

## **O Progresso Econômico do Migrante em São Paulo: Evidências a partir dos Censos Demográficos de 1991 e 2000**

Raul da Mota Silveira Neto\*

André Matos Magalhães\*\*

### **Resumo:**

Este artigo se propõe a investigar uma dimensão ainda pouco explorada do fenômeno migratório no Brasil, qual seja, o progresso econômico do migrante, uma vez no mercado de trabalho de destino. O foco de investigação é direcionado ao mercado de trabalho do estado de São Paulo, estado que, historicamente, tem recebido maior contingente de migrantes. A partir de um modelo de migração e capital humano, adaptado de Borjas (2000), e utilizando dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000 para migrantes brasileiros do sexo masculino, o trabalho apresenta evidências a respeito dos níveis, dos determinantes dos diferenciais iniciais de salário e da dinâmica de evolução destes diferenciais entre os anos do censo, dentro do universo de migrantes e em relação àquele dos paulistas (nativos). O trabalho ressalta a importância das características dos estados de origem e enfatizam possíveis tendências de diminuição/aumento dos diferenciais de salários, associadas ao comportamento do migrante em relação à acumulação de qualificações adicionais. As evidências encontradas sugerem que os diferenciais iniciais de salário estão associados ao capital humano do migrante, sobre o qual as características dos estados de origem têm significativas influências. Os resultados também sugerem que a taxa de investimento adicional na aquisição de

---

\* Professor do PIMES-UFPE e pesquisador do Cnpq.

\*\* Professor do PIMES-UFPE, pesquisador do Cnpq e pesquisador associado do Regional Economics Applications Laboratory (REAL).

mais capital humano por parte do migrante independe do nível inicial deste, o que implica a não diminuição das disparidades de renda dentro do universo de migrantes.

**Palavras-chaves:** migração regional; capital humano, convergência.

**Abstract:**

This paper seeks to investigate a relatively unexplored dimension of the migratory phenomenon in Brazil: the economic progress of the migrant, once he arrives in the labor market of destination. The investigation is centered on the labor market of the state of São Paulo, state that, historically, has been receiving the largest contingent of migrants. Starting from a migration and human capital model, adapted from Borjas (2000), and using data of the Demographic Censuses of 1991 and 2000 for male Brazilians migrants, the paper presents evidences regarding to the levels of wages' differences, the determinant of the initials wage differences and of the evolution of these differences among the census years, inside of the migrants' universe and in relation to that of the São Paulo inhabitants (natives). The work points to the importance of the characteristics of the states of origin and emphasizes possible tendencies of the wages differences, associated to the migrant's behavior in relation to the accumulation of additional qualifications. The evidences suggest that differences in the initial wages are associated with the migrant's human capital level, on which the characteristics of the states of origin have significant influences. The results also suggest that the rate of additional investment in the acquisition of human capital from the part of the migrants do not depend on its initial level, what implies inn a non reduction of the wage disparities inside the migrants' universe.

**Key-words:** regional migration; human capital, convergence.

# **O Progresso Econômico do Migrante em São Paulo: Evidências a partir dos Censos Demográficos de 1991 e 2000**

## **1. Introdução**

De acordo com o relativamente recente Censo Demográfico de 2000, em torno de 24% dos habitantes do estado de São Paulo nasceram nos demais estados da federação; tal percentual é ainda maior (em torno de 31%) se o universo de referência dos habitantes deste estado é apenas o de nativos (paulistas). Mais, tais participações são maiores que aquelas reveladas no censo anterior, de 1991. Em verdade, tais percentuais refletem os ainda significativos fluxos migratórios interestaduais no Brasil, como recentemente atestaram Neto Junior et. al. (2003).

A maioria dos trabalhos recentes sobre migração interna no Brasil tem enfatizado a possível contribuição destes fluxos de mão-de-obra sobre a dinâmica de convergência/divergência entre os estados brasileiros (Ferreira, 1996; Cançado, 2000; Menezes e Ferreira Jr. 2002; Neto Junior, et. al. 2003), o que provavelmente possa ser explicado pela significância dos mesmos, a maior disponibilidade atual de microdados, o resurgimento na década passada do debate sobre a convergência entre as rendas estaduais, e certa tendência internacional (Barro e Sala-I-Martin, 1995; Pekkala e Kangasharju, 1998; Rodgers e Rodgers, 2002). A despeito da importância de tal perspectiva, dimensões importantes do fenômeno migratório permanecem exploradas de forma ainda incipiente. Por exemplo, apenas recentemente Santos Júnior (2002) mostrou, a partir de dados da PNAD, que os migrantes interestaduais parecem de fato ser positivamente selecionados em relação aos não-migrantes. Este trabalho representa um esforço de pesquisa numa dimensão também ainda pouco explorada do fenômeno migratório: o progresso

econômico do migrante, uma vez no mercado de trabalho de destino.

Nesta tarefa, todo o foco de investigação é direcionado ao mercado de trabalho do estado de São Paulo, estado mais rico do país e que, historicamente, tem recebido maior contingente de migrantes. A partir de um modelo simples de migração e capital humano (Borjas, 2000) e utilizando microdados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000, o trabalho apresenta evidências a respeito dos níveis e determinantes dos diferenciais iniciais de renda dentro do universo de migrantes e em relação àquele dos paulistas (nativos), ressaltando a importância das características dos estados de origem, e a respeito da dinâmica de evolução destes diferenciais entre os anos do censo, enfatizando possíveis tendências de diminuição/aumento de tais diferenciais, relacionadas com o comportamento do migrante em relação à acumulação de qualificações adicionais.

De forma geral, as evidências obtidas sugerem que, de fato, os diferenciais iniciais de renda estão associados ao capital humano do migrante, sobre o qual as características dos estados de origem têm significativas influências. Tais evidências também sugerem que a taxa de investimento adicional na aquisição de mais capital humano por parte do migrante independe do nível inicial deste, o que implica na não diminuição das disparidades de renda dentro do universo de migrantes.

Além desta introdução, o trabalho foi organizado em mais quatro seções. Na próxima, apresenta o modelo de Borjas (2000) de migração e capital humano, levemente adaptado ao contexto de migrações internas e que serve de referência analítica para as evidências levantadas nas seções seguintes. Na seção 3, é traçado um breve perfil do migrante interno presente no mercado de trabalho de São Paulo. Os principais resultados do trabalho são apresentados na quarta seção do artigo. As conclusões do estudo são apresentadas na seção final.

## 2. Um Modelo Simples de Migração e Capital Humano

O progresso econômico do migrante depende, fundamentalmente, de como o mercado de trabalho de destino valoriza suas dotações ou qualificações de trabalho (o que inclui educação e idade, por exemplo), de sua atitude em relação à aquisição de capital humano e do momento de sua chegada. Nesta seção, como referência analítica para o esforço empírico das seções que seguem, é apresentada uma adaptação, para o contexto de migração interna, do modelo de Borjas (1999,2000) de migração e capital humano em que são apreendidos os dois primeiros condicionantes acima referidos; a influência do terceiro, isto é, o momento de chegada, é considerada explicitamente no esforço empírico das seções a seguir.

Considere-se, pois, um migrante com capacidade produtiva (adquirida do estado de origem), medida em unidades de eficiência,  $E$ , que, por simplificação tem preço ou remuneração por unidade igual a um no mercado (estado) de destino. Suponha-se, também, que, depois da migração, este migrante viva por dois períodos, tendo a possibilidade de trabalhar e investir em qualificação no primeiro período e usufruir renda mais alta decorrente de maiores unidades de eficiência no segundo período.

Especificamente, no primeiro período o migrante destina uma fração  $s$  (objeto de escolha) de suas unidades de eficiência para o aprendizado ou estudo, o que lhe permite um retorno em termos de unidade de eficiência dado pela fração  $g$ , no segundo período. Desta forma, o valor presente da renda total,  $V$ , obtida no estado de destino é dado por:

$$V = E(1 - s) + \rho[E(1 + g)] , \quad (1)$$

Onde,  $\rho$  é um fator de desconto para a renda futura<sup>17</sup>. A geração ou aquisição de qualificação ou unidades de eficiência ocorre de acordo com a seguinte função de produção:

$$gE = (sE)^\alpha E^\beta \quad (2)$$

Ou seja, o fluxo de geração de unidades de eficiência depende do quanto é investido na sua obtenção,  $sE$ , e, potencialmente, do nível de qualificação já detido pelo migrante,  $E$ . Em virtude dos retornos decrescentes do investimento, é assumido que  $\alpha < 1$ ; já o parâmetro  $\beta$ , por seu turno, tem valor discutido na literatura; três possibilidades vinculadas à percepção do caráter complementar ou substituto entre a qualificação pré-existente e aquela adquirida são destacadas. Caso a aquisição de mais qualificação seja facilitada pela acumulação inicial, ou seja, existe uma complementaridade, tem-se  $\beta > 0$ ; é, porém, possível que os migrantes mais qualificados considerem demasiadamente caro o custo do investimento (em termos de renda não ganha), caso em que a qualificação inicial e a ser obtida são percebidas como substitutas, e assim  $\beta < 0$ ; por fim, é possível que os dois efeitos se cancelem, o que levaria a  $\beta = 0$ , um caso de “neutralidade”.

Como notou Borjas (2000), tal classificação, quando o interesse é a dinâmica evolutiva da renda do migrante, é pouco informativa na medida em que as três situações não permitem a distinção de trajetórias convergentes/divergentes de renda entre os migrantes. Por exemplo e mais especificamente, com o crescimento das unidade de eficiências (e da renda) dada por  $g = (sE)^\alpha E^\beta / E$  e desde que  $\alpha + \beta < 1$ , é possível que em ambas as situações de “neutralidade” e “complementaridade” ocorra um movimento de convergência de renda entre mais

---

<sup>17</sup> Tal termo pode ser pensado não apenas como representado uma taxa intertemporal de desconto do migrante, mas também como uma medida da probabilidade de permanência do migrante no local de destino.

qualificados e menos qualificados, já que a taxa de crescimento das unidades de eficiência seria maior para este último grupo de migrante. A este respeito, uma classificação mais informativa pode ser obtida reordenando a equação (2) para a forma:

$$g = s^\alpha E^{\alpha+\beta-1} \quad (3)$$

A fração do aumento das unidades de eficiência é então posta em função da fração do tempo gasto com aquisição de qualificação,  $s$ , e do nível inicial de qualificação,  $E$ . Seguindo Borjas (2000), uma nova classificação pode ser formulada. Quando  $\alpha + \beta = 1$ , o aumento relativo da qualificação depende apenas do tempo devotado (fração gasta) na aquisição de qualificação, sendo independente do seu nível, uma situação “neutralidade relativa”; caso  $\alpha + \beta > 1$ , o retorno do investimento em qualificação é maior para níveis mais elevados de qualificação inicial, uma situação de “complementaridade relativa”; por fim, caso  $\alpha + \beta < 1$ , o aumento relativo dos níveis de eficiência guardaria uma relação negativa com os níveis iniciais de eficiência ou qualificação, o que caracterizaria uma situação de “substituição relativa”.

Para obter as implicações deste modelo simples para a dinâmica de renda do migrante é necessário solucioná-lo para sua única variável de escolha, a fração de tempo (qualificação) gasta na aquisição de unidades de eficiência,  $s$ , o que pode ser feito maximizando o valor presente das rendas (equação (1)) sujeito à função de produção (equação (2)). Substituindo o valor de  $gE$  de (2) em (1), as condições de primeira ordem permitem obter diretamente:

$$s = (\alpha\rho)^{(1/1-\alpha)} E^{\frac{\alpha+\beta-1}{1-\alpha}} \quad (4)$$

A equação (4) mostra que o tempo devotado para aquisição de qualificação será maior quanto menor a taxa de desconto intertemporal dos agentes (maior  $\rho$ ), será independente do

nível inicial de qualificação caso vigore “neutralidade relativa” ( $\alpha + \beta = 1$ ), aumentará com o nível inicial de qualificação caso vigore “complementaridade relativa” ( $\alpha + \beta > 1$ ) e diminuirá com o nível inicial de qualificação caso vigore “substituição relativa” ( $\alpha + \beta < 1$ ). Os efeitos destas situações sobre o crescimento da renda do migrante, a partir da escolha ótima representada por (4), pode ser percebido considerando o crescimento relativo desta ao longo de sua vida, depois da migração ( $\Delta$ ):

$$\begin{aligned} \Delta &= \frac{E(1+g) - E(1-s)}{E} = g + s \\ &= (\alpha\rho)^{(\alpha/1-\alpha)} E^{\frac{(\alpha+\beta-1)\alpha}{1-\alpha}} E^{\alpha+\beta-1} + (\alpha\rho)^{(1/1-\alpha)} E^{\frac{(\alpha+\beta-1)}{1-\alpha}} \end{aligned} \quad (5)$$

Onde a última igualdade foi obtida através da substituição dos valores de  $s$  da equação (4) e  $g$  da equação (3). É possível perceber então que a relação entre a taxa de crescimento da renda do migrante e seu nível inicial de capital humano efetivo (nível de eficiência) é dada por:

$$\frac{\partial \Delta}{\partial E} = (\alpha + \beta - 1) \frac{(1 + \alpha\rho)s}{\alpha\rho(1 - \alpha)E}, \quad (6)$$

uma relação que depende crucialmente de  $(\alpha + \beta - 1)$ . É imediato perceber então que se prevalece uma relação de “complementaridade relativa”, haverá uma relação positiva entre o crescimento relativo da renda e o nível inicial de capital humano; por outro lado, caso prevaleça uma relação de “substitubilidade relativa”, tal relação será negativa; por fim, caso vigore a “neutralidade relativa”, não haverá relação necessária entre o crescimento relativo da renda e o nível inicial de qualificação.

Por fim, a partir da relação entre o logaritmo da renda inicial e o nível inicial de qualificação, é possível evidenciar a correlação entre os salários iniciais (entrada) e o crescimento da renda do migrante. Para tal, tome-se a renda inicial e o seu logaritmo:

$$w_0 = E.(1 - s) \Rightarrow \log w_0 = \log E + \log(1 - s) \quad (7)$$

É possível perceber então que:

$$\frac{\partial \log w_0}{\partial E} = \frac{1}{E} - \frac{1}{E} \frac{s}{1-s} \frac{\alpha + \beta - 1}{1 - \alpha}, \quad (8)$$

onde, no segundo termo, foi substituído  $\frac{\partial s}{\partial E}$  da equação (4). O primeiro termo desta equação (efeito positivo) representa o impacto da valorização inicial das dotações de capital humano (unidades de eficiência) pelo mercado de destino; o segundo termo, cujo sinal depende do valor da relação  $\alpha + \beta - 1$ , representa o impacto do capital humano inicial sobre a decisão de investimento, que afeta o salário inicial.

Definindo  $\kappa^* = \frac{(1-s)(1-\alpha)}{s} > 0$ , é possível inferir e

explicitar as possíveis situações de correlação entre os salários iniciais (entrada) e o crescimento da renda da seguinte forma:

1. “Substitubilidade relativa” ( $\alpha + \beta < 1$ ): situação em que os migrantes com maiores dotações de capital humano consideram como de elevado custo (em termos de renda não recebida) o investimento em qualificação; assim, ganham mais ao entrarem no estado de destino (equação (8)), investem menos na aquisição

de mais capital humano (equação (4)) e apresentam menor crescimento de sua renda (equação (6))  $\Rightarrow$  relação negativa entre salário inicial e crescimento da renda.

2. “Neutralidade relativa” ( $\alpha + \beta - 1 = 0$ ): investimento independente dos níveis iniciais de capital humano (equação (4)) e, assim, os salários iniciais serão mais altos para migrantes mais qualificados (equação (8)) e o crescimento da renda independente dos níveis iniciais de capital humano (equação (6))  $\Rightarrow$  não há relação entre salário inicial e crescimento da renda.

3. “Complementaridade relativa fraca” ( $0 < \alpha + \beta - 1 < \kappa^*$ ): situação em que a aquisição de capital humano é facilitada pelos níveis iniciais de capital humano do migrante; assim, estes ganham mais no início (equação (8)), investem mais na aquisição de qualificação (equação (4)) e apresentam maiores taxas de crescimento da renda (equação (6))  $\Rightarrow$  relação positiva entre salário inicial e crescimento da renda.

4. “Complementaridade relativa forte” ( $0 < \kappa^* < \alpha + \beta - 1$ ): situação em que a aquisição de capital humano é extremamente facilitada pelos níveis iniciais de capital humano do migrante, levando-os a investir pesadamente na aquisição de qualificação (equação (4)) e, assim, estes ganham menos no início (equação (8)) e apresentam bem maiores taxas de crescimento da renda (equação (6))  $\Rightarrow$  relação negativa entre salário inicial e crescimento da renda.

Das relações acima apresentadas observa-se que os casos 1 e 4 implicam em uma relação negativa entre o salário de entrada e o crescimento salarial pós-migração. Cabe notar, entretanto, que as razões para tal relação são distintas. No caso 1, “substitubilidade relativa”, o trabalhador mais qualificado recebe um maior salário de entrada e apresenta uma menor taxa de crescimento do salário após a migração. No caso 4, por outro lado, o migrante mais qualificado recebe um menor salário de entrada, mas apresenta taxas elevadas de crescimento salarial.

O modelo e as relações apresentados nessa seção serão utilizados mais adiante no estudo dos dados dos censos demográficos. Antes de partir para análises econométricas, é, talvez, interessante traçar um perfil introdutório dos migrantes e suas diferenças em relação aos paulistas. Tal tarefa é realizada na próxima seção.

### 3. Evidências Iniciais: O Perfil do Migrante em São Paulo

Nesta seção, é fornecida uma, ainda que rápida, caracterização do migrante em São Paulo. O objetivo é, estritamente, antes de analisar seu progresso econômico, tarefa das seções seguintes, traçar um perfil do migrante oriundo dos demais estados em São Paulo. Embora claramente deixe de explorar em profundidade grande parte das evidências apresentadas, tal apresentação permite dimensionar o fenômeno da migração em São Paulo e, ao mesmo tempo, fornecer subsídios iniciais para compreensão dos resultados obtidos na etapa mais analítica do trabalho.

Neste sentido, os números apresentados na a tabela 1 a seguir permitem apreender as dimensões absoluta e relativa do fenômeno da migração interestadual para São Paulo, além de algumas alterações destas entre os censos de 1991 e 2000<sup>18</sup>.

#### V) TABELA 1- A MAGNITUDE DA MIGRAÇÃO INTERNA BRASILEIRA PARA SÃO PAULO

|                                  | 1991      | 2000      |
|----------------------------------|-----------|-----------|
| <b>Migrantes (n. de pessoas)</b> | 7.076.066 | 8.819.207 |
| <b>Migrantes/paulistas (%)</b>   | 29,4      | 31,7      |

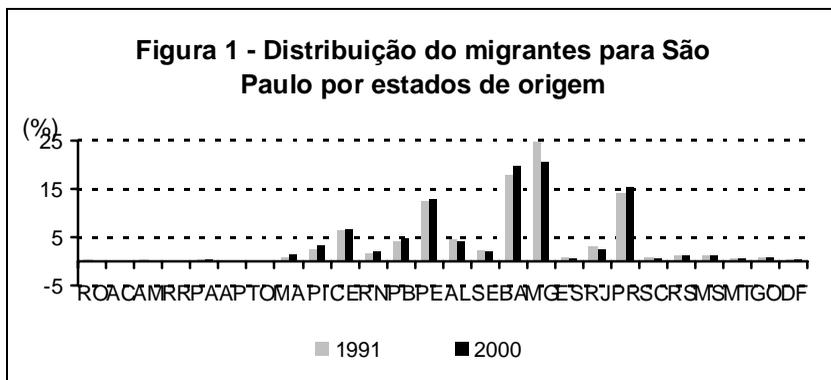
<sup>18</sup> Para informações de mais longo prazo dos fluxos migratórios interestaduais no Brasil e as alterações nas posições entre estados “fornecedores” e “receptores” de mão-de-obra, ver o recente trabalho de Netto Junior et.al. (2003).

|                                       |      |      |
|---------------------------------------|------|------|
| <b>Migrantes/hab. de SP (%)</b>       | 22,4 | 23,8 |
| <b>Migrantes do CE/hab. do CE (%)</b> | 6,7  | 7,2  |
| <b>Migrantes de PE/hab.de PE (%)</b>  | 12,3 | 14,4 |
| <b>Migrantes da BA/hab.da BA (%)</b>  | 10,7 | 13,9 |
| <b>Migrantes de MG/hab. de MG (%)</b> | 11,5 | 10,6 |
| <b>Migrantes do PR/hab. do PR (%)</b> | 11,9 | 12,4 |

Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000. Em 1991, os migrantes dos 5 estados acima representavam 78,5% do total dos migrantes oriundos de todos os estados da federação em SP; já em 2000, tal percentual situava-se em torno de 74,5%.

Os números deixam poucas dúvidas sobre a importância do fenômeno da migração interestadual para São Paulo e, assim, como objeto de informação a respeito dos movimentos de alocação do fator trabalho no mercado de trabalho do país. Os valores apresentados permitem observar que a população de migrantes em São Paulo corresponde a quase um terços daquela dos nativos do estado (paulistas). Além disto, tal contingente cresceu mais rapidamente que a população de nativos (paulistas) e mesmo que o número de habitantes deste estado (o que inclui, além destes dois universos, os migrantes estrangeiros). Perceba-se, também, que, dos cinco maiores fornecedores de migrantes, apenas para o estado de Minas Gerais (também da região Sudeste) o universo de migrantes não cresceu mais rapidamente que os o número de seus habitantes. Em particular, para os três principais estados nordestinos fornecedores de migrantes para São Paulo, o número destes cresceu, entre 1991 e 2000, mais rapidamente que o número de seus habitantes.

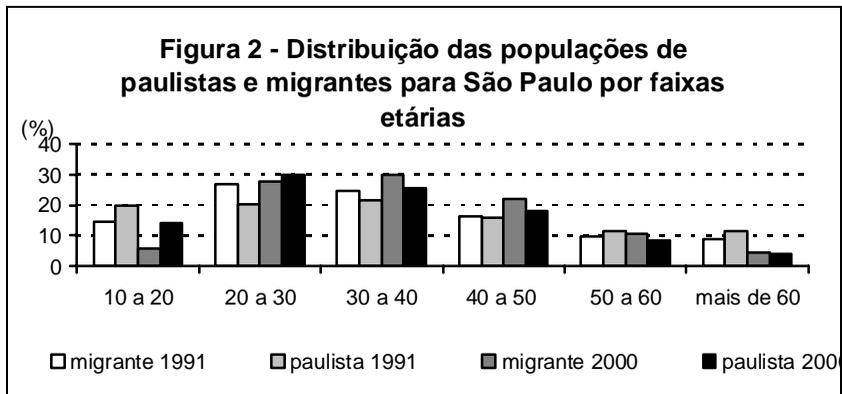
A figura abaixo fornece um quadro mais amplo sobre a origem dos migrantes, tornando clara a importância dos estados acima considerados.



Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000.

É notável a importância dos cinco estados já destacados como fornecedores de mão-de-obra ou população para o estado de São Paulo, havendo pouca alteração deste destaque conjunto entre os anos censitários. De fato, entre estes principais estados fornecedores, elevam-se as participações relativas do PR e da BA e diminui a participação do principal estado fornecedor, MG. É interessante também destacar as participações, por um lado, da região nordeste e, por outro, do conjunto de estados do sul e sudeste do país: em 1991, o primeiro conjunto de estados (NE) representava 52,5% dos migrantes que viviam em São Paulo, enquanto que os migrantes oriundos dos estados do sul e demais do sudeste eram responsáveis por cerca de 44,4%; já para o ano de 2000, ainda nesta ordem tais percentuais eram de 56,2% e 40,6%.

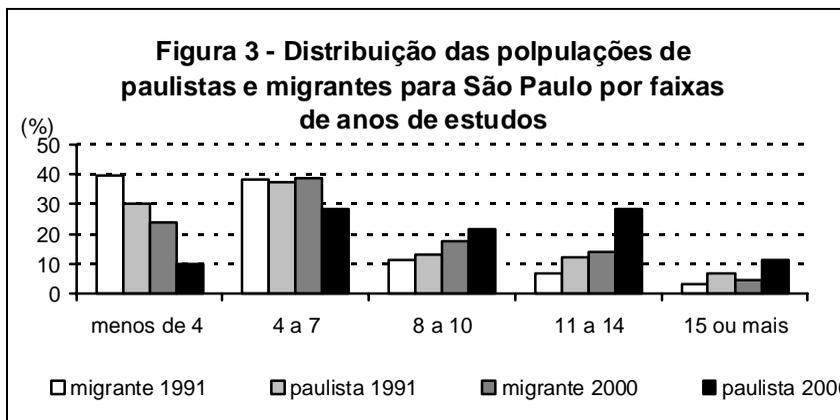
Há, porém, duas dimensões de alterações nas diferenças entre os dois universos que merecem destaque. A primeira é quanto às alterações percebidas quando os universos são considerados por faixas etárias, o que é permitido através do exame da figura 2, a seguir.



Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000.

São notáveis, por um lado, a diminuição da participação dos mais jovens (10 a 20 anos) na população de migrantes (14,5% em 1991 para 5,8% em 2000) e, por outro, o predomínio dos migrantes na faixa de 30 a 40 anos (29,9%); já o universo de paulistas passa a predominância de indivíduos na faixa de 20 a 30 anos. Este relativo contraste merece destaque, uma vez que a decisão de migrar, em sua dimensão econômica, envolve uma arbitragem onde a capacidade de receber e usufruir rendas futuras tem papel importante.

A segunda dimensão importante a destacar nas alterações das diferenças entre os dois universos é perceptível através do exame da figura 3 abaixo, que coteja as distribuições dos dois universos por faixas de anos de estudos para os dois anos considerados.



Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000.

Há duas evidências imediatas a ressaltar. A primeira diz respeito à maior escolaridade do universo dos paulistas em relação àquele dos migrantes. A segunda refere-se à elevação dos níveis de escolaridade para os dois universos: as participações dos menos escolarizados (0 a 4 anos de estudos), de migrantes e paulistas, respectivamente, reduzem-se de 39,8% e 30,3% em 1991 para, nesta ordem, 24,1% e 9,7% em 2000. Note-se, porém, que enquanto para o universo de migrante há manutenção da participação dos indivíduos na faixa de 4 a 7 anos de estudos, para o universo de paulistas, também nesta faixa, há diminuição da participação no universo total. Ou seja, os números indicam que os diferenciais de escolaridade favoráveis ao universo de paulistas aumentaram de 1991 e 2000<sup>19</sup>.

<sup>19</sup> Não são exploradas aqui as razões para esta e outras mudanças entre os dois universos. Note-se, porém, que tal diferença ocorre num contexto de entrada de migrantes mais qualificados em São Paulo em 2000, comparado com 1991. Com efeito, considerando-se os migrantes com menos de 3 anos de São Paulo nos dois censos, os percentuais dos que tinham até 4 anos e 15 ou mais anos de estudos correspondiam, respectivamente, a 67,5% e 2,3% em 1991; já em 2000, tais percentuais situavam-se, na mesma ordem, em torno de 42,5% e 5%.

Em suma, as evidências apresentadas permitem apreender que os migrantes dos demais estados da federação que vivem em São Paulo apresentam forte concentração quanto ao estado de origem (concentração que não sofreu grandes alterações nos últimos dez anos), apresentam-se ao longo do tempo como menos jovens e ao mesmo tempo mais escolarizados.

#### 4. Diferenciais Iniciais, Dinâmica de Renda e Convergência

Caracterizado em linhas gerais o perfil do migrante, o restante do trabalho se ocupada em fornecer evidência sobre a progressão econômica do migrante em São Paulo a partir da dinâmica de sua renda. Em consonância com o modelo apresentado, a tarefa é levada a efeito, basicamente, a partir da observação dos diferenciais de renda iniciais (quando da entrada)<sup>20</sup> em relação ao nativo (paulista) e sua taxa de crescimento entre os anos censitários de 1991 e 2000.

O expediente empírico é similar (mas não idêntico) àquele proposto por Borjas (2000). Como os dados dos Censos Demográficos não permitem a identificação dos indivíduos ao longo do tempo, as evidências são levantadas através de gerações ou coortes de migrantes. Como já adiantado, são considerados como migrantes os que vivem em São Paulo e nasceram em outros estados da federação, além disto, o foco aqui é apenas na população masculina.<sup>21</sup> Assim, são consideradas, para os dois anos censitários, quatro coortes de acordo com a idade:

---

<sup>20</sup> É importante notar que os salários iniciais dos migrantes, no momento da entrada, não estão disponíveis, uma vez que se trabalha aqui com os censos e com vários momentos de entrada, como será visto a seguir. Os salários utilizados como de entrada são os salários dados pelo censo 1991.

<sup>21</sup> Os migrantes do sexo masculino representam pouco menos de 70% do total dos migrantes. Ademais, o uso de migrante masculinos tem sido procedimento padrão nessa literatura. **RAUL PRECISAMOS INSERIR AS REFERÊNCIAS AQUI.**

15-24 anos, 25-34 anos, 35-44 anos e 45-54 anos. Além desta distinção, as coortes se distinguem pelo tempo de permanência ou período de chegada em São Paulo; neste caso, são considerados também quatro períodos de chegada: primeiras metades das décadas de 80 e 90 e segundas metades das décadas de 80 e 90. A tabela 2 abaixo permite uma melhor apreensão das divisões por coortes.

**Tabela 2 – Divisão de coortes**

| Censo 1991       |               |         | Censo 2000       |               |         |
|------------------|---------------|---------|------------------|---------------|---------|
| Faixas de idades | Chegada em SP |         | Faixas de idades | Chegada em SP |         |
| 15-24 em 1991    | 1980-84       | 1985-89 | 15-24 em 2000    | 1990-94       | 1995-99 |
| 25-34 em 1991    |               |         | 25-34 em 2000    |               |         |
| 35-44 em 1991    |               |         | 35-44 em 2000    |               |         |
| 45-54 em 1991    |               |         | 45-54 em 2000    |               |         |

Note-se que a divisão proposta impõe a utilização de indivíduos de 15 anos ou mais nos dois censos e permite, ao menos para os migrantes que chegaram nos anos 80, um acompanhamento da evolução ao longo do tempo dos diferenciais de renda em relação aos nativos (paulistas).

As evidências iniciais para os diferenciais de salários migrante/paulista são obtidas a partir da seguinte equação mince-riana para o indivíduo (migrante ou paulista) de origem do estado  $i$ , no ano de chegada  $j$  que estava com idade de  $k$  anos:

$$\log w_{ijk}(t) = X_{ijk}(t)\beta(t) + m_{ijk}(t) + \varepsilon_{ijl}(t), \quad (9)$$

onde  $w_{ijk}(t)$  corresponde à renda do indivíduo da geração  $(i,j,k)$  no ano  $t$  (1991 ou 2000),  $X$  é um vetor de características socioeconômicas do indivíduo, incluindo também uma constante,  $m_{ijk}(t)$  capta o diferencial da condição de migrante/nativo

para a pessoa que pertence à geração e é representado por uma *dummy* para cada geração; mais especificamente,  $m_{ijk}(t)$  pode fornecer, por exemplo, o diferencial médio não-ajustado ou ajustado (caso se considere o vetor  $X$ ) no ano de 1991 entre o migrante na faixa etária de 25 a 34 anos que chegou no período 1980-84 em relação ao nativo nesta mesma faixa etária. Finalmente,  $\varepsilon_{ijk}(t)$  é um termo estocástico assumido independente das demais variáveis do modelo.

A equação acima é considerada separadamente para os anos de 1991 e 2000 e para cada coorte, o que permite observar os diferenciais de renda entre migrantes e paulistas e de crescimento de sua renda em relação àquele observado para o paulista. No primeiro caso, é possível obter:

$$E[\log w_{ijk}^m(t) | X] - E[\log w_{ijk}^p(t) | X] = m_{ijk}(t). \quad (10)$$

No segundo caso,

$$\begin{aligned} [E(\log w_{ijk}^m(t') | X) - E(\log w_{ijk}^p(t') | X)] - [E(\log w_{ijk}^m(t) | X) - \\ \Delta m_{ijk}(t, t') = [m_{ijk}(t') - m_{ijk}(t)] \end{aligned} \quad (11)$$

A tabela 3 abaixo apresenta os resultados das estimativas da equação (10) para cada coorte, inicialmente sem controles (diferenciais não-ajustados) e sem distinção de estado de origem, para os dois anos censitários.

**Tabela 3 - Diferenciais de renda entre migrantes e paulistas (sem controle)**

|                           | 1991 (I)            | 2000 (II)           | Taxa de convergência/divergência (III) |
|---------------------------|---------------------|---------------------|--|
| <b>Chegada em 1980-84</b> |                     |                     |  |
| 15-24 em 1991             | 0,028**<br>(0,003)  | -0,180**<br>(0,003) | -0,208**<br>(0,004)                    |
| 25-34 em 1991             | -0,188**<br>(0,002) | -0,316**<br>(0,002) | -0,129**<br>(0,004)                    |
| 35-44 em 1991             | -0,327**<br>(0,004) | -0,451**<br>(0,004) | -0,124**<br>(0,006)                    |
| 45-54 em 1991             | -0,444**<br>(0,008) | -0,575**<br>(0,009) | -0,129**<br>(0,012)                    |
| <b>Chegada em 1985-89</b> |                     |                     |  |
| 15-24 em 1991             | 0,101**<br>(0,002)  | -0,170**<br>(0,002) | -0,271**<br>(0,003)                    |
| 25-34 em 1991             | -0,296**<br>(0,002) | -0,382**<br>(0,003) | -0,085**<br>(0,004)                    |
| 35-44 em 1991             | -0,405**<br>(0,004) | -0,557**<br>(0,005) | -0,152**<br>(0,007)                    |
| 45-54 em 1991             | -0,555**<br>(0,007) | -0,665**<br>(0,010) | -0,110**<br>(0,001)                    |
| <b>Chegada em 1990-94</b> |                     |                     |  |
| 15-24 em 2000             | -                   | 0,015**<br>(0,002)  | -                                      |
| 25-34 em 2000             | -                   | -0,264**<br>(0,002) | -                                      |
| 35-44 em 2000             | -                   | -0,462**<br>(0,003) | -                                      |
| 45-54 em 2000             | -                   | -0,599**<br>(0,006) | -                                      |
| <b>Chegada em 1995-99</b> |                     |                     |  |
| 15-24 em 2000             | -                   | 0,025**<br>(0,002)  | -                                      |
| 25-34 em 2000             | -                   | -0,322**<br>(0,002) | -                                      |
| 35-44 em 2000             | -                   | -0,418**<br>(0,004) | -                                      |
| 45-54 em 2000             | -                   | -0,555**<br>(0,007) | -                                      |

Obs.: coeficientes obtidos por MQO com desvios-padrões robustos à heterocedasticidade pelo método de White (1980), “\*” e “\*\*” indicam significância, respectivamente, aos níveis de 5% e 1%.

Como em grande medida esperado, dados os diferenciais de capital humano vistos anteriormente entre os universos de migrantes e paulistas, a evidência inicial a notar é que, em geral, os migrantes apresentam renda inicial menor que os paulistas (diferenciais acima para os que chegaram em 1985-89 para 1991 e 1995-99 para 2000). Por exemplo, no ano de 1991, os migrantes que chegaram em 1985-89 e estavam na faixa dos 35 a 44 anos apresentavam uma renda em torno de 40% (em termos de diferenças de log) menor<sup>22</sup>. Apenas para indivíduos faixa de 15 a 24 anos tal diferencial deixa de ser negativo, o que provavelmente seja explicado pelos diferenciais de investimento em capital humano entre os dois grupos.

É possível identificar também aqui diferenças entre as gerações; considerando os dois diferenciais de salários para os dois períodos de chegada acima referidos, para os respectivos anos de 1991 e 2000, nota-se que os diferenciais de renda entre migrantes e paulistas se elevaram entre estes dois anos para a maioria das coortes. Por exemplo, os indivíduos na faixa de 25 a 34 anos que haviam chegado em 1985-89 apresentavam renda 29,6% menores que paulistas da mesma faixa etária em 1991; já os migrantes nesta mesma faixa etária que chegaram em 1995-99 apresentavam, em 2000, tal diferencial em torno de 32,2%.

Os valores tornam evidente, além disto, que os diferenciais de renda entre migrantes e paulistas, em geral, não diminuem entre os dois períodos censitários, mas, ao contrário, aumentam (o que só pode ser verificado para as gerações que chegaram nos anos 80). Tome-se, sugestivamente, o caso dos mais jovens (15-24 anos) que chegaram no período 1985-89; enquanto que em 1991 apresentavam renda 10% maior que paulistas da mesma faixa etária, em 2000 tal diferencial torna-se negativo, situando-se em torno de menos 17%. Tal resultado difere, assim,

---

<sup>22</sup> O que em termos percentuais equivale a 49% ( $\exp(\text{coef.est.}) - 1$ ). Segue-se no trabalho, como em Borjas (1996, 1999), a simplificação de se tomar as variações percentuais em termos de diferenças dos logaritmos.

daquele obtido por Borjas (2000) para o diferencial de rendas entre migrantes e naturais dos Estados Unidos, no qual, em geral, há convergência entre as rendas nos períodos intercensitários de 1970-80 e 1980-90.

De forma geral, então, o que tais evidências apontam é que o migrante, em relação ao paulista apresenta dotações de qualificações valoradas pelo mercado menores e tais diferenciais não tem diminuído ao longo do tempo. Observe-se, porém, que tais diferenciais favoráveis aos paulistas, em geral, ou tornam-se favoráveis aos migrantes ou diminuem de forma significativa quando são considerados os diferenciais ajustados, isto é, quando são considerados demais variáveis explicativas do comportamento dos salários (vetor  $X$ ) na equação (9). Aqui é considerado apenas um conjunto de variáveis *dummies* para os diferentes níveis educacionais (1 a 15 ou mais anos de estudos) para os indivíduos de cada coorte. Os resultados são apresentados na tabela 4 a seguir.

**Tabela 4 - Diferencias de renda entre migrantes e paulistas com controle para educação**

|                           | 1991 (I)            | 2000 (II)            | Taxa de convergência/divergência (III) |
|---------------------------|---------------------|----------------------|--|
| <b>Chegada em 1980-84</b> |                     |                      |  |
| 15-24 em 1991             | 0,145**<br>(0,003)  | 0,052**<br>(0,002)   | -0,093**<br>(0,004)                    |
| 25-34 em 1991             | 0,122**<br>(0,002)  | 0,077**<br>(0,002)   | -0,045**<br>(0,003)                    |
| 35-44 em 1991             | -0,001<br>(0,004)   | -0,042**<br>(0,003)  | -0,041**<br>(0,005)                    |
| 45-54 em 1991             | -0,061**<br>(0,006) | -0,145**<br>(0,007)  | -0,083**<br>(0,009)                    |
| <b>Chegada em 1985-89</b> |                     |                      |  |
| 15-24 em 1991             | 0,233**<br>(0,002)  | 0,123**<br>(0,002)   | -0,109**<br>(0,003)                    |
| 25-34 em 1991             | -0,006**<br>(0,002) | 0,014**<br>(0,002)** | 0,021**<br>(0,003)                     |
| 35-44 em 1991             | -0,062**<br>(0,004) | -0,100<br>(0,004)    | -0,038**<br>(0,003)                    |
| 45-54 em 1991             | -0,123**<br>(0,006) | -0,163**<br>(0,008)  | -0,040**<br>(0,010)                    |
| <b>Chegada em 1990-94</b> |                     |                      |  |
| 15-24 em 2000             | -                   | 0,171**<br>(0,002)   | -                                      |
| 25-34 em 2000             | -                   | 0,052**<br>(0,001)   | -                                      |
| 35-44 em 2000             | -                   | -0,031**<br>(0,003)  | -                                      |
| 45-54 em 2000             | -                   | -0,134**<br>(0,005)  | -                                      |
| <b>Chegada em 1995-99</b> |                     |                      |  |
| 15-24 em 2000             | -                   | 0,193**<br>(0,002)   | -                                      |
| 25-34 em 2000             | -                   | -0,037**<br>(0,002)  | -                                      |
| 35-44 em 2000             | -                   | -0,060**<br>(0,003)  | -                                      |
| 45-54 em 2000             | -                   | -0,145**<br>(0,005)  | -                                      |

Obs.: coeficientes obtidos por MQO com desvios-padrões robustos à heterocedasticidade pelo método de White (1980), “\*\*” e “\*\*\*” indicam significância, respectivamente, aos níveis de 5% e 1%.

Os valores acima, de fato, permitem afirmar que parte importante dos diferenciais de renda entre migrantes e paulistas podem ser atribuídos aos diferenciais educacionais, um resultado semelhante ao encontrado por Borjas (2000) para o caso dos migrantes no mercado de trabalho americano<sup>23</sup>. Por exemplo, para o caso dos migrantes que chegaram no período 1980-84 e da faixa etária de 25 a 34 anos, enquanto que o diferencial não-ajustado de renda situava-se em torno de -19% em 1991, tal diferencial ajustado para educação para este ano torna-se positivo, ficando em torno de 12%. O trabalho não avança na fundamentação desta mudança, mas note-se que tal resultado é consistente com a possibilidade de presença, ao menos para alguns cortes, de um viés positivo de seleção na população migrante.

Diferentemente dos resultados encontrados por Borjas (2000), porém, a análise dos diferenciais para as coortes ao longo do tempo indica que tais diferenciais, também aqui, não evoluem favoravelmente aos migrantes. Isto é, tais diferenciais, quando negativos, tendem a assumir, nove anos depois, valores ainda maiores (absolutamente) e, quando positivos, tendem a assumir diferenciais menores. Tal dinâmica então aponta para inexistência de convergência entre a renda do migrante e a do paulista, mesmo com controle para diferenciais educacionais<sup>24</sup>. A partir do modelo visto na seção anterior, tal evidência sugere maior complementaridade para paulistas que para migrantes entre o capital humano inicial e níveis adicionais deste.

---

<sup>23</sup> Os diferenciais não se alteram de forma significativa se, além do controle para os diferenciais educacionais, são adicionadas *dummies* para os diferentes ramos de atividade dos indivíduos. Os resultados não são apresentados aqui, mas podem ser disponibilizados pelos autores.

<sup>24</sup> Um resultado que também resiste ao controle para diferenças de ramos de atividade.

#### 4.1. Diferenciais de renda por estado de origem

Um exame destes diferenciais por estado de origem do migrante revela, porém, diferenças importantes entre os mesmos. A tabela 5 abaixo apresenta os diferenciais e a dinâmica das coortes na faixa etária de 25 a 34 anos que chegaram nas primeiras metades das décadas de 80 e 90, permitindo apontar especificamente tais diferenciais<sup>25</sup>.

**Tabela 5 – Diferenciais de renda migrante/paulista para principais estados de origem**

|           | Sem controles                         |                       |                                       | Controle para diferenças educacionais |                    |                                       |
|-----------|---------------------------------------|-----------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|--------------------|---------------------------------------|
|           | Chegada em 1980-84<br>25-34 anos 1991 |                       | Chegada em 1990-94<br>25-34 anos 2000 | Chegada em 1980-84<br>25-34 anos 1991 |                    | Chegada em 1990-94<br>25-34 anos 2000 |
| Estados   | 1991<br>(I)                           | 2000<br>(II)          | 2000<br>(III)                         | 1991<br>(IV)                          | 2000<br>(V)        | 2000<br>(VI)                          |
| <b>MA</b> | -0,069**<br>(0,020)                   | -0,089**<br>(0,020)   | -0,244**<br>(0,012)                   | 0,098**<br>(0,016)                    | 0,130**<br>(0,016) | 0,004<br>(0,010)                      |
| <b>PI</b> | -0,201**<br>(0,011)                   | -0,317**<br>(0,012)   | -0,318**<br>(0,007)                   | 0,182**<br>(0,009)                    | 0,130**<br>(0,009) | 0,054**<br>(0,006)                    |
| <b>CE</b> | -0,194**<br>(0,008)                   | -0,391**<br>(0,008)   | -0,280**<br>(0,006)                   | 0,213**<br>(0,007)                    | 0,090**<br>(0,007) | 0,080**<br>(0,005)                    |
| <b>RN</b> | -0,179**<br>(0,016)                   | -0,338**<br>(0,016)   | -0,242**<br>(0,012)                   | 0,192**<br>(0,013)                    | 0,123**<br>(0,012) | 0,095**<br>(0,010)                    |
| <b>PB</b> | -0,229**<br>(0,011)                   | -0,338**<br>(0,010)** | -0,291**<br>(0,007)                   | 0,214**<br>(0,009)                    | 0,172**<br>(0,008) | 0,097**<br>(0,006)                    |
| <b>PE</b> | -0,246**<br>(0,006)                   | -0,429**<br>(0,007)   | -0,338**<br>(0,005)                   | 0,151**<br>(0,005)                    | 0,069**<br>(0,005) | 0,042**<br>(0,004)                    |
| <b>AL</b> | -0,260**<br>(0,014)                   | -0,417**<br>(0,014)   | -0,358**<br>(0,008)                   | 0,153**<br>(0,011)                    | 0,074**<br>(0,011) | 0,035**<br>(0,007)                    |
| <b>SE</b> | -0,278**<br>(0,017)                   | -0,355**<br>(0,017)   | -0,299**<br>(0,013)                   | 0,129**<br>(0,014)                    | 0,122**<br>(0,013) | 0,082**<br>(0,011)                    |
| <b>BA</b> | -0,259**<br>(0,006)                   | -0,377**<br>(0,006)   | -0,305**<br>(0,004)                   | 0,158**<br>(0,005)                    | 0,097**<br>(0,005) | 0,061**<br>(0,003)                    |
| <b>MG</b> | -0,165**<br>(0,005)                   | -0,287**<br>(0,005)   | -0,221**<br>(0,005)                   | 0,092**<br>(0,004)                    | 0,056**<br>(0,004) | 0,059**<br>(0,004)                    |

<sup>25</sup> A escolha destas coortes para apresentação é explicada pela possibilidade de cotejo entre as gerações e pelo maior contingente de migrantes nas mesmas, o que permitiu considerar um maior número de estados.

|         | Sem controles                         |                     |                                       | Controle para diferenças educacionais |                    |                                       |
|---------|---------------------------------------|---------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|--------------------|---------------------------------------|
|         | Chegada em 1980-84<br>25-34 anos 1991 |                     | Chegada em 1990-94<br>25-34 anos 2000 | Chegada em 1980-84<br>25-34 anos 1991 |                    | Chegada em 1990-94<br>25-34 anos 2000 |
| Estados | 1991<br>(I)                           | 2000<br>(II)        | 2000<br>(III)                         | 1991<br>(IV)                          | 2000<br>(V)        | 2000<br>(VI)                          |
| ES      | -0,253**<br>(0,034)                   | -0,236**<br>(0,039) | -0,029<br>(0,030)                     | 0,003<br>(0,027)                      | -0,049<br>(0,029)  | 0,153**<br>(0,024)                    |
| RJ      | 0,338**<br>(0,016)                    | 0,220**<br>(0,018)  | 0,304**<br>(0,014)                    | 0,189**<br>(0,013)                    | 0,079**<br>(0,014) | 0,196**<br>(0,012)                    |
| PR      | -0,209**<br>(0,006)                   | -0,286**<br>(0,006) | -0,258**<br>(0,005)                   | 0,073**<br>(0,004)                    | 0,061**<br>(0,004) | 0,001<br>(0,004)                      |
| SC      | 0,231**<br>(0,031)                    | 0,101**<br>(0,036)  | 0,332**<br>(0,024)                    | 0,143**<br>(0,025)                    | 0,121**<br>(0,028) | 0,358**<br>(0,020)                    |
| RS      | 0,635**<br>(0,026)                    | 0,233**<br>(0,025)  | 0,411**<br>(0,021)                    | 0,436**<br>(0,021)                    | 0,250**<br>(0,019) | 0,508**<br>(0,017)                    |
| MS      | -0,194**<br>(0,033)                   | -0,145**<br>(0,029) | -0,148**<br>(0,020)                   | 0,099**<br>(0,026)                    | 0,053*<br>(0,022)  | 0,011<br>(0,016)                      |
| MT      | -0,244**<br>(0,037)                   | -0,246**<br>(0,034) | -0,313**<br>(0,025)                   | 0,034<br>(0,029)                      | 0,034<br>(0,026)   | -0,025<br>(0,020)                     |

Obs.: coeficientes obtidos por MQO com desvios-padrões robustos à heterocedasticidade pelo Método de White (1980), “\*” e “\*\*” indicam significância, respectivamente, aos níveis de 5% e 1%.

A primeira evidência importante a destacar diz respeito aos diferenciais de renda entre migrantes e paulistas, que, de forma geral, inicialmente negativos, passam a ser favoráveis aos primeiros a partir do ajustamento para os diferenciais educacionais (o que confirma o padrão da tabela anterior para estas coortes quando considerado todo o universo de migrantes)<sup>26</sup>. Tal mudança, ao mesmo tempo em que aponta para a importância dos níveis de qualificação iniciais (descartando, desta forma, de acordo com o modelo visto, a possibilidade “complementaridade relativa forte”), reforça a sugestão, ao menos para estas coortes, de potenciais vieses positivos de seleção em relação aos migrantes.

<sup>26</sup> Novamente, tal padrão de comportamento para os diferenciais é robusto a controles para os ramos de atividade.

Há, porém, três exceções a esta mudança de padrão: os estados do Rio de Janeiro, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Tais estados, aliás, destacam-se por apresentar migrantes com diferenciais de renda positivos em relação aos paulistas, mesmo quando tais diferenciais não são ajustados pelos diferentes níveis educacionais (as razões para tal são discutidas a ser seguir).

Em termos de evolução dos diferenciais, de forma geral, confirmam-se os resultados anteriores: em geral, um maior período em São Paulo torna os diferenciais de rendas mais desfavoráveis aos migrantes, sejam estes ajustados (cotejo entre as colunas (IV) e (V)) ou não (cotejo entre as colunas (I) e (II)) para os diferenciais educacionais; da mesma forma, no confronto entre gerações (colunas (I) e (III) e colunas (IV) e (VI)), com poucas exceções, os diferenciais são mais desfavoráveis aos migrantes sobretudo para as gerações mais recentes.

O que pode explicar os diferenciais de renda entre migrantes e paulistas por estados de origem? Evidentemente, a alternativa imediata é buscar explicações nas diferentes distribuições de dotações ou capacidades (unidades de eficiência) entre os migrantes de acordo com os estados de origem. Como visto acima, porém, ao menos no que pese a distribuição de qualificações educacionais (e de ocupação por ramos de atividades), as diferentes distribuições de dotações parecem insuficientes para apreensão completa dos diferenciais. Em verdade, a literatura internacional sobre migração e diferenciais de renda migrante/nativo, redireciona o foco de atenção para as características dos estados de origem, que, além conter informações a respeito das características individuais observáveis dos migrantes, condicionariam o desempenho econômico do migrante através de características não observáveis no mercado de trabalho de destino (Borjas, 1987, 2000; Jasso e Rosenzweig, 1986). Em uma interpretação mais ampla e de acordo com o modelo teórico visto na seção 2, todas estas características individualmente observáveis e motivacionais do estado de origem deve-

riam ser interpretadas como o capital humano efetivo ou unidades de eficiência do migrante. O efeito deste conjunto de características sobre o desempenho econômico do migrante, ainda de acordo com a teoria vista, dependeria da extensão das presenças da “complementaridade relativa” ou “substitutibilidade relativa” da função de produção.

A consideração do impacto das características dos estados de origem sobre o desempenho empírico do modelo é, assim, duplamente informativa. Por um lado, na medida em que tais características apreendem os efeitos de parte importante do capital humano efetivo dos migrantes, permite obter evidências iniciais sobre a extensão dos efeitos de “complementaridade relativa” e “substitutibilidade relativa” da função de produção; por outro, informa especificamente através de quais características dos estados tais efeitos atuam.

São consideradas, aqui, especificamente quatro características dos estados de origem: a renda *per capita* (R\$), o índice de Gini, a distância em relação a São Paulo (da capital, km) e a relação tamanho da costa (litoral)/área do estado ( $\text{km}/\text{km}^2$ )<sup>27</sup>. Caso níveis mais elevados de renda *per capita* do estado de origem elevem a qualificação do migrante oriundo deste estado, migrantes vindos de estado mais ricos devem apresentar diferenciais mais favoráveis caso não prevaleça a “complementaridade relativa forte”, mais elevadas taxas de crescimento caso prevaleça a “complementaridade relativa”, menores taxas de crescimento caso prevaleça a “substitutibilidade relativa” ou taxas de crescimento insensíveis ao grau de riqueza, no caso de “neutralidade relativa”.

Em geral, como argumenta Borjas (1987), economias com elevado índice de Gini tendem a apresentar um viés negativo de desempenho para migrantes destas economias, o que é

---

<sup>27</sup> A literatura sobre migração internacional comumente utiliza características adicionais como, por exemplo, grau de abertura dos países e grau de instabilidade política; veja-se a respeito Borjas (1999 e 2000).

explicado pelo maior retorno para qualificação que estas economias tendem a apresentar. Os efeitos esperados de índices de Gini elevados dos estados sobre o desempenho econômico dos migrantes tendem, assim, a atuar em sentidos exatamente opostos àqueles dos impactos de níveis elevados de renda *per capita*, nas diferentes situações apontadas acima, tanto sobre os diferenciais como sobre as taxas de crescimento da renda do migrante.

Por seu turno, maiores distâncias em relação ao mercado de trabalho de destino tendem a influenciar (positivamente) os níveis de capital humano dos migrantes (Borjas, 1987) e o retorno da migração (Borjas e Bratsberg, 1996). Essa relação estaria associada a fato de que os migrantes de origens mais distantes tendem a ver a migração como algo mais permanente. Seus efeitos sobre os níveis e dinâmica de renda dos migrantes tendem a caminhar em paralelo aos efeitos já observados para o grau de riqueza dos estados.

Por fim, dada as dimensões continentais do país, as distintas localizações geográficas dos estados em relação a São Paulo e o fato de que grande parte das amenidades locais estarem associadas ao grau de contato ou exposição litorânea dos estados, é também considerado o potencial papel destas amenidades sobre o desempenho econômico dos migrantes através da variável “extensão da costa/área dos estado”. Espera-se que, caso tal variável apresente papel relevante, este atue no sentido de selecionar positivamente os migrantes (do ponto de vista de sua qualificação), ou seja, aguarda-se efeitos nos mesmos sentidos daqueles discutidos para renda e distância.

Para a renda *per capita* e índices de Gini dos estados, as informações utilizadas provêm dos próprios Censos Demográficos de 1991 e 2000, já as informações a respeito das distâncias entre as capitais foram obtidas diretamente do IBGE e do Guia 4 Rodas (2002) e as razões “extensão da costa/área do estado” tiveram como fontes as Secretarias Estaduais de Planejamento. A tabela 6 a seguir apresenta os resultados das estimativas das

influências destas variáveis sobre os diferenciais iniciais de renda entre migrantes e paulistas, considerados para as 4 coortes que chegaram em 1985-89 (1991) e as 4 que chegaram em 1995-99 (2000) e 17 estados acima considerados.<sup>28</sup>

**VI) TABELA 6 – EXPLICAÇÃO DOS DIFERENCIAIS (NÍVEIS) – VARIÁVEL DEPENDENTE É O DIFERENCIAL INICIAL DE RENDA EM RELAÇÃO A SÃO PAULO ( $M_{IK}(T)$ )**

|                                | 1991                  | 2000                  | Pooling                |
|--------------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| Cte                            | -0,690<br>(1,137)     | -0,629<br>(1,633)     | -0,595<br>(0,888)      |
| Log da renda <i>per capita</i> | 0,617**<br>(0,177)    | 0,619**<br>(0,187)    | 0,618**<br>(0,122)     |
| Distância                      | 0,00017*<br>(0,00007) | 0,00017*<br>(0,00006) | 0,00017**<br>(0,00004) |
| Gini                           | -5,064**<br>(1,224)   | -5,485**<br>(1,467)   | -5,271**<br>(0,863)    |
| Razão costa/área               | 8,830<br>(9,842)      | 24,138*<br>(10,087)   | 16,418*<br>(7,142)     |
| R <sup>2</sup>                 | 0,622                 | 0,715                 | 0,667                  |
| n. observ.                     | 68                    | 68                    | 136                    |

Obs.: coeficientes obtidos por MQO com desvios-padrões (entre parênteses) robustos à heterocedasticidade pelo método de White (1980), “\*” e “\*\*” indicam significância, respectivamente, aos níveis de 5% e 1%. Todas as regressões incluem *dummies* para as diferentes coortes.

De forma geral, os resultados são extremamente consistentes com as evidências disponíveis na literatura sobre migração e apontam bom poder explicativo. Migrantes oriundos de estados mais ricos, mais distantes, expostos a maiores amenidades litorâneas e oriundos de estados com melhor distribuição de renda tendem a apresentar diferenciais iniciais de renda mais

<sup>28</sup> A escolha desses dois períodos de chegada está relacionada ao fato de que os dados de salário dos censos podem ser considerados como uma melhor aproximação da renda inicial daqueles que chegaram na segunda metade das décadas anteriores aos mesmos do que para aqueles que chegaram na primeira metade.

favoráveis (apenas para a variável razão costa/área no ano de 1991 não é encontrada significância estatística para os coeficientes estimados, à parte a constante).

Perceba-se que os resultados permitem entender os desempenhos mais favoráveis frente aos paulistas dos migrantes oriundos do Rio de Janeiro (mais elevada renda *per capita* em 2000 e mais elevada relação “extensão da costa/área”) e dos estados de Santa Catarina e Rio Grande do Sul (menores índices de Gini em 1991 e 2000 e segundo e terceiro colocados em termos de renda *per capita* em 2000).

Tais evidências também sugerem, dados os sinais dos coeficientes obtidos, mais uma vez, que não deve prevalecer na função de produção uma relação de “complementaridade relativa forte”; por outro lado, os resultados, até aqui, são consistentes, quanto à extensão dos graus de complementaridade e substitubilidade do capital humano, com as três demais possibilidades teóricas vistas na seção 2.

O restante do trabalho dedica-se, portanto, a buscar evidências que auxiliem em uma maior delimitação do tipo de relação existente na função de produção.

#### *4.2. A dinâmica do diferencial de renda entre migrantes e paulistas*

O trabalho inicia a obtenção de evidências a respeito destas últimas alternativas investigando o papel das variáveis acima consideradas sobre a dinâmica de crescimento do diferencial de renda migrante/paulista. Neste sentido, ao invés do diferencial inicial de renda, toma-se, agora, como variável dependente, o crescimento do diferencial de renda entre migrantes e paulistas entre 1991 e 2000, isto é,  $\Delta m_{ijk}(t, t') = [m_{ijk}(t') - m_{ijk}(t)]$ . Note-se, a este respeito, que as possibilidades restantes de quanto ao comportamento da função de produção implicam relações distintas entre os

níveis de qualificação do migrante e seu crescimento da renda. Especificamente, caso prevaleça uma relação de “substitubilidade relativa”, é esperada uma relação negativa (refletindo o menor investimento inicial) entre as variáveis que afetam positivamente o capital humano (entendido em sentido amplo) do migrante e a taxa de crescimento de sua renda; por outro lado, caso prevaleça a “complementaridade relativa”, aguarda-se uma relação positiva (reflexo do maior investimento inicial) entre as variáveis que afetam positivamente o capital humano do migrante e a taxa de crescimento de sua renda; por fim, caso vigore uma relação de “neutralidade relativa” na função de produção, não deve existir qualquer relação entre as variáveis que afetam o capital humano do migrante e a taxa de crescimento de sua renda.

Por serem as únicas que permitem a observação da variação dos diferenciais entre estes anos (as coortes que chegaram durante a década de 90 não podem ser consideradas) e apresentarem números suficientes de observações para todos os estados acima referidos, as evidências são obtidas unicamente a partir das quatro coortes que chegaram em 1985-89<sup>29</sup>. O exercício inclui também *dummies* para tais coortes nas regressões, o que significa que a variável dependente pode ser tomada como representando a própria variação da renda do migrante (não apenas a taxa de variação relativa), já que a taxa de variação das rendas dos paulistas é constante para cada coorte<sup>30</sup>. A tabela 7, abaixo, apresenta as estimativas dos efeitos destas variáveis sobre a variação do diferencial de renda entre migrantes e paulistas no período entre os anos de 1991 e 2000.

---

<sup>29</sup> Isto, evidentemente, potencialmente limita o exercício empírico; porém, os resultados obtidos nas regressões de convergência, a seguir, sugerem que tal limitação não o compromete.

<sup>30</sup> Este ponto é discutido mais formalmente a seguir.

**VII) TABELA 7 – EXPLICAÇÃO DOS DIFERENCIAIS (NÍVEIS) – VARIÁVEL DEPENDENTE É A VARIAÇÃO DO DIFERENCIAL DE RENDA MIGRANTE/PAULISTA ENTRE OS ANOS DE 1991 E 2000 [ $\Delta M_{IJK}(T, T')$ ]**

|                                | 1991-2000             |
|--------------------------------|-----------------------|
| <b>cte</b>                     | -0,279<br>(0,796)     |
| <b>Log da renda per capita</b> | -0,016<br>(0,112)     |
| <b>Distância</b>               | -0,00004<br>(0,00004) |
| <b>Gini</b>                    | 0,535<br>(0,850)      |
| <b>Razão costa/área</b>        | 8,734<br>(6,121)      |
| <b>R<sup>2</sup></b>           | 0,2508                |
| <b>n. observ.</b>              | 68                    |

Obs.: coeficientes obtidos por MQO com desvios-padrões (entre parênteses) robustos à heterocedasticidade pelo método de White (1980), “\*” e “\*\*” indicam significância, respectivamente, aos níveis de 5% e 1%. Resultados obtidos com inclusão de *dummies* de coortes.

A observação dos valores estimados para os coeficientes permite inferir a não significância estatística dos mesmos, ou seja, as evidências obtidas apontam que, a despeito de afetarem os níveis de qualificações iniciais dos migrantes e, assim, seus diferenciais de renda em relação aos nativos de São Paulo, as variáveis acima consideradas parecem não ter efeitos sobre a dinâmica de renda do migrante quando já em São Paulo.

Observe-se, então, que tal resultado é unicamente consistente com uma situação de “neutralidade relativa” com respeito à função de produção de capital humano ou qualificação (equações (2) e (3) da seção 2).

A partir do fato de que as situações de “substitubilidade relativa”, “complementaridade relativa” e “neutralidade relativa” implicam diferentes relações entre os níveis iniciais de unidade

de eficiência ou qualificação (ver classificação na seção 2), evidências mais diretas a este respeito podem ser obtidas através da estimação da seguinte versão da “equação de convergência” proposta por Borjas (2000):

$$\Delta m_{ijk}(t, t') = \theta m_{ijk}(t) + \delta_{jk} + \eta_{ijk}, \quad (12)$$

onde  $\Delta m_{ijk}(t, t')$ , dada pela equação (11), representa a taxa de variação relativa (ao nativo) da renda do migrante do estado  $i$ , que é regredida sobre o diferencial inicial de renda entre migrantes e paulistas,  $m_{ijk}(t)$ . Também são adicionadas *dummies* de coortes que apreendem o efeito fixo  $\delta_{jk}$ , e permitem controlar influências de fatores que afetam a taxa de variação relativa de migrantes que chegaram no mesmo período ( $j$ ) e com mesma idade ( $k$ ). Por fim,  $\eta_{ijk}$  representa um termo estocástico assumido não correlacionado com demais variáveis.

Note-se que, como a taxa de crescimento da renda do paulista é constante para cada grupo etário, a inclusão das *dummies* implica efetivamente que o valor do coeficiente  $\theta$  da regressão seria o mesmo caso a variável dependente fosse definida em termos unicamente da taxa de variação (não relativa) da renda do migrante, como é típico das equações de convergência (Barro, 1991). Desta forma, além de poderem ser interpretados como avaliando a importância dos determinantes da taxa de convergência da renda entre migrantes e paulistas, os resultados fornecem informações a respeito da relação entre o crescimento da renda do migrante e sua renda inicial e, assim, sobre a função de produção de capital humano.

Os resultados, apresentados a seguir na tabela 8, também são obtidos para uma versão da equação de “convergência condicional”, especificada como:

$$\Delta m_{ijk}(t, t') = \theta * m_{ijk}(t) + \phi H_{ijk}(t) + \xi_{jk} + \eta_{ijk} \quad (13)$$

onde,  $H_{ijk}(t)$  corresponde aos anos médios de estudos da coorte  $(i, j, k)$  em 1991, o que permite verificar a convergência para indivíduos entre os indivíduos que apresentam inicialmente os mesmos níveis educacionais.

**VIII) TABELA 8 – CONVERGÊNCIA DE RENDA – VARIÁVEL DEPENDENTE É O CRESCIMENTO DO DIFERENCIAL DE RENDA NOS 9 PRIMEIROS ANOS EM SÃO PAULO (1991-2000)**

|                                       | Taxa de crescimento não-ajustada |                     | Taxa de crescimento ajustada para diferenciais educacionais |                      |
|---------------------------------------|----------------------------------|---------------------|---|----------------------|
|                                       | (I)                              | (II)                | (III)   | (IV)                 |
| Diferencial de renda inicial educação | -0,125<br>(0,092)                | -0,777**<br>(0,185) | -0,855**<br>(0,017)   | -0,970**<br>(0,0107) |
|                                       | -                                | 0,134**<br>(0,030)  | -   | 0,031**<br>(0,007)   |
| <i>Dummies de coortes</i>             | sim                              | Sim                 | sim   | sim                  |
| R <sup>2</sup>                        | 0,2335                           | 0,5404              | 0,5379  | 0,6442               |
| n. observ.                            | 68                               | 68                  | 68  | 68                   |

Obs.: coeficientes obtidos por MQO com desvios-padrões (entre parênteses) robustos à heterocedasticidade pelo Método de White (1980), “\*” e “\*\*” indicam significância, respectivamente, aos níveis de 5% e 1%.

Os resultados nas colunas (I) e (II) referem-se aos diferenciais não ajustados entre migrante e paulista. O resultado mais importante da tabela é apreendido na primeira destas colunas, e este indica que o coeficiente de convergência (renda inicial), apesar de negativo, não é estatisticamente significativo. Ou seja, as evidências favorecem uma interpretação da função de produção de capital humano no sentido da “neutralidade relativa”, confirmando resultado anterior, já que sugere que não há qualquer relação entre a renda inicial do migrante e sua taxa de crescimento entre 1991 e 2000. Note-se, também, que o re-

sultado sugere que os migrantes não diminuem os diferenciais de renda em relação aos paulistas.

Os resultados das demais tabelas controlam para as diferenças educacionais. A tabela (II) fornece resultados para a regressão (13), isto é, controlando diretamente para diferenciais de educação entre as gerações de migrantes. As evidências agora sugerem que há convergência para migrantes que apresentam mesmos níveis de escolaridade (“convergência condicional”)<sup>31</sup> e um papel positivo para escolaridade no crescimento da renda. Segue-se, adicionalmente a sugestão de Borjas (2000) sendo obtidos resultados para as equações (12) e (13) para os diferenciais de renda e taxas de variação ajustados para as diferenças educacionais entre as indivíduos dos universos de migrantes e paulistas ( $m_{ijk}(t)$ ) da tabela 4, colunas (IV), (V) e (VI) para as coortes com período de chegada 1985-89). Os resultados, respectivamente, com e sem os níveis educacionais das coortes são apresentados nas colunas (III) e (IV). Como se nota, controles adicionais apenas fortalecem os resultados de convergência educacional<sup>32</sup>.

A presença da “convergência condicional” não deve, porém, obscurecer o resultado de que, de fato, as evidências sugerem, por um lado, que os diferenciais de renda entre migrantes e, por outro, que, mesmo dentro do próprio universo de migrantes não há convergência de renda entre estes, um resultado na mesma direção daquele encontrado por Borjas

---

<sup>31</sup> De acordo com o valor do coeficiente estimado (-0,777) e a literatura de convergência (Barro, 1997), as diferenças entre migrantes com mesmas escolaridades diminuíram em torno de 57% no intervalo de nove anos considerados.

<sup>32</sup> Deveriam estar claros as diferentes dimensões dos controles educacionais. No caso dos diferenciais ajustados, o controle ocorre ao nível do indivíduo pertencente aos dois grupos de análise; No caso da inclusão dos níveis médios de escolaridade de cada coorte diretamente na equação, o controle é para as diferenças (educacionais) entre as coortes.

(2000) em seu estudo sobre o progresso econômico do migrante estrangeiro para mercado americano. Diferentemente do encontrado por este autor, porém, as evidências obtidas a respeito da migração interna brasileira para o mercado de trabalho de São Paulo sugerem que na função de produção de capital humano deve prevalecer uma situação de “neutralidade relativa” (e não de “complementaridade relativa”): o investimento em capital humano por parte do migrante independe dos níveis iniciais seu capital humano, em decorrência, os salários iniciais serão mais altos para migrantes mais qualificados e as taxas de crescimento de sua renda independem dos níveis iniciais de capital humano. Em síntese, para o migrante, não haveria relação entre salário inicial e crescimento da renda.

## 5. Conclusões

A despeito do recente interesse a respeito dos fluxos migratórios de mão-de-obra no Brasil, pouco esforço até aqui tem sido feito no sentido de obter informações sobre o progresso econômico dos migrantes no país. A partir de microdados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000, este trabalho procurou iniciar esforços neste sentido, concentrando-se no desempenho econômico dos migrantes oriundos dos demais estados da federação com destino ao estado mais rico do país, o Estado de São Paulo.

Analiticamente, observou-se que o desempenho econômico do migrante no mercado de trabalho de destino depende de suas qualificações ou capital humano (entendido em sentido amplo) no instante de sua chegada, na atitude deste em relação à ampliação deste capital e do próprio momento de chegada ao mercado de destino. Fundamentalmente, sua dinâmica de renda passa a ser então determinada pela tensão entre a complementaridade na aquisição de mais qualificação e o custo de oportu-

nidade (em termos de renda não recebida) pelo investimento nesta aquisição.

No que se refere às evidências sobre o caso brasileiro acima considerado, uma série de importantes resultados foram obtidas. De início, observou-se que o fenômeno da migração interestadual para São Paulo ainda assume magnitude considerável: em 2000, os migrantes de demais estados perfaziam quase um terço do universo de nativos de São Paulo, além disto, entre 1991 e 2000, o crescimento do universo de brasileiros não paulistas habitando São Paulo foi maior que o crescimento da população deste estado.

Segundo, observou-se que, em geral, independente das coortes de chegada ou idade, os níveis iniciais de renda do migrante tendem a ser menores que aqueles dos paulistas. Neste sentido, foi também possível apontar diferenças inter-geracionais: as coortes com períodos de chegada mais recentes tendem a apresentar maiores defasagens de renda em relação aos paulistas. Tais diferenças de níveis, porém, diminuem, desaparecem ou tornam-se positivas quando tais diferenciais são ajustados pelos diferenciais educacionais e variam consideravelmente de acordo com o estado de origem dos migrantes.

Na explicação destes diferenciais de níveis de renda entre migrantes e paulistas, os resultados obtidos se revelaram extremamente consistentes com a literatura internacional sobre migração; especificamente, estimativas a respeito do papel de todas as variáveis consideradas potencialmente responsáveis por maiores (menores) níveis de capital humano do migrante mostram que estas de fato colaboram para um diferencial mais favorável (desfavorável) de renda entre o migrante e o nativo de São Paulo.

Por seu turno, as evidências obtidas a respeito da dinâmica de renda do migrante entre os anos de 1991 e 2000 permitem perceber que os diferenciais de renda entre migrantes e paulistas não tendem a desaparecer, o mesmo acontecendo com

as diferenças de renda dentro do próprio grupo de migrantes. Tais evidências também sugerem que a função de produção de capital humano do migrante, ou seja, seu esforço na obtenção de capital humano adicional quando em São Paulo, caracteriza-se por uma “neutralidade relativa”: independente dos níveis iniciais de capital humano, os migrantes tendem a investir inicialmente uma mesma fração do capital humano na aquisição de qualificações adicionais, o que explicaria os salários iniciais mais altos para migrantes mais qualificados e as taxas de crescimento de sua renda independentes dos níveis iniciais de capital humano, ambos os resultados obtidos empiricamente.

## Referências

BARRO, R. (1991) “Economic growth in a cross-section of countries,” *Quarterly Journal of Economics*, 106, pp. 407-443.

BARRO, R. e SALA-I-MARTIN, X. (1995) *Economic Growth*, Economic Grow. McGraw-Hill, New York.

BORJAS, G.J. (2000) “The Economic Progress of Migrants”, In *Issues in the Economics of Immigration*, edited by George J. Borjas, University of Chicago Press, pp. 15-49.

\_\_\_\_\_. (1999) “The Economic Analysis of Immigration”, In *Handbook of Labor Economics*, Volume 3A, edited by Orley Ashenfelter and David Card, North-Holland, 1999, pp. 1697-1760.

\_\_\_\_\_. (1987) “Self-selection and the earnings of immigrants”, *American Economic Review*, 77 (4), p.531-553.

BORJAS, G. e BRASTSBURG, B. (1996) “Who leaves? The outmigration of the foreign-born”, *Review of Economic and Statistics*, 78(1), pp.165-176.

CANÇADO, R.P.(1999) “Migrações e Convergência no Brasil: 1960-91”, *Revista Brasileira de Economia*, abr/jun, pp. 211-236.

FERREIRA, A. H.B. (1996) “Os movimentos migratórios e os diferenciais de renda *per capita* entre os estados do Brasil (1970-1980)”, mimeo.

MENEZES, T. e FERREIRA JR., D. (2002) “Migração e convergência de renda”, Anais do VII Encontro de Economia Regional da ANPEC, Fortaleza.

NETO JUNIOR, J.L. da S.; MOREIRA, I.T.; ARAÚJO, A.F.V. de; e FIGUEIREDO, E.A. de (2003). “Migrações e acumulação de capital humano: uma análise do período de 1950-2000”, *Revista Econômica do Nordeste*, vol. Setembro, p.p.

PEKKALA, S. e KANGASHARJU, A. (1998) “Migration and regional convergence among the Finnish sub-regions, 1975-1995”, Pallervo Economic Research Institute Working Papers.

RODGERS, J. R, e RODGERS, J. L. (2001). “The effects of Income disparities on inter-regional migration in a technologically developed country: evidence from Australia”, mimeo.

SANTOS JÚNIOR, E. R. (2002) *Migração e Seleção: o Caso do Brasil*. Dissertação de mestrado, Escola de Pós-graduação em Economia (EPGE) – FGV, Rio de Janeiro.