	(0.005)	(0.005)
Const. Civil	0.070***	-0.014*
	(0.007)	(0.007)
Ext. Mineral	0.136***	-0.010
	(0.016)	(0.017)
Ind. Transf.	0.171***	0.075***
	(0.004)	(0.005)
SIUP	0.304***	0.087***
	(0.009)	(0.011)
Serviços	0.075***	-0.004
	(0.003)	(0.004)
Científica/Técnica/Artística	omitida	omitida
Legisl./Execut./Judic./Func. Pub./Diretores	0.055***	0.018***
	(0.004)	(0.004)
Administrativa	-0.032***	-0.019***
	(0.003)	(0.003)
Comércio e Serv. Turismo/Higiene/Embelez.	-0.167***	-0.046***
	(0.004)	(0.004)
Agropec./Florestais/Pesca	-0.285***	-0.068***
	(0.010)	(0.011)
Prod. Industrial/Operadores máq./Cond. Veículos	-0.098***	-0.009**
	(0.004)	(0.004)
1995	omitida	omitida
1996	0.053***	0.068***
	(0.002)	(0.002)
1997	0.086***	0.121***
	(0.002)	(0.002)
1998	0.132***	0.184***
	(0.002)	(0.002)
1999	0.079***	0.147***
	(0.002)	(0.002)
2000	0.112***	0.197***
	(0.002)	(0.002)
2001	0.134***	0.233***
	(0.002)	(0.002)
2002	0.109***	0.223***
	(0.002)	(0.002)
Constante	5.394***	6.508***
	(0.017)	(0.007)
No. observações	515.560	515.560
No. indivíduos	64.445	64.445
R^2	0.4361	0.0257
(within)	0.079	0.0892
(between)	0.4974	0.0195
Breusch Pagan	$\chi2$ (1) = 1.000.000	
Hausman	$\chi2$ (47) = 435.276,97	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2002).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

APÊNDICE 4: Tabelas completas do capítulo 3

Tabela A.7: Estimativa dos diferenciais de renda entre migrantes e não-migrantes (painel balanceado)

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigida pelo ICV)					
Variáveis independentes	(1) MQO	(2) MQO	(3) MQO	(4) EA	(5) EF
Migrante	0.317***	0.241***	0.178***	-0.019**	-0.041***
	(0.018)	(0.015)	(0.013)	(0.009)	(0.009)
Sexo	…	0.316***	0.352***	0.216***	…
		(0.004)	(0.004)	(0.007)	
Experiência	…	0.001***	0.002***	0.001***	0.001***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Experiência^2	…	0.000***	0.000***	0.000	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Idade	…	0.099***	0.083***	0.064***	…
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	
Idade^2	…	-0.001***	-0.001***	-0.001***	…
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	
Adm. Pública	…	-0.509***	-0.491***	-0.237***	-0.073***
		(0.006)	(0.005)	(0.008)	(0.011)
Agropecuária	…	-0.503***	-0.378***	-0.219***	-0.093***
		(0.016)	(0.015)	(0.014)	(0.015)
Comércio	…	-0.351***	-0.319***	-0.139***	-0.091***
		(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.008)
Const. Civil	…	-0.315***	-0.206***	-0.123***	-0.093***
		(0.013)	(0.012)	(0.012)	(0.012)
Ext. Mineral	…	-0.389***	-0.278***	-0.153***	-0.094**
		(0.042)	(0.035)	(0.041)	(0.044)
SIUP	…	0.062***	0.063***	0.004	-0.033
		(0.013)	(0.012)	(0.018)	(0.022)
Serviços	…	-0.215***	-0.190***	-0.125***	-0.100***
		(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.006)
Científica/Técnica/Artística	…	0.838***	0.233***	0.154***	0.026***
		(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.008)
Legisl./Execut./Judic./Func. Pub./Diretores	…	1.340***	0.728***	0.332***	0.166***
		(0.012)	(0.012)	(0.010)	(0.010)
Administrativa	…	0.433***	0.108***	0.073***	-0.004
		(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.007)
Comércio e Serv. Turismo/Higiene/Embelez.	…	0.026***	-0.038***	-0.036***	-0.023***
		(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.007)
Agropec./Florestais/Pesca	…	-0.395***	-0.366***	-0.248***	-0.118***
		(0.017)	(0.015)	(0.016)	(0.018)

(continua)

Tabela A.7: Estimativa dos diferenciais de renda entre migrantes e não-migrantes (painel balanceado)
(continuação)

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigida pelo ICV)					
Variáveis independentes	(1) MQO	(2) MQO	(3) MQO	(4) EA	(5) EF
Analfabeto	…	…	-0.140***	-0.042***	…
			(0.017)	(0.014)	
4. Série Incomp.	…	…	-0.250***	-0.113***	…
			(0.007)	(0.008)	
4. Série Comp.	…	…	-0.208***	-0.085***	…
			(0.006)	(0.007)	
8. Série Incomp.	…	…	-0.129***	-0.039***	…
			(0.006)	(0.006)	
2. Grau Incomp.	…	…	0.135***	0.073***	…
			(0.007)	(0.007)	
2. Grau Comp.	…	…	0.337***	0.143***	…
			(0.005)	(0.006)	
Sup. Incomp.	…	…	0.642***	0.328***	…
			(0.009)	(0.008)	
Sup. Comp.	…	…	0.824***	0.474***	…
			(0.007)	(0.008)	
1996	-0.142***	0.019***	0.083***	-0.012***	-0.129***
	(0.008)	(0.007)	(0.006)	(0.004)	(0.003)
1997	-0.096***	0.033***	0.085***	0.009**	-0.085***
	(0.008)	(0.007)	(0.006)	(0.004)	(0.003)
1998	-0.038***	0.063***	0.106***	0.044***	-0.032***
	(0.008)	(0.007)	(0.006)	(0.003)	(0.003)
1999	-0.067***	0.008	0.040***	-0.006*	-0.062***
	(0.008)	(0.007)	(0.006)	(0.003)	(0.003)
2000	-0.008	0.039***	0.062***	0.031***	-0.005*
	(0.008)	(0.007)	(0.006)	(0.003)	(0.003)
2001	0.018**	0.039***	0.050***	0.036***	0.019***
	(0.008)	(0.006)	(0.006)	(0.003)	(0.003)
Constante	7.023***	4.647***	4.820***	5.415***	7.016***
	(0.006)	(0.026)	(0.024)	(0.031)	(0.007)
R^2	0.0071	0.3512	0.4596	0.4436	0.0976
(within)	-	-	-	0.0466	0.0517
(between)	-	-	-	0.5093	0.1483
Teste F	135.69	3521.58	4117.44	-	336.11
No. observações	150,969	150,969	150,969	150,969	150,969
No. indivíduos	-	-	-	21,567	21,567

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2003).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

Tabela A.8: Estimativa dos diferenciais de renda entre migrantes e não-migrantes (painel não-balanceado)

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigida pelo ICV)					
Variáveis independentes	(1) MQO	(2) MQO	(3) MQO	(4) EA	(5) EF
Migrante	0.143***	0.164***	0.114***	0.005	-0.016**
	(0.012)	(0.009)	(0.008)	(0.006)	(0.006)
Sexo	…	0.298***	0.341***	0.215***	…
		(0.003)	(0.003)	(0.005)	
Experiência	…	0.003***	0.003***	0.002***	0.002***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Experiência^2	…	-0.000	-0.000***	-0.000***	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Idade	…	0.092***	0.077***	0.068***	…
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	
Idade^2	…	-0.001***	-0.001***	-0.001***	…
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	
Adm. Pública	…	-0.474***	-0.468***	-0.255***	-0.134***
		(0.005)	(0.004)	(0.006)	(0.008)
Agropecuária	…	-0.433***	-0.331***	-0.185***	-0.082***
		(0.011)	(0.010)	(0.009)	(0.010)
Comércio	…	-0.309***	-0.279***	-0.147***	-0.109***
		(0.005)	(0.004)	(0.005)	(0.005)
Const. Civil	…	-0.237***	-0.132***	-0.114***	-0.101***
		(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.008)
Ext. Mineral	…	-0.326***	-0.221***	-0.115***	-0.067**
		(0.026)	(0.023)	(0.028)	(0.030)
SIUP	…	0.069***	0.072***	0.023	-0.004
		(0.011)	(0.010)	(0.014)	(0.017)
Serviços	…	-0.188***	-0.166***	-0.126***	-0.118***
		(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
Científica/Técnica/Artística	…	0.822***	0.226***	0.180***	0.046***
		(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.006)
Legisl./Execut./Judic./Func. Pub./Diretores	…	1.406***	0.793***	0.399***	0.188***
		(0.010)	(0.010)	(0.008)	(0.008)
Administrativa	…	0.404***	0.099***	0.080***	-0.004
		(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)
Comércio e Serv. Turismo/Higiene/Embelez.	…	0.023***	-0.034***	-0.032***	-0.038***
		(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)
Agropec./Florestais/Pesca	…	-0.399***	-0.344***	-0.263***	-0.133***
		(0.011)	(0.010)	(0.010)	(0.012)

(continua)

Tabela A.8: Estimativa dos diferenciais de renda entre migrantes e não-migrantes (painel não-balanceado)
(continuação)

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigida pelo ICV)					
Variáveis independentes	(1) MQO	(2) MQO	(3) MQO	(4) EA	(5) EF
Analfabeto	…	…	-0.115***	-0.028***	…
			(0.012)	(0.010)	
4. Série Incomp.	…	…	-0.236***	-0.107***	…
			(0.005)	(0.006)	
4. Série Comp.	…	…	-0.180***	-0.081***	…
			(0.004)	(0.005)	
8. Série Incomp.	…	…	-0.106***	-0.036***	…
			(0.004)	(0.004)	
2. Grau Incomp.	…	…	0.123***	0.063***	…
			(0.005)	(0.005)	
2. Grau Comp.	…	…	0.331***	0.147***	…
			(0.004)	(0.004)	
Sup. Incomp.	…	…	0.657***	0.353***	…
			(0.007)	(0.006)	
Sup. Comp.	…	…	0.856***	0.527***	…
			(0.006)	(0.006)	
1996	-0.078***	0.065***	0.133***	0.059***	-0.085***
	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.003)	(0.003)
1997	-0.066***	0.066***	0.123***	0.063***	-0.054***
	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.003)	(0.002)
1998	-0.020***	0.087***	0.134***	0.086***	-0.007***
	(0.006)	(0.005)	(0.004)	(0.003)	(0.002)
1999	-0.051***	0.025***	0.060***	0.027***	-0.042***
	(0.006)	(0.005)	(0.004)	(0.003)	(0.002)
2000	-0.001	0.047***	0.072***	0.050***	0.005**
	(0.006)	(0.005)	(0.004)	(0.002)	(0.002)
2001	0.023***	0.048***	0.060***	0.049***	0.027***
	(0.006)	(0.005)	(0.004)	(0.002)	(0.002)
Constante	6.869***	4.623***	4.754***	5.099***	6.852***
	(0.004)	(0.018)	(0.017)	(0.023)	(0.005)
R^2	0.0027	0.3554	0.4570	0.4383	0.1706
(within)	-	-	-	0.0422	0.0431
(between)	-	-	-	0.5142	0.2396
Teste F	90.06	5817.76	6514.88	-	473.09
Breusch Pagan	-	-	-	$\chi2$ (1) = 410.000	
Hausman	-	-	-	$\chi2$ (20) = 12.603,92	
No. observações	262,751	262,751	262,751	262,751	262,751
No. indivíduos	-	-	-	42,140	42,140

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2003).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

Tabela A.9: Estimativa dos diferenciais de renda decorrentes da duração dos migrantes

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigido pelo ICV)				
Variáveis	Não-migrantes	Migrantes	Migrantes e não-migrantes	
independentes	**(1) MQO**	**(2) MQO**	**(3) MQO**	**(4) EF**
Migrante	…	0.000	0.077***	-0.029***
		(0.000)	(0.012)	(0.007)
Anos após a migração	…	0.028*	0.047***	0.028***
		(0.015)	(0.014)	(0.007)
Anos após a migração ^{2}	…	-0.005*	-0.007**	-0.005***
		(0.003)	(0.003)	(0.001)
Sexo	0.339***	0.392***	0.341***	…
	(0.003)	(0.022)	(0.003)	
Experiência	0.003***	0.005***	0.003***	0.002***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Experiência^2	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Idade	0.077***	0.094***	0.077***	…
	(0.001)	(0.007)	(0.001)	
Idade^2	-0.001***	-0.001***	-0.001***	…
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
Adm. Pública	-0.462***	-0.623***	-0.468***	-0.134***
	(0.004)	(0.065)	(0.004)	(0.008)
Agropecuária	-0.333***	-0.290***	-0.331***	-0.082***
	(0.011)	(0.067)	(0.010)	(0.010)
Comércio	-0.281***	-0.157***	-0.279***	-0.109***
	(0.004)	(0.027)	(0.004)	(0.005)
Const. Civil	-0.140***	-0.003	-0.132***	-0.100***
	(0.007)	(0.028)	(0.007)	(0.008)
Ext. Mineral	-0.220***	-0.275***	-0.221***	-0.067**
	(0.023)	(0.094)	(0.023)	(0.030)
SIUP	0.081***	-0.313***	0.072***	-0.004
	(0.010)	(0.067)	(0.010)	(0.017)
Serviços	-0.160***	-0.245***	-0.166***	-0.118***
	(0.004)	(0.020)	(0.004)	(0.004)
Científica/Técnica/Artística	0.219***	0.413***	0.226***	0.046***
	(0.005)	(0.032)	(0.005)	(0.006)
Legisl./Execut./Judic./Func. Pub./Diretores	0.786***	0.799***	0.793***	0.188***
	(0.010)	(0.041)	(0.010)	(0.008)
Administrativa	0.095***	0.139***	0.099***	-0.004
	(0.004)	(0.027)	(0.004)	(0.005)
Comércio e Serv. Turismo/Higiene/Embelez.	-0.037***	0.033	-0.034***	-0.038***
	(0.004)	(0.022)	(0.004)	(0.005)
Agropec./Florestais/Pesca	-0.346***	-0.205***	-0.343***	-0.133***
	(0.011)	(0.064)	(0.010)	(0.012)

(continua)

Tabela A.9: Estimativa dos diferenciais de renda decorrentes da duração dos migrantes

(continuação)

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigido pelo ICV)				
Variáveis	Não-migrantes	Migrantes	Migrantes e não-migrantes	
independentes	**(1) MQO**	**(2) MQO**	**(3) MQO**	**(4) EF**
Analfabeto	-0.122***	0.159*	-0.115***	…
	(0.012)	(0.086)	(0.012)	
4. Série Incomp.	-0.236***	-0.210***	-0.236***	…
	(0.005)	(0.035)	(0.005)	
4. Série Comp.	-0.181***	-0.149***	-0.180***	…
	(0.004)	(0.028)	(0.004)	
8. Série Incomp.	-0.107***	-0.054**	-0.106***	…
	(0.004)	(0.027)	(0.004)	
2. Grau Incomp.	0.120***	0.212***	0.123***	…
	(0.005)	(0.036)	(0.005)	
2. Grau Comp.	0.330***	0.367***	0.331***	…
	(0.004)	(0.025)	(0.004)	
Sup. Incomp.	0.648***	0.915***	0.657***	…
	(0.007)	(0.037)	(0.007)	
Sup. Comp.	0.845***	1.209***	0.856***	…
	(0.006)	(0.035)	(0.006)	
1996	0.132***	0.239***	0.134***	-0.085***
	(0.005)	(0.043)	(0.005)	(0.003)
1997	0.122***	0.157***	0.123***	-0.054***
	(0.005)	(0.032)	(0.005)	(0.002)
1998	0.134***	0.164***	0.135***	-0.007***
	(0.005)	(0.030)	(0.005)	(0.002)
1999	0.061***	0.045*	0.061***	-0.042***
	(0.005)	(0.027)	(0.004)	(0.002)
2000	0.072***	0.076***	0.073***	0.005**
	(0.005)	(0.026)	(0.004)	(0.002)
2001	0.060***	0.077***	0.061***	0.027***
	(0.005)	(0.025)	(0.004)	(0.002)
Constante	4.774***	4.183***	4.754***	6.852***
	(0.017)	(0.127)	(0.017)	(0.005)
R^2	0.4536	0.5648	0.4570	0.1713
(within)	-	-	-	0.0432
(between)	-	-	-	0.2408
Teste F	6,433.45	303.97	6,132.71	432.71
No. observações	255,298	7,453	262,751	262,751
No. indivíduos	-	-	-	42,090

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2003).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

Tabela A.10: Diferenciais de renda entre migrantes incluindo interações

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigido pelo ICV)				
Variáveis independentes	**(1)**	**(2)**	**(3)**	**(4)**
Anos após a migração	0.028***	0.028***	0.033***	0.026***
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
Anos após a migração ^{2}	-0.005***	-0.005***	-0.005***	-0.005***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Experiência	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Experiência^2	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Adm. Pública	-0.134***	-0.134***	-0.134***	-0.134***
	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
Agropecuária	-0.082***	-0.082***	-0.082***	-0.081***
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)
Comércio	-0.109***	-0.109***	-0.108***	-0.109***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
Const. Civil	-0.100***	-0.100***	-0.100***	-0.099***
	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
Ext. Mineral	-0.067**	-0.067**	-0.068**	-0.066**
	(0.030)	(0.030)	(0.030)	(0.030)
SIUP	-0.004	-0.004	-0.004	-0.002
	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)
Serviços	-0.118***	-0.118***	-0.118***	-0.118***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
Científica/Técnica/Artística	0.046***	0.046***	0.046***	0.045***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
Legisl./Execut./Judic./Func. Pub./Diretores	0.188***	0.188***	0.188***	0.187***
	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
Administrativa	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
Comércio e Serv. Turismo/Higiene/Embele	-0.038***	-0.038***	-0.038***	-0.038***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
Agropec./Florestais/Pesca	-0.133***	-0.132***	-0.131***	-0.133***
	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)
1996	-0.085***	-0.085***	-0.085***	-0.084***
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
1997	-0.054***	-0.054***	-0.054***	-0.054***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
1998	-0.007***	-0.007***	-0.007***	-0.007***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
1999	-0.042***	-0.042***	-0.042***	-0.042***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2000	0.005**	0.005**	0.005**	0.005**
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2001	0.027***	0.027***	0.027***	0.027***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Constante	6.852***	6.852***	6.852***	6.852***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)

(continua)

Tabela A.10: Diferenciais de renda entre migrantes incluindo interações

(continuação)

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigido pelo ICV)				
Variáveis independentes	**(1)**	**(2)**	**(3)**	**(4)**
Migrante*Feminino	-0.005	…	…	…
	(0.015)			
Migrante*Masculino	-0.034***	…	…	…
	(0.008)			
Migrante*Menos experiente	…	-0.041***	…	…
(experiência <18,5meses)		(0.009)		
Migrante*Mais experiente	…	-0.016*	…	…
(experiência >=18,5meses)		(0.009)		
Migrante*Jovem	…	…	0.012	…
(idade <34 anos)			(0.009)	
Migrante*Velho	…	…	-0.083***	…
(idade >=34 anos)			(0.010)	
Migrante*Ensino < 2ª Etapa Fundamental	…	…	…	-0.047***
(nível escolar < 8ª série)				(0.011)
Migrante*2ª Etapa Fundamental	…	…	…	-0.042***
(8ª série completa ou não)				(0.012)
Migrante*Ensino Médio	…	…	…	-0.048***
(2º Grau completo ou não)				(0.011)
Migrante*Ensino Superior	…	…	…	0.070***
(Superior completo ou não)				(0.015)
R^2	0.1712	0.1715	0.1683	0.1751
(within)	0.0432	0.0432	0.0435	0.0434
(between)	0.2406	0.2409	0.2364	0.2460
No. observações	262,751	262,751	262,751	262,751
No. indivíduos	42,090	42,090	42,090	42,090

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2003).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

Tabela A.11: Diferenciais de renda entre migrantes incluido interações

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigido pelo ICV)			
Variáveis independentes	**(1)**	**(2)**	**(3)**
Anos após a migração	0.028***	0.029***	0.026***
	(0.007)	(0.007)	(0.007)
Anos após a migração ^{2}	-0.005***	-0.005***	-0.005***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Experiência	0.002***	0.002***	0.002***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Experiência^2	-0.000***	-0.000***	-0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Adm. Pública	-0.134***	-0.136***	-0.134***
	(0.008)	(0.008)	(0.008)
Agropecuária	-0.082***	-0.089***	-0.082***
	(0.010)	(0.010)	(0.010)
Comércio	-0.108***	-0.115***	-0.109***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)
Const. Civil	-0.100***	-0.105***	-0.099***
	(0.008)	(0.008)	(0.008)
Ext. Mineral	-0.068**	-0.066**	-0.067**
	(0.030)	(0.031)	(0.030)
SIUP	-0.005	-0.003	-0.002
	(0.017)	(0.017)	(0.017)
Serviços	-0.118***	-0.118***	-0.118***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)
Científica/Técnica/Artística	0.046***	0.046***	0.039***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)
Legisl./Execut./Judic./Func. Pub./Diretores	0.188***	0.189***	0.187***
	(0.008)	(0.008)	(0.009)
Administrativa	-0.004	-0.004	-0.007
	(0.005)	(0.005)	(0.005)
Comércio e Serv. Turismo/Higiene/Embelez.	-0.038***	-0.038***	-0.039***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)
Agropec./Florestais/Pesca	-0.131***	-0.133***	-0.140***
	(0.012)	(0.012)	(0.012)
1996	-0.085***	-0.085***	-0.085***
	(0.003)	(0.003)	(0.003)
1997	-0.054***	-0.054***	-0.054***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)
1998	-0.007***	-0.007***	-0.007***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)
1999	-0.042***	-0.042***	-0.042***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2000	0.005**	0.005**	0.005**
	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2001	0.027***	0.027***	0.027***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Constante	6.852***	6.854***	6.854***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)

(continua)

Tabela A.11: Diferenciais de renda entre migrantes incluido interações
(continuação)

Variável dependente: Logaritmo da renda real (corrigido pelo ICV)			
Variáveis independentes	**(1)**	**(2)**	**(3)**
Migrante*CO	-0.024	…	…
	(0.019)		
Migrante*N	-0.047	…	…
	(0.035)		
Migrante*NE	0.052***	…	…
	(0.016)		
Migrante*SE	-0.050***	…	…
	(0.010)		
Migrante*S	-0.041***	…	…
	(0.012)		
Migrante*Adm. Pública	…	-0.000	…
		(0.036)	
Migrante*Agropecuária	…	0.107***	…
		(0.032)	
Migrante*Comércio	…	0.063***	…
		(0.017)	
Migrante*Const. Civil	…	-0.002	…
		(0.016)	
Migrante*Ext. Mineral	…	-0.091	…
		(0.126)	
Migrante*Ind. Transformação	…	-0.071***	…
		(0.013)	
Migrante*SIUP	…	-0.085	…
		(0.066)	
Migrante*Serviços	…	-0.049***	…
		(0.009)	
Migrante*Ocupação 1	…	…	0.064***
			(0.016)
Migrante*Ocupação 2	…	…	-0.037
			(0.023)
Migrante*Ocupação 3	…	…	-0.013
			(0.014)
Migrante*Ocupação 4	…	…	-0.046***
			(0.013)
Migrante*Ocupação 5	…	…	0.083***
			(0.031)
Migrante*Ocupação 6	…	…	-0.067***
			(0.010)
R^2	0.1703	0.1716	0.1702
(within)	0.0433	0.0435	0.0435
(between)	0.2393	0.2403	0.2389
No. observações	262,751	262,751	262,751
No. indivíduos	42,090	42,090	42,090

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2003).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

Tabela A.12: Diferenciais de renda entre emigrantes e não-emigrantes (1996-2002)

Variáveis independentes	(1) MQO	(2) MQO	(3) MQO	(4) EA	(5) EF
Emigrante	0.065***	0.113***	0.076***	0.044***	0.042***
	(0.012)	(0.009)	(0.008)	(0.006)	(0.006)
Sexo	…	0.299***	0.341***	0.215***	…
		(0.003)	(0.003)	(0.005)	
Experiência	…	0.003***	0.003***	0.002***	0.002***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Experiência^2	…	-0.000	-0.000***	-0.000***	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Idade	…	0.092***	0.077***	0.067***	…
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	
Idade^2	…	-0.001***	-0.001***	-0.001***	…
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	
Adm. Pública	…	-0.475***	-0.469***	-0.254***	-0.134***
		(0.005)	(0.004)	(0.006)	(0.008)
Agropecuária	…	-0.432***	-0.330***	-0.184***	-0.082***
		(0.011)	(0.010)	(0.009)	(0.010)
Comércio	…	-0.309***	-0.279***	-0.147***	-0.108***
		(0.005)	(0.004)	(0.005)	(0.005)
Const. Civil	…	-0.235***	-0.130***	-0.114***	-0.101***
		(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.008)
Ext. Mineral	…	-0.326***	-0.221***	-0.116***	-0.067**
		(0.026)	(0.023)	(0.028)	(0.030)
SIUP	…	0.069***	0.072***	0.023	-0.004
		(0.011)	(0.010)	(0.014)	(0.017)
Serviços	…	-0.185***	-0.164***	-0.126***	-0.118***
		(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
Científica/Técnica/Artística	…	0.822***	0.225***	0.180***	0.046***
		(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.006)
Legisl./Execut./Judic./	…	1.407***	0.794***	0.398***	0.188***
/Func. Pub./Diretores		(0.010)	(0.010)	(0.008)	(0.008)
Administrativa	…	0.403***	0.098***	0.080***	-0.004
		(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)
Comércio e Serv. Turismo/	…	0.023***	-0.034***	-0.032***	-0.038***
/Higiene/Embelez.		(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)
Agropec./Florestais/Pesca	…	-0.401***	-0.345***	-0.264***	-0.133***
		(0.011)	(0.011)	(0.010)	(0.012)

(continua)

Tabela A.12: Diferenciais de renda entre emigrantes e não-emigrantes (1996-2002)
(continuação)

Variáveis independentes	(1) MQO	(2) MQO	(3) MQO	(4) EA	(5) EF
Analfabeto	…		-0.116***	-0.028***	…
			(0.012)	(0.010)	
4. Série Incomp.	…	…	-0.236***	-0.107***	…
			(0.005)	(0.006)	
4. Série Comp.	…	…	-0.180***	-0.080***	…
			(0.004)	(0.005)	
8. Série Incomp.	…	…	-0.106***	-0.036***	…
			(0.004)	(0.004)	
2. Grau Incomp.	…	…	0.123***	0.062***	…
			(0.005)	(0.005)	
2. Grau Comp.	…	…	0.331***	0.147***	…
			(0.004)	(0.004)	
Sup. Incomp.	…	…	0.659***	0.352***	…
			(0.007)	(0.006)	
Sup. Comp.	…	…	0.857***	0.527***	…
			(0.006)	(0.006)	
1996	-0.080***	0.063***	0.132***	0.061***	-0.083***
	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.003)	(0.003)
1997	-0.067***	0.066***	0.122***	0.064***	-0.052***
	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.003)	(0.002)
1998	-0.021***	0.087***	0.134***	0.087***	-0.006**
	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.003)	(0.002)
1999	-0.051***	0.025***	0.060***	0.028***	-0.041***
	(0.006)	(0.005)	(0.004)	(0.003)	(0.002)
2000	-0.001	0.047***	0.072***	0.051***	0.006**
	(0.006)	(0.005)	(0.004)	(0.002)	(0.002)
2001	0.023***	0.048***	0.060***	0.049***	0.027***
	(0.006)	(0.005)	(0.004)	(0.002)	(0.002)
Constante	6.872***	4.624***	4.756***	5.101***	6.848***
	(0.004)	(0.018)	(0.017)	(0.023)	(0.005)
R^2	0.0020	0.3548	0.4567	0.4385	0.1737
(within)	-	-	-	0.0424	0.0432
(between)	-	-	-	0.5144	0.2440
Teste F	73.48	5799.15	6500.05		474.95
Breusch Pagan	-	-	-	$\chi2$ (1) =	410,000
Hausman	-	-	-	$\chi2$ (20) =	11.818,45
No. observações	262,751	262,751	262,751	262,751	262,751
No. indivíduos	-	-	-	42,090	42,090

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2003).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

Tabela A.13: Diferenciais de renda entre migrantes de retorno e não-migrantes

Variáveis independentes	(1) MQO	(2) MQO	(3) MQO	(4) EA	(5) EF
Migrante de retorno	-0.026	0.020	-0.015	-0.017	-0.013
	(0.021)	(0.017)	(0.015)	(0.011)	(0.011)
Sexo	…	0.300***	0.342***	0.215***	…
		(0.003)	(0.003)	(0.005)	
Experiência	…	0.003***	0.003***	0.002***	0.002***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Experiência^2	…	0.000	-0.000***	-0.000***	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Idade	…	0.092***	0.077***	0.068***	…
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	
Idade^2	…	-0.001***	-0.001***	-0.001***	…
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	
Adm. Pública	…	-0.475***	-0.469***	-0.255***	-0.134***
		(0.005)	(0.004)	(0.006)	(0.008)
Agropecuária	…	-0.433***	-0.331***	-0.185***	-0.082***
		(0.011)	(0.010)	(0.009)	(0.010)
Comércio	…	-0.309***	-0.279***	-0.147***	-0.108***
		(0.005)	(0.004)	(0.005)	(0.005)
Const. Civil	…	-0.227***	-0.125***	-0.114***	-0.101***
		(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.008)
Ext. Mineral	…	-0.326***	-0.221***	-0.115***	-0.066**
		(0.026)	(0.023)	(0.028)	(0.030)
SIUP	…	0.069***	0.072***	0.023	-0.004
		(0.011)	(0.010)	(0.014)	(0.017)
Serviços	…	-0.185***	-0.164***	-0.126***	-0.118***
		(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
Científica/Técnica/Artística	…	0.823***	0.226***	0.180***	0.046***
		(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.006)
Legisl./Execut./Judic./	…	1.412***	0.796***	0.399***	0.188***
/Func. Pub./Diretores		(0.010)	(0.010)	(0.008)	(0.008)
Administrativa	…	0.404***	0.099***	0.080***	-0.004
		(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)
Comércio e Serv. Turismo/	…	0.023***	-0.034***	-0.032***	-0.038***
/Higiene/Embelez.		(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)
Agropec./Florestais/Pesca	…	-0.399***	-0.344***	-0.263***	-0.132***
		(0.011)	(0.010)	(0.010)	(0.012)

(continua)

Tabela A.13: Diferenciais de renda entre migrantes de retorno e não-migrantes
(continuação)

Variáveis independentes	(1) MQO	(2) MQO	(3) MQO	(4) EA	(5) EF
Analfabeto	…	…	-0.115***	-0.028***	…
			(0.012)	(0.010)	
4. Série Incomp.	…	…	-0.236***	-0.107***	…
			(0.005)	(0.006)	
4. Série Comp.	…	…	-0.180***	-0.080***	…
			(0.004)	(0.005)	
8. Série Incomp.	…	…	-0.106***	-0.036***	…
			(0.004)	(0.004)	
2. Grau Incomp.	…	…	0.123***	0.063***	…
			(0.005)	(0.005)	
2. Grau Comp.	…	…	0.332***	0.147***	…
			(0.004)	(0.004)	
Sup. Incomp.	…	…	0.659***	0.352***	…
			(0.007)	(0.006)	
Sup. Comp.	…	…	0.858***	0.527***	…
			(0.006)	(0.006)	
1996	-0.083***	0.059***	0.129***	0.059***	-0.085***
	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.003)	(0.003)
1997	-0.069***	0.062***	0.119***	0.063***	-0.054***
	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.003)	(0.002)
1998	-0.023***	0.084***	0.132***	0.086***	-0.007***
	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.003)	(0.002)
1999	-0.053***	0.023***	0.059***	0.026***	-0.042***
	(0.006)	(0.005)	(0.004)	(0.003)	(0.002)
2000	-0.002	0.046***	0.071***	0.050***	0.005**
	(0.006)	(0.005)	(0.004)	(0.002)	(0.002)
2001	0.023***	0.048***	0.060***	0.049***	0.027***
	(0.006)	(0.005)	(0.004)	(0.002)	(0.002)
Constante	6.876***	4.624***	4.755***	5.099***	6.852***
	(0.004)	(0.018)	(0.017)	(0.023)	(0.005)
R^2	0.0019	0.3543	0.4565	0.4382	0.1715
(within)	-	-	-	0.0422	0.0431
(between)	-	-	-	0.5140	0.2409
Teste F	70.36	5784.14	6491.46		472.85
Breusch Pagan	-	-	-	$\chi2$ (1) =	410.000
Hausman	-	-	-	$\chi2$ (21) =	11.950,38
No. observações	262,751	262,751	262,751	262,751	262,751
No. indivíduos	-	-	-	42,090	42,090

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2003).

Notas: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; * Significativo a 10%; Erro-padrão entre parênteses.

ANEXOS

ANEXO 1: Índice de custo de vida

ANEXO 2: Salário mínimo nominal

ANEXO 1: Índice de custo de vida

Tabela 1: Índice geral de preços

RM*	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Brasília	1.129	1.122	1.126	1.133	1.135	1.126	1.136
São Paulo	1.142	1.158	1.152	1.150	1.142	1.141	1.130
Rio de Janeiro	1.020	1.040	1.048	1.058	1.067	1.071	1.074
Goiânia	1.007	1.008	1.004	1.005	1.003	1.015	1.030
Curitiba	0.997	1.017	0.999	1.008	1.022	1.024	1.020
Porto Alegre	0.979	0.988	0.988	0.997	0.994	1.002	1.015
Belo Horizonte	0.981	0.987	0.996	0.990	0.990	0.977	0.968
Belém	0.956	0.931	0.930	0.923	0.928	0.933	0.928
Salvador	0.956	0.942	0.941	0.932	0.921	0.931	0.922
Fortaleza	0.916	0.899	0.908	0.901	0.903	0.896	0.889
Recife	0.917	0.906	0.907	0.902	0.895	0.884	0.888

Fonte: Azzoni *et al,* 2003.

* Região metropolitana

ANEXO 2: Salário mínimo nominal

Tabela 2: Salário mínimo nominal em reais (1995-2003)

1995	100.00
1996	112.00
1997	120.00
1998	130.00
1999	136.00
2000	151.00
2001	180.00
2002	200.00
2003	240.00

Fonte: IPEADATA