

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
FACULDADE DE ECONOMIA E ADMINISTRAÇÃO
MESTRADO EM ECONOMIA APLICADA

AMANDA REIS ALMEIDA SILVA

**CONDICIONANTES TERRITORIAIS E INDIVIDUAIS DA MOBILIDADE DE
TRABALHADORES DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO PAULISTA: UMA
ABORDAGEM MULTINÍVEL PARA O PERÍODO 1999-2002**

JUIZ DE FORA
2010

Amanda Reis Almeida Silva

**Condicionantes territoriais e individuais da mobilidade de
trabalhadores da indústria de transformação paulista: uma
abordagem multinível para o período 1999-2002**

Dissertação apresentada ao programa de
Pós-Graduação em Economia Aplicada
da Universidade Federal de Juiz de Fora
como requisito parcial para obtenção do
grau de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Eduardo Gonçalves

Co-orientador: Prof. Dr. Ricardo Freguglia

JUIZ DE FORA
2010

Silva, Amanda Reis Almeida.

Condicionantes territoriais e individuais da modalidade de trabalhadores da Indústria de Transformação paulista: uma abordagem multinível para o período 1999 a 2002 / Amanda Reis Almeida Silva. – 2010.

98 f. : il.

Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada)—Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2010.

1. Migração – São Paulo. 2. Qualificação profissional. 3. Trabalho e trabalhadores. I. Título.

CDU 325.1(816.1):331.586

Amanda Reis Almeida Silva

Condicionantes territoriais e individuais da mobilidade de trabalhadores da indústria de transformação paulista: uma abordagem multinível para o período 1999-2002.

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado em Economia Aplicada, da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre.

Aprovada em ____/____/____

Prof. Dr. Eduardo Gonçalves(Orientador)
CMEA- Universidade Federal de Juiz de Fora

Prof. Dr. Ricardo Freguglia (Co-orientador)
CMEA- Universidade Federal de Juiz de Fora

Profª. Dra. Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira
CEDEPLAR – Universidade Federal de Minas Gerais

Profª. Dra. Suzana Quinet A. Bastos
CMEA- Universidade Federal de Juiz de Fora

Dedico este trabalho à minha família em
agradecimento ao amor e confiança que
sempre depositaram em mim.

AGRADECIMENTOS

Ao Senhor, meu refúgio e fortaleza, socorro bem presente, minha infinita gratidão pelo Seu incomensurável amor, zelo e fidelidade, por ter me proporcionado a alegria de viver.

Aos meus pais, Dercionílio e Judith, fontes de minha força e caráter, meu amor e admiração, pelo exemplo, pelo carinho incondicional, pelo incentivo nesta e tantas outras caminhadas, e pelas expectativas depositadas.

Aos demais familiares, minha madrinha Maria, minha avó Jovita (*in memoriam*) e amigos queridos, em especial ao meu irmão Alan, pelo incentivo e a compreensão nos momentos de ausência.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela disponibilização da bolsa de estudos.

Ao professor Dr. Eduardo Gonçalves, todo o meu carinho e reconhecimento pela dedicação e incentivo, pelas experiências compartilhadas, pelo tempo e paciência na orientação deste trabalho, pela compreensão diante dos erros, pelas correções, mas acima de tudo, pela amizade e confiança.

Ao Coordenador do Curso de Mestrado em Economia Aplicada, Dr. Fernando Perobelli, em nome de quem agradeço a todo o corpo docente, em especial ao co-orientador deste trabalho Dr. Ricardo Freguglia pela paciência e disponibilidade de ajudar e tirar dúvidas.

Aos queridos amigos e colegas Erika, Kênia, Joilson, Tayane e Vivi pelos momentos especiais que vivemos entre o coleguismo e a amizade, a aventura e o compromisso, o riso e a lágrima, o cansaço e a superação.

À Secretária do Curso de Mestrado em Economia Aplicada, Cida, pela mão sempre estendida.

A todos que de alguma forma passaram pela minha vida, deixando um pouco de si e levando um pouco de mim, contribuindo para minha formação pessoal e acadêmica.

Muito obrigada!

RESUMO

Esta dissertação tem como objetivo principal investigar os determinantes pessoais e regionais da migração de trabalhadores no estado de São Paulo. São analisadas duas amostras de indivíduos, onde uma constituída por trabalhadores em geral e a outra por trabalhadores qualificados. Os dados individuais utilizados foram obtidos da base de dados Rais-Migra, e dados municipais provenientes do IBGE e Ipeadata. A metodologia aplicada aborda um modelo logit hierárquico, que considera as variáveis explicativas nos seus devidos níveis individual e municipal, para modelar a probabilidade de migrar. A metodologia estende-se para a análise exploratória dos dados espaciais (AEDE) que permite verificar de que forma a heterogeneidade espacial presente no nível municipal pode ser incorporada no modelo multinível. A análise hierárquica-espacial revelou que as características municipais no destino têm maior impacto na decisão de migrar dos trabalhadores qualificados. Eles são atraídos por cidades de grande porte que têm maior capacidade de geração de emprego, além de apresentar proporção relevante de seu produto determinada por empresas inovativas e exportadoras. As características individuais como idade, salário no destino, experiência e tamanho da empresa em que trabalha também se mostram importantes.

Palavras-chave: Migração, Trabalhadores Qualificados, Multinível.

ABSTRACT

The present work aims to investigate the migration's personal and regional determinants of migration of workers in the state of São Paulo. Two samples are examined, one composed by workers in general and another by skilled workers. The micro-data was obtained from Labor Ministry of Brasil (Rais-Migra), and data from municipalities from IBGE and Ipeadata. The methodology deals with a hierarchical logit model, which considers the variables in their proper individual and municipal levels, to model the determinants of worker's mobility. The methodology extends to the spatial exploratory data analysis (ESDA) that lets us check how the spatial heterogeneity present at the municipal level can be incorporated into the multilevel model. Spacial-Hierarchical analysis revealed that the characteristics in the destination city has greater influence on decision to migrate of skilled workers. They are attracted to cities that have greater capacity to generate employment, and present relevant portion of their value-added determined by innovative and exporters companies. Individual characteristics such as age, wage at the destination, experience and size of company they work are also important.

Key-words: Migration, Skilled workers, Multilevel.

LISTA DE MAPAS

Mapa 1: Moran Scatterplot (esquerda) e mapa de clusters para escolaridade média da população maior que 25 anos	76
Mapa 2: Moran Scatterplot (esquerda) e mapa de clusters para índice de Gini	76
Mapa 3: Moran Scatterplot (esquerda) e mapa de clusters para proporção de empresas inovadoras.....	76
Mapa 4: Moran Scatterplot (esquerda) e mapa de clusters para renda per capita	76
Mapa 5: Moran Scatterplot (esquerda) e mapa de clusters para densidade populacional	77
Mapa 6: Moran Scatterplot (esquerda) e mapa de clusters para crimes/habitantes.....	77
Mapa 7: Moran Scatterplot (esquerda) e mapa de clusters para emissões de CO2.....	77

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Participação do valor adicionado e da população das regiões metropolitanas e pólos no total do Estado de São Paulo, 2000.	41
Gráfico 2: Probabilidade de migrar por gênero em relação à renda no Estado de São Paulo. Período: 1999-2002.	65
Gráfico 3: Probabilidade de migrar por escolaridade em relação ao índice de Gini nos municípios do Estado de São Paulo. Período: 1999-2002.....	67
Gráfico 4: Probabilidade de migrar por percentis de experiência (25° e 75°) em relação às admissões líquidas nos municípios do Estado de São Paulo. Período: 1999-2002.	69
Gráfico 5: Probabilidade de migrar por gênero em relação à proporção de empresas inovadoras dos municípios do Estado de São Paulo. Período: 1999-2002.....	73

LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Resumo comparativo dos trabalhos referentes aos determinantes da migração (continua).....	31
Quadro 2: Resumo comparativo dos trabalhos referentes aos determinantes da migração de trabalhadores qualificados	33
Quadro 3: Descrição das variáveis	60

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Participação das principais regiões metropolitanas, segundo indicadores do mercado de trabalho, Estado de São Paulo 2000.	42
Tabela 2: Taxa de crescimento do emprego formal, 1999-2002.	43
Tabela 3: Resultados das regressões multinível para probabilidade de migrar de trabalhadores dos municípios de São Paulo no período de 1999 a 2001	64
Tabela 4: Resultados das regressões multinível para probabilidade de migrar dos trabalhadores qualificados dos municípios de São Paulo no período de 1999 a 2001.	71
Tabela 5: Estatística I de Moran para as variáveis que representam as características dos 645 municípios de São Paulo no ano 2000.	75
Tabela 6: Estimativas da regressão para os resíduos do modelo hierárquico sem covariáveis no nível 2 para a probabilidade de migrar da amostra total de indivíduos 81	81
Tabela 7: Estimativas da regressão para os resíduos do modelo hierárquico sem covariáveis no nível 2 para a probabilidade de migrar dos indivíduos qualificados 82	82
Tabela 8: Resultados dos modelos hierárquicos sem e com efeitos espaciais para a amostra total de indivíduos 88	88
Tabela 9: Resultados dos modelos hierárquicos sem e com efeitos espaciais para os indivíduos qualificados..... 89	89

SUMÁRIO

1	Introdução.....	12
2	Arcabouço Teórico	16
2.1	Difusão de conhecimento tecnológico e o papel da mobilidade de trabalhadores	16
2.2	Fatores Determinantes da Migração de trabalhadores	21
2.2.1	Fatores Individuais	22
2.2.2	Fatores Regionais	24
2.3	Mobilidade dos trabalhadores qualificados no Brasil.....	35
2.4	Características econômicas e do mercado de trabalho formal do Estado de São Paulo 40	
3	Arcabouço Metodológico	44
3.1	Análise Multinível	44
3.1.1	Modelo Hierárquico Linear	45
3.1.2	Modelo Logístico Hierárquico.....	47
3.2	Controle para os Efeitos Espaciais.....	51
3.2.1	Análise Exploratória Espacial	51
3.3	Análise Hierárquico-Espacial dos Determinantes da Migração de Trabalhadores Qualificados.....	55
3.4	Descrição do banco de dados e das variáveis	58
4	Resultados.....	62
4.1	Modelo Hierárquico para toda a amostra de trabalhadores	62
4.2	Modelo Hierárquico para a amostra de trabalhadores qualificados.....	70
4.3	Análise Exploratória Espacial.....	74
4.4	Regressão Espacial	80
4.5	Análise Hierárquico-Espacial dos determinantes da Probabilidade de Migrar	84
5	Conclusão	90
6	Referências	93

1 Introdução

Na literatura de economia do trabalho há muitas referências que destacam o capital humano e a qualidade da força de trabalho como fatores importantes para o desenvolvimento e crescimento das empresas, cidades e regiões (CANTWELL, 2004, HEUERMANN, 2009, FISCHER e VARGA, 2003, MACDISSI e NEGASSI, 2002). Quando o trabalho qualificado não tem mobilidade entre as cidades e regiões, as empresas localizadas onde há escassez de oferta de trabalho têm dificuldades de empregar trabalhadores qualificados e com experiência, o que pode ser um fator de retardamento do crescimento. A importância da mobilidade dos trabalhadores qualificados advém do fato de que ela está ligada aos *spillovers* de conhecimento entre regiões. Eles ocorrem porque as idéias estão incorporadas nas pessoas que possuem habilidades, conhecimento e “*know-how*” para empregar no avanço tecnológico (FELDMAN, 1999; ALMEIDA e KOGUT, 1999).

Esses *spillovers* podem ocorrer porque esses profissionais qualificados e com experiência são portadores de um tipo de conhecimento que é de natureza tácita. Eles se constituem em elementos do conhecimento que os indivíduos possuem que não são codificados, não são publicados e que eles mesmos não podem explicar completamente, podendo apenas ser transmitidos via contatos face-a-face, por estarem incorporados no indivíduo (DOSI, 1988).

Dada a relevância da mobilidade da mão-de-obra, principalmente a qualificada, vários estudos foram realizados com o intuito de determinar quais fatores determinam a decisão do indivíduo de mudar ou não de região (KULU E BILARI, 2004; DAHL, 2004). Os estudos de migração destacam o papel tanto dos fatores que tem relação direta com o indivíduo, seus desejos e crenças, como também dos fatores relacionados com o ambiente social e geográfico. Dessa forma a análise dos determinantes da migração deve levar em conta fatores pessoais e do contexto no qual o indivíduo está inserido.

Sjaastad (1962) enfatizou que o indivíduo compara o valor presente dos ganhos de renda com os custos de mobilidade, e só opta por migrar se obtém ganhos líquidos positivos.

Nesta análise de custo-benefício vários são os fatores impactantes. Sahota (1968) destaca outros fatores importantes na determinação da decisão de migrar, sendo os principais a idade, sexo, grau de escolaridade e renda. Contudo, como coloca Golgher (2004), também são consideradas características concernentes às regiões, que podem aumentar ou diminuir a atratividade de uma em relação à outra. Dentre essas características destacam-se as diferenças de salários nas várias regiões, as possibilidades diferenciadas de obtenção de empregos, o custo variável de moradia e de vida e a maior presença de empregos na indústria.

Para a mão-de-obra altamente qualificada e criativa os determinantes não-pecuniários da decisão de migrar relacionados à região têm ganhado cada vez mais importância frente aos fatores econômicos supracitados. Esses indivíduos têm buscado por locais com mais amenidades urbanas, tais como aqueles que apresentam melhores condições climáticas, menores níveis de criminalidade, melhores oportunidades de lazer, menores níveis de poluição, menos congestionamento de tráfego, melhores condições de moradia, entre outros (QUEIROZ e GOLGHER, 2008).

Neste trabalho é estudado o fluxo migratório de trabalhadores qualificados dentro do estado de São Paulo com o objetivo de elucidar os determinantes pessoais e regionais que influenciam a migração dentro do estado. Para atingir este intento um modelo multinível logit é estimado com dois níveis hierárquicos, o individual e o municipal. Dessa forma será possível considerar não apenas a variabilidade que existe entre os indivíduos, mas também entre os municípios de destino.

Quanto ao nível regional é realizada uma análise exploratória espacial dos resíduos para verificar a existência de transbordamentos entre os municípios, ou seja, se as variáveis agregadas de um município podem ser influenciadas pelas variáveis dos municípios vizinhos, o que constitui evidência de autocorrelação espacial. A análise econométrica espacial também permite inferir se há municípios com comportamento diferenciado com relação aos seus vizinhos, ou seja, heterogeneidade espacial. Feito isso, é estimado o modelo hierárquico-espacial.

A análise é feita para São Paulo dada a representatividade deste estado em relação à região Sudeste e até mesmo em relação ao país, já que concentra a maior parte dos profissionais de elevada escolaridade e os profissionais vinculados às atividades intensivas em conhecimento (DINIZ e GONÇALVES, 2001). Além disso, Baeninger (2004) destaca que os principais fluxos migratórios intra-estaduais são desencadeados da Região Metropolitana de São Paulo em direção, principalmente, aos pólos de atração regional no interior do estado.

A motivação dessa pesquisa está baseada na necessidade de compreender como são determinados os fluxos migratórios de trabalhadores qualificados, dada a importância desses indivíduos para o desenvolvimento econômico e social de uma região. Um aspecto que reforça a importância deste trabalho é o uso de um método pouco usado, a saber, o modelo multinível associado à análise econométrica espacial. Apesar do crescente reconhecimento da importância dos fatores regionais, juntamente com os individuais, na literatura sobre migração há ainda poucos trabalhos que têm incorporado fatores multiníveis em suas modelagens (KULU E BILLARI 2004; EZRA e KIROS 2001; YANG E GUO, 1999).

Por isso, essa dissertação tenta contribuir para a literatura de migração no Brasil analisando, a partir de uma perspectiva multinível, os determinantes da migração de trabalhadores. Essa análise abordará especificamente quais as características dos migrantes, qual o papel dos fatores pessoais e regionais na definição dos fluxos e no padrão da migração e, ainda, se os trabalhadores qualificados migram pelas mesmas razões que os trabalhadores em geral.

A análise multinível incorpora ainda possíveis heterogeneidades espaciais através da estimação do modelo hierárquico-espacial. Existem trabalhos sobre migração que fazem algum tipo de análise espacial para identificar a existência de heterogeneidade nos dados regionais, como, por exemplo, Tsegai e Le (2010) analisam como as características dos distritos de Gana influenciam os fluxos de migração usando um banco de dados geográfico, e Scardaccione *et al.* (2010), que utilizam o índice de Moran e indicador de associação espacial (LISA) para analisarem a migração regional na Itália. Contudo, esses trabalhos apenas identificam a dependência espacial, embora não a controlem num modelo de migração convencional. Esse fato leva à segunda contribuição dessa dissertação para a literatura, que consiste em incorporar o efeito espacial no modelo multinível de determinantes da migração, estimando o modelo hierárquico-espacial.

Os resultados encontrados também fazem sua contribuição, mostrando que as características dos municípios de origem têm influência significativa sobre a probabilidade do trabalhador do setor formal paulista ser migrante, principalmente os qualificados.

A base de dados utilizada é a RAIS-Migra, que possui a vantagem de contar com microdados referentes ao mercado de trabalho, permitindo o acompanhamento da trajetória dos trabalhadores pelo rastreamento do número do Programa de Integração Social (PIS), e disponibilidade de informações demográficas bem como aquelas relativas ao vínculo empregatício do trabalhador. O estudo está baseado também em microdados dos municípios paulistas fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Ipeadata e

Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) para os anos de 1999, 2000, 2001 e 2002.

A fim de cumprir com os objetivos propostos, a dissertação foi organizada em cinco capítulos. No Capítulo 1, fez-se uma introdução ao assunto a ser tratado e foram expostos os objetivos, assim como a contribuição a ser realizada para a literatura de migração. No Capítulo 2 é realizada uma revisão teórica da literatura sobre mobilidade de trabalhadores, destacando a migração de trabalhadores qualificados e seu papel na difusão de conhecimento. Esse capítulo relata principalmente quais os determinantes da migração, no nível do indivíduo e no nível regional. Cabe ressaltar que não foi feita uma revisão bibliográfica exaustiva sobre o tema.

O capítulo 3 trata das metodologias utilizadas. Primeiramente, faz-se uma descrição do modelo multinível para resposta binária. Em seguida, são apresentados os índices da análise espacial que serão utilizados para identificar a dependência espacial nos dados regionais. Uma vez constatada a dependência espacial, descreve-se como identificar o verdadeiro processo de autocorrelação espacial das variáveis municipais. Por fim, expõe-se a sugestão de Morenoff (2003) para estimar o modelo hierárquico-espacial. Os resultados dos modelos hierárquicos são apresentados no Capítulo 4, no qual é feita uma comparação entre os resultados encontrados para indivíduos qualificados e a amostra total, que inclui tanto trabalhadores qualificados como não-qualificados do mercado de trabalho formal de São Paulo. É apresentada também uma comparação entre os resultados do modelo hierárquico simples e o modelo hierárquico-espacial, para a amostra de qualificados e para todos os trabalhadores. No Capítulo 5, tem-se a conclusão final, com síntese dos principais resultados e sugestões de pesquisa futura.

2 Arcabouço Teórico

2.1 *Difusão de conhecimento tecnológico e o papel da mobilidade de trabalhadores*

Inovação é um processo social envolvendo não apenas novas técnicas, como novos equipamentos, mas também novas formas de conhecimento, habilidades e competências. As competências, segundo Smith (2001), estão incorporadas na experiência coletiva e nas atividades das pessoas que produzem e implementam uma nova tecnologia; elas estão relacionadas não apenas com os resultados de pesquisa, mas também com organização, resolução de problemas, *marketing* e outros.

Embora muitos trabalhos se concentrem nos aspectos que envolvem a criação de inovação¹, os efeitos econômicos da inovação dependem, em sua maior parte, da sua difusão no tecido social. Sem difusão através das redes sociais, a inovação teria pouco impacto social e econômico, porque aquela é um meio pelo qual a inovação se torna útil ao ser espalhada pela população, e é também uma parte intrínseca do processo de inovação, a partir do aprendizado, imitação e efeitos de feedback que aparecem durante a difusão da nova tecnologia, também chamados externalidades (HALL, 2005).

Um importante mecanismo de externalidade é o trabalhador qualificado. A qualificação do trabalhador, ou seja, o acúmulo de capital humano pelo trabalhador pode se dar pelo nível de educação, ou anos de estudo (BORJAS, 2003) ou pelo tipo de ocupação (BOUVIER E SIMCOX, 1994). Portanto, quando se considera o capital humano como fator de difusão do conhecimento e importante determinante do crescimento econômico, à medida que aumenta a educação do indivíduo e sua experiência no trabalho aumenta seu estoque deste tipo de capital. Esse processo pode continuar na maioria das ocupações até a faixa etária de 45 a 65 anos (OBERG, 1995). Se essa pressuposição é válida, pode-se concluir que parte da mudança no crescimento econômico é influenciada pela demografia e estrutura etária da sociedade. Dessa forma, uma variação na proporção das pessoas mais velhas e com mais

¹ Na literatura internacional : Dosi (1988); Fisher e Varga (2003); Moreno *et al.* (2004); Pavitt (2004).

experiência na força de trabalho pode explicar parcialmente mudanças no crescimento econômico.

Outro ponto importante é que a difusão de novas tecnologias se baseia em canais de comunicação que permitem o compartilhamento de conhecimentos, habilidades e competências, e um dos canais mais importantes é o movimento físico de trabalhadores qualificados. Por isso, a mobilidade de trabalhadores qualificados tem influência imediata sobre a economia. Segundo Graversen e Friis-Jensen (2001), quanto mais alto o nível de conhecimento dos indivíduos, mais capaz é a economia de inovar e implementar inovações. Além disso, a mobilidade de trabalhadores qualificados garante que o conhecimento também é móvel, pois através da migração de trabalho possibilita a difusão e circulação do conhecimento tácito, aumentando o conhecimento e a capacidade de inovar como um todo.

Devido à importância dos trabalhadores qualificados como difusores do conhecimento, constitui objetivo de vários estudos a análise dos fatores determinantes da mobilidade de tais indivíduos entre regiões, ou países. Martin (2003) coloca que são muitos os benefícios para a região que recebe migrantes qualificados. Em primeiro lugar, a migração torna disponíveis trabalhadores treinados para preencher vagas até que os trabalhadores locais estejam qualificados, principalmente em setores que têm sofrido rápida expansão, como o de tecnologia da informação. Além disso, aumenta o potencial de inovação em setores estratégicos ao criar uma heterogeneidade na força de trabalho local. Essa característica pode criar incentivos para impulsionar a inovação e o crescimento da produtividade. E, por último, ajuda a reduzir os custos de fornecer serviços intensivos em trabalho como os de saúde e educação.

Nos modelos econômicos neoclássicos, a queda no nível de qualquer tipo de trabalho, não-qualificado ou qualificado, abrandando o crescimento econômico. Há trabalhos na literatura que têm enfatizado que, com capital humano escasso nos países em desenvolvimento, a emigração de trabalhadores qualificados representa uma transferência de capital humano que pode retardar o crescimento econômico dos países pobres (JUSTMAN E THISSE, 1997; MARTIN, 2003; CHAUDHURI, 2001; REGETS, 2001). Logo, a perda de capital humano derivada do êxodo dos indivíduos mais educados gera falta de dinamismo, inovação e criatividade, e com isso arrefecimento do crescimento econômico (DRIOUCHI *et al.*, 2009). No entanto, para Martin (2003), algumas destas perdas econômicas podem ser compensadas se migrantes remeterem fundos.

A idéia do efeito negativo da emigração de trabalhadores qualificados é contestada por Beiner (2008), que diz que se o retorno da educação é maior no exterior a perspectiva de

migração aumenta o retorno esperado do capital humano. Isso induziria mais pessoas a investirem em capital humano no país de origem. Num contexto de migração probabilística, é possível, sob certas condições, que o efeito de incentivo domine os efeitos negativos da emigração, o que cria a possibilidade de ganho líquido para o país de origem.

Ao estimar os efeitos das perspectivas de migração de indivíduos qualificados sobre o nível de capital humano bruto, Beiner (2008) concluiu que a fuga de cérebros contribui para o aumento do número de trabalhadores qualificados vivendo nos países em desenvolvimento. Isso sugere que a percepção tradicional da fuga de cérebros, frequentemente vista como um tipo de “predação”, através da qual os países ricos extraem dos países pobres seus mais valiosos recursos humanos, não tem justificação empírica no nível agregado.

Todavia, Martin (2003) ressalta que reter os trabalhadores qualificados gera muito mais benefícios. O estímulo ao capital humano aumenta a taxa de crescimento do país, assim como a renda nacional, e com isso o pagamento de impostos. Podem existir também importantes externalidades positivas, já que os trabalhadores qualificados são menos prováveis de cometer crimes e mais prováveis de garantir uma boa educação para seus filhos.

Somado a isso, há evidências de externalidades positivas advindas da aglomeração de trabalhadores qualificados. De acordo com Feldman (1999), quando o insumo trabalho qualificado existe em abundância em alguma região, existe uma “maior propensão para a atividade inovadora se agrupar espacialmente em indústrias nas quais o PeD industrial, a pesquisa universitária e o trabalho qualificado são insumos importantes”.

Feldman (1999) ressalta que o mecanismo pelo qual os transbordamentos de conhecimento ocorrem depende principalmente das pessoas dotadas de alto nível de capital humano. As idéias e o conhecimento que estão incorporados nesses indivíduos se movimentam quando eles migram, levando a transbordamentos de conhecimento tecnológico. Com base em Zucker e Darby (1996), Feldman (1999) descreve o papel do capital humano de cientistas em gerar externalidades de conhecimento na indústria de biotecnologia. O conhecimento desse tipo de indústria tende a ser geograficamente limitado à região de residência daqueles cientistas. Por essa razão, os *start-ups* de biotecnologia estão geralmente circunscritos ao local de residência de grandes cientistas, que fizeram grandes descobertas na área.

Não só o conhecimento tácito, mas também o que já está decifrado em manuais, livros, etc., pode ser transmitido pelos profissionais qualificados. Ferguson (1999) identifica quatro fatores responsáveis pelo transbordamento do conhecimento codificado: investimentos em PeD, geração de patentes, conhecimento intrinsecamente presente nos bens comercializados e

difusão do conhecimento pelas pessoas, podendo ocorrer graças à mobilidade dos trabalhadores mais habilidosos. Dessa forma, uma empresa ao contratar trabalhadores qualificados e experientes pode aumentar sua capacidade de inovar.

Se na região de destino dos trabalhadores qualificados migrantes são geradas externalidades positivas, devido ao conhecimento partilhado por tais trabalhadores, as regiões de origem podem sofrer efeitos adversos devido à perda de trabalhadores qualificados, sendo o impacto negativo maior do que os possíveis efeitos positivos gerados pelo aumento do retorno da educação citados por Beiner (2008).

Esta é uma questão importante, já que os governos podem "perder" os investimentos feitos na educação dos emigrantes qualificados. Sobre esse ponto, Justman e Thisse (1997) argumentam que nem sempre os incentivos da educação superior trazem benefícios para o país onde foram criados. Nos países em desenvolvimento ocorrem perdas, já que muitos indivíduos qualificados obtêm a formação superior e migram para outros países em busca de melhores oportunidades de trabalho. O resultado da análise dos autores sobre a fuga de cérebros é que a probabilidade de migração de trabalhadores qualificados leva a subinvestimento na educação pelo setor público local, devido à falta de retorno.

O efeito adverso dos fluxos de saída de trabalhadores qualificados também é investigado por Alburo (2002) que analisa a fuga de cérebros nas Filipinas, e mostra que o número de trabalhadores qualificados que deixaram o país na última década excedeu as adições líquidas de profissionais na força de trabalho, provocando imensa perda para o País.

Entretanto, para os países que recebem os migrantes qualificados, os efeitos são positivos. Borjas (1995) sugere que a elasticidade do salário dos trabalhadores em relação ao número de trabalhadores é maior para os trabalhadores qualificados que para os não qualificados. O fato de que o salário dos trabalhadores qualificados responde mais a uma mudança na oferta do que o dos não qualificados sugere que o excedente da migração pode ser maior quando o fluxo migratório é composto de trabalhadores qualificados.

Uma questão importante colocada por Dahl (2004) é que para discutir a mobilidade como um difusor do conhecimento é necessário discutir se o conhecimento é, na verdade, compartilhado quando o trabalhador muda de emprego. Almeida e Kogut (1999) testam a hipótese de os trabalhadores compartilharem conhecimento através de uma base de dados em que são usados apenas os inventores que depositaram pelo menos uma patente. Os trabalhadores que migraram tiveram impacto nas suas novas firmas por causa da nova patente.

Baseados nesses dados, os autores concluíram que os inventores usaram ou compartilharam seu conhecimento na nova firma.

É razoável assumir que os trabalhadores migrantes darão o melhor de si no novo trabalho, incluindo compartilhar conhecimentos e experiências. Portanto, neste trabalho assume-se que a mobilidade de pessoal qualificado é um canal válido de difusão do conhecimento entre firmas e regiões.

2.2 Fatores Determinantes da Migração de trabalhadores

Um dos trabalhos precursores da literatura sobre migração é o estudo de Harris e Todaro (1970). Estes autores descreveram um modelo de migração do trabalho, no qual a decisão de migrar dependia de vários fatores, dentre eles: salários relativos, que traduzem a idéia de o indivíduo preferir permanecer em região de alto desemprego se o salário for alto o bastante para compensar a probabilidade reduzida de encontrar um trabalho noutra lugar; a perspectiva relativa de emprego, que reflete a probabilidade de conseguir um emprego na região de origem em relação às outras regiões; os preços de imóveis, que refletem o custo de vida da região e outros custos de migrar, como custos de se realocar fisicamente e custos menos tangíveis, como deixar uma rede estabelecida de amigos e família na região de origem.

Esse modelo foi tomado por base para muitos outros estudos sobre migração. Mas estudos recentes enfatizam que existem outros determinantes, pois os movimentos migratórios de trabalhadores implicam algumas questões, dentre as quais as influências familiares na decisão de migrar, incerteza sobre os salários futuros, assim como restrições de informação. Para Debelle e Vickery (1998), o trabalhador considera essas questões importantes porque a decisão de migrar é, na verdade, uma decisão de investimento, já que o indivíduo migrante incorre em custos iniciais que provocam uma redução de renda, com retornos acontecendo ao longo do tempo. De acordo com Pekkala (2003) o indivíduo compara o valor presente dos ganhos de renda com os custos de mobilidade, e só opta por migrar se obter ganhos líquidos positivos.

Ao se considerar todos esses fatores, percebe-se que a migração é uma “estratégia calculada” e não um ato de desespero ou simplesmente otimismo. Isso porque a decisão de migrar é frequentemente tomada conjuntamente pelos migrantes e por algum grupo de não migrantes como, por exemplo, membros da família do migrante. Além de comparar ganhos com custos, as pessoas fazem comparações de renda interpessoais dentro do seu grupo de referência. Uma pessoa com renda menor relativamente é provável de ter maior incentivo para migrar do que uma pessoa com renda relativamente maior, para melhorar sua posição (STARK E BLOOM, 1985). Essa abordagem muda o foco da independência individual para interdependência mútua nas decisões migratórias.

A mobilidade de trabalhadores é um fenômeno complexo formado pela interação do contexto social com as crenças e desejos dos indivíduos (KULU E BILARI, 2004). As redes sociais ligadas à localização são consideradas variáveis de contexto, ou seja, dizem respeito à região na qual o trabalhador está inserido, e juntamente com as variáveis individuais influenciam a decisão de migrar. Em um estudo sobre redes sociais, Sorenson (2003) mostra que criadores de empresas e trabalhadores importantes são geralmente fixos em uma localização geográfica particular, pois as redes sociais nas quais estão inseridos têm grande influência sobre suas decisões. Dessa forma, verifica-se que não só se devem levar em conta as variáveis relacionadas ao indivíduo na análise da decisão de migrar, mas também fatores relacionados ao contexto no qual ele está inserido.

Uma ampla gama de resultados é encontrada na literatura internacional para a migração de trabalhadores. Aqui é dada ênfase em duas classes bem definidas dos fatores determinantes da migração: os regionais e os individuais. Tal fato pôde ser verificado no artigo de Driouchi *et al.* (2009), que examinam os determinantes da migração dos trabalhadores qualificados dos países em desenvolvimento para os desenvolvidos. Eles verificaram que os determinantes da migração da mão-de-obra qualificada são: idade, sexo, grandes diferenciais de renda, além de características que não dizem respeito ao indivíduo, mas sim às regiões de origem e destino como diferenciais na condição de vida, no acesso e uso do conhecimento, liberdade e disponibilidade de postos de trabalho. Nas seções 2.2.1 e 2.2.2 serão examinados com mais detalhes os dois grupos de fatores determinantes.

2.2.1 Fatores Individuais

No que diz respeito às características relacionadas ao indivíduo, alguns resultados são de consenso geral na literatura internacional sobre mobilidade, já que são observados na maioria dos casos, independente de que país ou região está sendo analisada. Em geral, idade e escolaridade são positivamente correlacionadas com a probabilidade de migrar (HAZANS 2003, STAMBOL 2003, STARK E BLOOM 1985).

A educação é uma variável importante que tem influência nas diferenças sistemáticas das respostas individuais. O efeito do fenômeno chamado “fuga de cérebros” (*brain drain*), em que os indivíduos educados dos países menos desenvolvidos migram para os mais desenvolvidos, tem sido muito estudado (BORJAS 1995, REGETS 2001). A hipótese de fuga

de cérebros pode ser mantida quando se trata de migração interna: os indivíduos educados são considerados relativamente mais móveis e adaptáveis, e também mais inovadores e atentos às mudanças nas oportunidades (SAHOTA, 1968).

Com relação à idade do migrante, observa-se que pessoas mais jovens migram com mais frequência (OBERG, 1995), desde que tais pessoas possam ganhar um salário mais alto durante um período mais longo do que pessoas perto da idade de aposentar. Outra razão para a menor mobilidade das pessoas mais velhas seria que em certas ocupações os empregadores estariam dispostos a pagar mais para os trabalhadores mais velhos e experientes por seu conhecimento acumulado e pelo temor de perder trabalhadores experientes. Ao mesmo tempo, ficarão hesitantes em empregar novos trabalhadores e treiná-los para obter produtividade. Tais atitudes diminuem a mobilidade dos trabalhadores mais velhos.

Hazans (2003) analisa o fluxo migratório nos países bálticos, como Estônia, Letônia e Lituânia, utilizando como variável dependente a taxa bruta de migração, para o período de 1989 a 2001. O autor encontra que a probabilidade de migrar diminui com o aumento da idade e aumenta com o aumento do nível educacional, o que também está condizente com a teoria de capital humano.

Outro fator importante e influente na decisão de migrar é o salário do trabalhador. Como já dito anteriormente, o indivíduo faz uma análise do custo-benefício para saber se compensa empreender a migração. A migração ocorre quando o indivíduo obtém maior renda do que se permanecer na sua cidade, país ou região, haja vista que os indivíduos usam a migração como um meio de elevar seu padrão de vida ou função utilidade.

Se a migração tem impacto positivo sobre a renda do migrante, então ela contribui para a eficiência alocativa do mercado de trabalho, assim como para a produtividade total da economia (NAKOSTEEN E WESTERLUND, 2004). Isso ocorreria devido ao fato de que o trabalhador se mudaria para locais onde pudesse obter maior renda bruta, ou seja, para onde o valor do seu produto marginal fosse maior.

Sahota (1968) considera a taxa de salário a variável econômica mais influente sobre a migração, pois a migração interna, dentro de um país, pode resultar da diferença geográfica na produtividade do trabalho e essas diferenças são normalmente refletidas nas diferenças salariais.

Stambol (2003) analisa a mobilidade do mercado de trabalho de nove regiões norueguesas durante a década de 1990. O autor classifica os indivíduos de acordo com seu status no mercado de trabalho (empregado, desempregado, estudando ou fora da força de trabalho). Os resultados encontrados corroboram que a migração tem impacto positivo sobre

a renda, pois os indivíduos empregados que apresentaram mobilidade local exibiram um aumento da renda significativamente maior do que os indivíduos empregados que não migraram. Os trabalhadores que migraram inter-regionalmente apresentaram um aumento ainda maior na renda do que os trabalhadores que se moveram dentro da mesma região. Outro resultado interessante é que o nível de escolaridade foi significativamente maior entre os trabalhadores que se deslocaram entre as regiões, se comparados com os que não migraram.

Nakosteen e Westerlund (2004) examinam os efeitos da migração sobre a renda bruta do trabalho na Suécia. Eles utilizam como variável dependente a variação da renda do trabalho, e analisam-na por um modelo probit e um de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), no biênio 1994-1995. Também para este país, o efeito da migração inter-regional sobre a renda bruta do trabalho é positivo, pois se observou que o aumento da renda no período analisado foi significativamente maior para migrantes do que para não migrantes.

2.2.2 Fatores Regionais

São muitos os fatores que aumentam ou diminuem a atratividade relativa para os migrantes de uma região em comparação às demais, sendo que os fatores econômicos são considerados os mais importantes (GOLGHER, 2004). Dentre estes, destacam-se as diferenças de salários entre as várias regiões, as possibilidades diferenciadas de obtenção de empregos, o custo variável de moradia e de vida, a disponibilidade de empregos na indústria, entre outros.

As variáveis não-pecuniárias apresentam importância cada vez maior na formação dos fluxos de migrantes, principalmente os qualificados. Elas são chamadas amenidades e são quaisquer atributos de uma localização geográfica pelos quais um residente ou migrante potencial estaria disposto “a pagar”, não sendo esta amenidade um atributo econômico, mas um atributo para o qual não há mercado onde o indivíduo possa comprar diretamente uma dada quantidade de tal bem (GARBER-YONTS, 2004).

As amenidades são geralmente consideradas bens públicos que por sua natureza não são diretamente comercializados no mercado e geralmente não são fornecidos por empresas privadas, e só podem ser usufruídos se estiverem presentes numa localização particular. Por isso, vários aspectos da qualidade do meio-ambiente tais como qualidade do ar e da água;

acesso a recursos públicos culturais e de recreação; e falta de amenidades negativas como crime, congestionamento do trânsito e barulho são considerados amenidades que atraem a população migrante. A existência dessas características seria um fator relevante para pessoas qualificadas, criativas e com alta escolaridade (QUEIROZ E GOLGHER, 2008).

Garber-Yonts (2004) faz uma revisão de literatura focada principalmente na influência das amenidades sobre a migração, evidenciando uma associação entre as localidades ricas em amenidades e migração positiva com destino a essas regiões. Nos Estados Unidos esse resultado é acentuado particularmente pelo aumento da mobilidade e envelhecimento da população.

Cebula e Alexander (2006) investigam o impacto de fatores econômicos e não-econômicos sobre a taxa de imigração líquida entre os estados americanos no período de 2000 a 2004. As variáveis que dizem respeito às amenidades locais utilizadas foram temperatura máxima diária no inverno, dummy indicando se a região possui faixa litorânea, distância da região litorânea, existência de depósitos de resíduos tóxicos e emissões de químicos tóxicos, todas referentes ao destino. O modelo de Mínimos Quadrados Ordinários, indicou a taxa de imigração líquida é uma função crescente da temperatura no inverno e, por outro lado, é uma função decrescente da existência de depósitos de resíduos tóxicos e emissões tóxicas. Esses resultados mostram que os migrantes são atraídos por ambientes mais saudáveis e confortáveis que fornecem um nível de qualidade de vida melhor. As variáveis de região litorânea não foram significativas.

Mata (2007) cita outros fatores regionais que afetam a decisão de migrar de qualificados e não-qualificados: diferencial de renda entre as regiões de origem e destino, condições e qualidade dos postos de trabalho em termos de segurança e salubridade, condição de moradia, expectativa de vida, etc. Assim como a existência de um ambiente cultural favorável, hábitos e costumes similares entre as regiões de destino e origem e a presença de indivíduos provenientes da mesma região são fatores explicativos relevantes.

Mata (2007) destaca ainda que a estabilidade das instituições e a credibilidade dos agentes no “bom funcionamento” do governo motivam e criam expectativas favoráveis para uma maior acumulação de capital tanto físico quanto humano. As variáveis geográficas, como clima, infra-estrutura local, oferta de serviços de utilidade pública, disponibilidade e acesso fácil à tecnologia, da mesma forma que as instituições e o governo, têm efeito positivo sobre a produtividade dos fatores.

A migração regional é impulsionada se outras regiões oferecerem maior probabilidade de encontrar trabalho do que a região de origem, o que leva ao equilíbrio das diferenças inter-

regionais na taxa de desemprego e nas condições gerais do mercado de trabalho. Por esse motivo, Jackman e Savouri (1992) afirmam que a migração é um dos mecanismos que podem resolver os desequilíbrios do mercado de trabalho.

Desse modo, um fator regional importante para a decisão de migrar é o desemprego regional, que, segundo Pissarides e Wadsworth (1989), afeta a mobilidade em três níveis diferentes. O primeiro é o status do trabalhador, já que um indivíduo desempregado é mais provável de migrar do que um indivíduo empregado, dado que o custo de mudar para o primeiro é menor. Isso ocorre porque os indivíduos que estão empregados, ao migrar, devem ser compensados pelo trabalho que deixaram na região de origem, que é mais valioso do que qualquer benefício que um trabalhador desempregado tem que abrir mão ao migrar.

Outra forma através da qual o desemprego afeta a mobilidade dos trabalhadores está relacionada aos diferenciais regionais nas taxas de desemprego. Se o trabalhador vive numa região que apresenta alta taxa de desemprego a probabilidade de que ele migre em busca de uma região com menor nível de desemprego é maior. Assim, uma forma de diminuir o desemprego seria aumentar a mobilidade geográfica dos trabalhadores através de políticas públicas.

Por último, se a taxa de desemprego é alta em todas as regiões, a probabilidade de migrar é menor. A explicação para tal fato é que em tempos de altas taxas de desemprego o trabalho é muito valioso. Logo, trabalhadores empregados têm mais a perder se deixarem o emprego, o que diminui sua mobilidade. Os desempregados, por sua vez, esperam ficar um tempo maior desempregados onde quer que estejam, sendo assim, não vêem benefícios em migrar.

Oliver (1964) analisa no período de 1951 a 1961 até que ponto as diferenças nas taxas de desemprego têm influência sobre a migração inter-regional. Ele considera a migração uma função do desemprego, tanto regional como nacional, e estima por MQO um modelo no qual a variável dependente é a migração líquida percentual. O autor encontra forte tendência das regiões com alta taxa de desemprego de perderem trabalhadores que migraram para regiões com baixas taxas de desemprego.

Se os trabalhadores se deslocam em direção a regiões com menores taxas de desemprego a migração, de fato, isso funcionaria como um mecanismo de equilíbrio das taxas de desemprego. Entretanto, investigações empíricas recentes têm posto dúvida sobre a efetividade da migração como uma força de equilíbrio. Essa hipótese pode ser observada nas recessões, quando as diferenças nas taxas de desemprego são maiores e, portanto, a migração poderia agir no sentido de equilibrar o mercado de trabalho (JACKMAN E SAVOURI, 1992).

Mas, o que se observa é que a migração torna-se menos efetiva quando é mais necessária, porque durante uma recessão ela é menor devido ao fato de as firmas, ao enfrentarem queda da demanda e aumento de custos, fazerem ajustes diminuindo a oferta de emprego.

Pissarides e Wadsworth (1989) examinam a relação entre desemprego e migração inter-regional de trabalhadores no Reino Unido. Para os autores, o desemprego tem um forte efeito sobre a probabilidade de migrar, mas as diferenças regionais no desemprego não parecem exercer uma influência independente sobre as migrações.

Na Austrália, Debelle e Vickery (1998) investigaram o papel da migração de trabalhadores como um mecanismo de ajuste para reduzir os diferenciais de desemprego no mercado de trabalho dos estados australianos. Além de analisar até que ponto a migração de trabalhadores age para reduzir diferenciais nas taxas de desemprego, eles observam em que velocidade ela opera como um canal de ajuste. Em termos de resultados, pode-se afirmar que as decisões de migrar são afetadas pela condição relativa do mercado de trabalho entre os estados e que os indivíduos são mais prováveis de migrar quando estão em um estado com alta taxa de desemprego.

Para a Austrália, a migração desempenha, de fato, importante papel na equalização das condições do mercado de trabalho entre os estados, embora o processo seja demorado e existam diferenças persistentes nas taxas de desemprego entre alguns estados, como pôde ser observado em Debelle e Vickery (1998) e Mitchell (2008). Resultados dessa natureza também são encontrados por Fahr e Sunde (2006) ao investigarem se os padrões de migração podem ser explicados por disparidades regionais nas condições de emprego na Alemanha Ocidental. Fatores institucionais e culturais também podem agir como determinantes da migração. Ao estudar a migração interna na Estônia, que passava por um processo de transição para uma economia pós-soviética, Kulu e Bilari(2004) verifica que os fatores de contexto relacionados ao período de transição e à característica multicultural da sociedade influenciaram a propensão a migrar, juntamente com os fatores individuais como idade, estado civil e escolaridade. Além disso, o autor verifica que essas variáveis influenciam subgrupos populacionais de forma diferenciada.

Hazans (2003) também testou o fluxo de migração durante o período de transição da economia soviética para a capitalista nos países bálticos analisando a resposta dos migrantes aos diferenciais de salários e desemprego entre as regiões. O autor constatou que o alto desemprego na região de origem encoraja a saída, enquanto que os altos salários possuem efeito contrário. As pessoas são menos prováveis de se moverem para regiões mais urbanizadas, ou que apresentam maior densidade populacional.

As características das cidades de destino têm peso considerável na tomada de decisão de migrar. Segundo Sahota (1968), as cidades são consideradas centros dinâmicos. Logo, os indivíduos dinâmicos são atraídos por esses centros. Além disso, os centros urbanos oferecem oportunidades superiores de educação, mais amenidades e outros benefícios relacionados à urbanização.

A densidade da população pode atrair migrantes ou pode agir como um fator de expulsão, ou seja, pode afetar a migração tanto pela região de origem como pela de destino. Sahota (1968) diz ainda que o fator de expulsão pode ocorrer devido à pressão populacional e que o fator de atração é devido ao fato de migrantes antigos atraírem novos migrantes, já que esses últimos estarão cientes das vantagens da migração e obterão apoio e informações sobre trabalho.

Para entender quais as causas do considerável aumento nas migrações intra-regionais desde a década de 1980 na Espanha, Bover e Arellano (2002) analisaram como as probabilidades de migração variam com as características dos indivíduos e sua região de residência. O modelo utilizado é o multinomial de probabilidade de migrar intra-regionalmente por tamanho da cidade de origem e destino. Neste modelo, as escolhas são: migrar para uma pequena cidade, migrar para uma cidade média, migrar para uma cidade grande e não migrar. As variáveis de indivíduo são sexo, província onde nasceu, idade, educação, província de origem e de destino. As variáveis regionais são desemprego, preços de casas, porcentagem do desemprego no setor de serviços em relação ao total, e tamanho das cidades de origem e destino.

De acordo com os resultados encontrados, em geral, quanto mais jovem uma pessoa mais móvel ela é. Na amostra, uma pessoa entre 20 e 29 tem entre 15% e 20% maior probabilidade de realizar uma migração de curta distância do que uma pessoa de idade entre 30 a 44 anos. Com relação à educação, quanto maior o grau de instrução de uma pessoa mais provável sua migração, exceto para pequenas cidades, principalmente se vivem numa grande cidade. Na amostra, pessoas com mais de 11 anos de educação são 40 a 50% mais prováveis de migrar dentro da sua região do que pessoas com oito anos de educação. Aqueles com 11 anos ou mais de educação migram principalmente para médias cidades (idade entre 20 e 29) ou grandes cidades (idade entre 30 e 64), enquanto aqueles com oito anos de educação tendem a migrar para pequenas cidades (idade entre 20 e 29) ou cidades médias (idade entre 30 e 64).

A parcela de emprego no setor de serviços tem efeito positivo sobre a migração intra-regional, induzindo migração para grandes cidades onde está a maioria das oportunidades de emprego do setor de serviços. Com relação aos efeitos das condições econômicas das regiões,

as altas taxas de desemprego regional encorajam as pessoas a migrarem de pequenas e médias cidades para outras pequenas e médias, mas desencoraja a migração de pequenas e médias para grandes cidades. Este efeito é mais forte para pessoas com pouca escolaridade.

Mitchell (2008) aplica uma modelagem formal econométrica para descrever as características do trabalhador migrante na Austrália e determinar se os trabalhadores pouco qualificados (11 anos ou menos de estudo) são menos móveis do que os outros trabalhadores. Ele utiliza como variável dependente uma dummy da decisão de migrar do indivíduo e aplica um modelo probit. O autor encontrou que os trabalhadores menos qualificados têm taxas de mobilidade menores do que os outros trabalhadores. Além disso, são mais prováveis de estarem desempregados ou fora da força de trabalho e de ganharem menos do que outros trabalhadores.

Dada a alta concentração dos fluxos migratórios observada em anos recentes na Finlândia, Pekkala (2003) a investiga os determinantes da migração inter-regional e as diferenças dos tipos de migrantes que as regiões recebem e fornecem. O modelo de migração adotado considera que a decisão de migrar para determinado tipo de região é influenciada tanto por variáveis individuais, como sexo, idade, educação, estado civil, status no mercado de trabalho, renda familiar, número de filhos, assim como variáveis regionais, como a distância entre origem e destino e a diferenças no custo de vida. Os resultados sugerem concentração dos migrantes qualificados em poucos centros, pois as pessoas migram para grandes centros e permanecem lá, dado que o fato de morar num grande centro diminui a probabilidade.

Com relação à migração de trabalhadores qualificados, Dahl (2004) testa se que existem fatores sociais que influenciam a mobilidade intra e inter-regional de engenheiros na Dinamarca. Os resultados indicam que fatores sociológicos como as redes sociais e as variáveis individuais, como idade, sexo e estado civil, de fato limitam a mobilidade, e os trabalhadores qualificados são mais prováveis de se mover internamente numa região do que os demais trabalhadores.

A migração de trabalhadores qualificados a nível local também foi o objetivo de Sabadini e Azzoni (2006), que realizaram um estudo empírico sobre a migração interestadual de pessoal altamente qualificado no Brasil, a fim de observar sua magnitude e sua relação com a heterogeneidade da economia brasileira. Segundo os autores, os determinantes da migração de trabalhadores qualificados são as desigualdades entre as localidades de origem e destino, pois algumas regiões podem oferecer melhores remunerações e condições sociais e de pesquisa do que outras.

A análise dos dados mostrou um grande aumento do número de pós-graduados no País, o que afetou a fuga de cérebros entre os estados em termos absolutos, apesar da fuga ter se mantido estável relativamente à população de mestres e doutores.

Assim, a revisão de literatura sobre determinantes individuais e regionais da migração de trabalhadores sugere que a migração é desencorajada pelo aumento da idade, maior número de filhos, e também se o indivíduo é do sexo feminino. Um maior nível de escolaridade do indivíduo aumenta a probabilidade de migrar, assim como o status de desempregado. Independente da região, na maioria dos casos certas características do destino foram encontradas tendo influência positiva sobre a taxa de migração, como por exemplo, salário médio e nível de educação médio, e outras influência negativa, como nível de desemprego. Esses resultados estão condensados nos quadros 1 e 2.

Em geral os resultados destacam a importância de fatores regionais e individuais na determinação da migração de trabalhadores. Apesar da variedade de modelos empíricos usados para determinar a migração, tanto de indivíduos em geral como de qualificados, os quadros 1 e 2 deixam claro que são poucos os trabalhos que consideram as variáveis explicativas como pertencentes a níveis diferentes nos modelos empíricos, deixando de levar em conta as correlações intra-classe existentes nos determinantes da migração.

Na próxima seção, o caso brasileiro é ilustrado com revisão de diversos trabalhos empíricos, e é feita uma breve descrição dos principais aspectos econômicos e do setor de trabalho formal do estado de São Paulo.

Quadro 1: Resumo comparativo dos trabalhos referentes aos determinantes da migração (continua)

Artigo	Autores	Abrangência Geográfica	Variável Dependente	Período do Estudo	Variáveis Testadas		Tipos de Estimação
					Individuais	Contexto	
Labour market adjustment: evidence on interstate labour mobility	Debelle, G.; Vickery J. (1998)	Estados da Austrália	Movimento do trabalho	1979 - 1997		Relação do emprego no estado e no país; relação entre o desemprego no estado e no país; relação da força de trabalho com o total da população no estado e no país	Modelo de vetores auto-regressores estimados por MQO
Regional labour market mobility by education and income	Stambol, L.S. (2003)	9 regiões de mercado de trabalho da Noruega	Mudança na região de trabalho	1990/1991 - 1996/1997	Status no mercado de trabalho, idade, nível de educação e renda anual	-	-
The effects of regional migration on gross income of labour in Sweden	Nakosteen, R. A.; Westerlund, O. (2004)	Suécia	Variação da renda do trabalho	1994 - 1995	Idade, gênero, número de filhos menores de 18 anos, dias desempregado no ano anterior a migração, status do imigrante e país de origem, nível de educação, existência de migração anterior, existência de incapacidade física.	Nível de desemprego regional	Modelo estimado por Probit e MQO
Multilevel analysis of internal migration in a transitional country: the case of Estonia.	Kulu, H.; Billari, F. C. (2004)	Estonia	Migração	1995	Idade, gênero, estado civil, origem étnica, nível de escolaridade, situação de emprego	Nível de desemprego, divisão das minorias étnicas, percentual de pessoal empregadas no primeiro setor	Modelo hierárquico de intercepto aleatório
Learning about migration decisions from the migrants: Using complementary datasets to model intra-regional migrations in Spain	Bover, O.; Arellano, M. (2002)	17 cidades da Espanha	Probabilidade de migração	1988, 1989, 1990, 1992	Gênero, província ou país de nascimento, idade, educação, província de origem e destino, tamanho das cidades de origem e destino		Multinomial logit

Quadro 1: Resumo comparativo dos trabalhos referentes aos determinantes da migração (fim).

Artigo	Autores	Abrangência geográfica	Variável dependente	Período de estudo	Variáveis testadas		Tipos de estimação
					Individuais	Contextuais	
Regional migration in Britain: An analysis of gross flows using NHS central register data	Jackman, R.; Savouri, S. (1992)	Dez regiões padrões da Grã-Bretanha	Log da taxa de migração	1971-1989		Total de desempregados (sem os que abandonaram a escola), Estoque regional de desempregados, Estoque de vagas regional	Regressão multi-variável e regressão cross-section pooled
Dinâmica econômica, mercado de trabalho e diferenças de salários nos estados brasileiros	Queiroz, B. L.; César, C. C. (2000)	Brasil	Salário-Hora	1997	Anos de estudo, experiência do trabalhador, gênero	Salário médio das localidades, educação média da unidade da federação	Modelos Hierárquicos
Migration flows in Finland: Regional differences in migration determinants and migrant types	Pekkala, S. 2003	Regiões da Finlândia	Decisão de migrar para determinado tipo de região	1985 a 1996	Sexo, idade, educação, estado civil, status no mercado de trabalho, renda familiar, número de filhos	Distância entre origem e destino, diferença no custo de vida entre origem e destino	Análise logit multinomial
An economic analysis of Internal Migration in Brazil	Sahota, G.(1968)	Estados brasileiros	Log do número de migrantes	1950		Educação média, urbanização, taxa de salário regional, densidade populacional, taxa de crescimento econômico estadual	OLS
Determinants of inter-regional migration in the Baltic countries	Hazans, M. 2003	Unidades administrativas de Estônia, Letônia e Lituânia	Taxa de migração bruta	1989 a 2001		Densidade populacional, desemprego, taxa de mortalidade, taxa de casamento, taxa de divórcio	Painel com efeitos fixos

Quadro 2: Resumo comparativo dos trabalhos referentes aos determinantes da migração de trabalhadores qualificados

Artigo	Autores	Abrangência Geográfica	Variável Dependente	Período do Estudo	Variáveis Testadas		Tipos de Estimação
					Individuais	Contextuais	
Localization of knowledge and the mobility of engineers in regional networks	Almeida, P.; Kogut, B. (1999)	Principais regiões de atividade de semicondutores nos Estados Unidos	Número de citações e patentes	1980-1985	Inventor intra-regional mobilidade	Densidade dos estabelecimentos mobilidade intra-regional Mobilidade inter-regional	case-control methodology and regression analysis
ReD spillovers and the geography of innovation and production	Audrestch, D. B.; Feldman, M. P (1996)	Estados Unidos	Atividade inovativa	1982		Número de inovações State share of industry innovations Industry share of state innovations	OLS 3SLS
Embodied knowledge diffusion, labour mobility and regional dynamics: Do social factors limit the development potential of regions?	Dahl, M. S. (2004)	20 regiões de mercado de trabalho na Dinamarca	Dummy para mobilidade entre as regiões	1980-2000	Dummies para filhos em três faixas etárias diferentes, estado civil, sexo, idade, região de origem, movimento intra-industrial		Regressão logística binária
Knowledge spillovers - mobility of highly educated workers within high technology sector in Finland	Mukkala, K. (2005)	Finlândia	Mudança de região de trabalho (municipalidade)	1999 - 2001	Idade, gênero, nível de educação, casa própria, estado civil, número de filhos menores de 18 anos, educação técnica e nível de renda	Tipo da região de trabalho, movimentos pendulares	Cross-section estimada pelo modelo logit binário
Brain drain and human capital formation in developing countries: winners and losers	Beine, M.; Docquier, F. e Rapoport, H. (2008)	127 países em desenvolvimento	Investimento bruto em capital humano	1990 - 2000	-	Log do nível inicial de capital humano ex ante; Tamanho total da população; Estoque de migração no começo do período	Cross-section estimada por OLS

Quadro 2: Continuação.

Artigo	Autores	Abrangência Geográfica	Variável Dependente	Período do Estudo	Variáveis Testadas		Tipos de Estimação
					Individuais	Contextuais	
Migração Interestadual de pessoal altamente educado: evidências sobre a fuga de cérebros	Sabbadini, R., Azzoni, C. 2006	Estados brasileiros	Taxa líquida de migração	1991 e 2000	Idade, estado em que reside, estado de nascimento, renda, tempo de residência no estado	Salário médio dos altamente educados nas localidades, IDH dos estados, número de programas de pós-graduação por estado, salário médio de mestres e doutores	Painel de primeiras diferenças
Migration and labour market outcomes by skills in Australia	Mitchell, W. 2008	Austrália	Decisão de migrar	2006	Idade, sexo, estado civil, número de filhos, status no mercado de trabalho, escolaridade	Taxa de desemprego, diferencial na taxa de crescimento do desemprego entre regiões, renda, preço de imóveis	Probit
Human capital differentials across municipalities and states in Brasil	Queiroz, B. L., Golgher, A. 2008	Áreas mínimas comparáveis	Variação percentual da quantidade de trabalhadores com graduação ou mais	1991 e 2000		Tamanho da população, distribuição de idade e sexo da população	OLS
Quais características das cidades determinam a atração de migrantes qualificados?	Mata, D., Oliveira, C., Pen, C., Resende, G. (2007)	Municípios do Brasil	Migração de mão-de-obra qualificada	2000		Salário médio, escolaridade média, população, médicos/1000 habitantes, altitude, temperatura, número de homicídios, custo de transporte até São Paulo	OLS

2.3 Mobilidade dos trabalhadores qualificados no Brasil

No Brasil, a migração interna é um fenômeno significativo. De acordo com Ferreira e Matos (2004), as investigações sobre os diferenciais de remuneração têm mostrado que, num contexto de rebaixamento geral dos salários, a migração tem se constituído como uma alternativa positiva capaz de proporcionar ganhos reais de remuneração.

Estes mesmos autores fazem uma análise da migração de trabalhadores do mercado formal de trabalho brasileiro a partir dos dados da Rais-Migra. Uma das principais conclusões é que o maior dinamismo do mercado de trabalho das localidades fora das grandes aglomerações urbanas tem atraído mão-de-obra migrante. Percebe-se que há uma maior capacidade das cidades médias, e até mesmo pequenas da região Centro-Sul, em atrair trabalhadores de outras localidades.

Entre 1980 e 1991 a taxa de crescimento da população metropolitana nacional apresentou um decréscimo de (1,99% a.a.), mantendo esse patamar entre 1991-2000. Esta tendência reflete, de um lado, a continuidade do declínio da fecundidade e, por outro a diminuição da participação da migração vinda de fora para essas áreas metropolitanas. De acordo com Baeninger (2004),

De fato, a contrapartida desse processo de menor crescimento da população metropolitana refletiu-se no expressivo crescimento da população residente em cidades não-metropolitanas em todas as regiões brasileiras, onde as cidades pequenas e de porte intermediário, juntamente com as cidades médias, registraram crescimento significativo, especialmente quando se considera os aglomerados urbanos.

Matos e Braga (2002) identificam a localização onde é mais evidente a presença de migrantes relativamente mais instruídos. A maioria desses migrantes concentra-se na região Centro-Sul, o que não causa surpresa, já que é nessa porção do País que estão a maioria dos estabelecimentos educacionais, assim como são mais definidos os requerimentos de qualificação para o trabalho.

Com o objetivo de fazer uma análise empírica sobre a distribuição de indivíduos qualificados nos municípios brasileiros, Golgher (2008) calcula vários indicadores como, por

exemplo, proporção de trabalhadores no setor criativo (proporção de trabalhadores em ocupações classificadas como criativas) e índice de qualificação superior, com a utilização dos microdados do Censo Demográfico de 2000.

Os resultados revelam que as regiões com maiores valores de trabalhadores na economia criativa estão do interior de São Paulo, parte do Mato Grosso e extremo sul do País. Com relação ao índice de qualificação superior e pós-graduação, dos 15 primeiros colocados, a maioria são municípios do Estado de São Paulo. Em geral, as regiões com maiores índices são Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

Analisando o índice de qualificação técnica superior, verifica-se que a maioria dos municípios, com valores acima de 2% (121 entre os 5.507) localizava-se em três estados – São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais e também na região Sul. A maioria dos municípios, 4.773 (86,7%), apresentava valores inferiores a 1%, indicando a concentração de pessoas com alguma especialização técnica em poucas regiões.

Analisando o índice de alta tecnologia bruto do local de residência, definido como uma proporção da massa salarial no município dos trabalhadores em ocupações técnicas com mestrado ou doutorado em relação ao total do Brasil percebe-se que os 15 primeiros municípios detêm 62,1% de toda a massa salarial dos setores de alta tecnologia do Brasil, e 19,6% da população nacional. São Paulo e Rio de Janeiro, os dois municípios mais populosos do Brasil, com 9,5% do total da população, tinham mais de um terço da massa salarial dos setores de alta tecnologia (33,5%). Este índice revela ainda que um dos principais pólos de alta tecnologia do país é o eixo Guarujá (SP)–Americana (SP), incluindo o município de São Paulo (SP), seguido do eixo Botucatu (SP)–São Carlos (SP), também no Estado de São Paulo e muito próximo desse primeiro, e que de certa maneira se funde ao primeiro.

As análises econométricas de Golgher (2008) indicaram que municípios com populações maiores, que são capitais de Estado, mais urbanizados, localizados nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste e com maiores proporções dos setores secundário e terciário, tendem a apresentar valores mais elevados para qualificação e criatividade.

No Brasil, os estudos sobre migração têm focado, em sua maioria, o processo migratório em nível estadual (SAHOTA, 1968; SILVEIRA NETO, 2005). Entretanto, o mais provável é que os migrantes ponderam as suas decisões de migração de acordo, com as características da cidade de destino e não com as do estado de destino.

Mata *et al.* (2007) traçam os principais determinantes da migração da mão-de-obra qualificada. Por mão-de-obra qualificada definiu-se, nível educacional superior completo e

incompleto. O trabalho visou averiguar exatamente o porquê de algumas cidades atraírem migrante com tal perfil.

Os autores constroem o índice de migração qualificada, que exprime a migração qualificada líquida do município em relação à população total. Os dados mostraram que há uma grande atração de pessoas qualificadas, por municípios em São Paulo e no Rio de Janeiro. Grande parte dos municípios da região Centro-Oeste é receptora líquida de “cérebros” (isto é, imigrantes qualificados). Isto acontece tanto para o caso das capitais dos Estados quanto para alguns municípios situados na “fronteira agrícola” da região. Mata *et al.* verificaram que a região Sul possui um maior número relativo de municípios com “fuga de cérebros” em relação a outras regiões brasileiras.

Para saber quais características da cidade importam para que ela seja atrativa para a mão-de-obra qualificada, Mata *et al.* (2007) estimaram modelos econométricos que incorporaram o papel do mercado de trabalho, das amenidades e do capital social no comportamento migratório da parcela qualificada da população. As estimações por MQO revelaram que quanto maior o salário dos municípios em 1991, maior a migração qualificada líquida no período subsequente, 1995-2000. O desempenho do mercado de trabalho detém um papel primordial para o comportamento migratório. Os migrantes qualificados tendem a ir para localidades com maior escolaridade, medida nos modelos pela média de anos de estudo da população. Os resultados revelam que tais localidades também valorizam o capital humano que foi incorporado pelo imigrante ainda na região de origem. A desigualdade de renda e a migração não apresentaram uma relação estatisticamente significativa.

O custo de transporte até São Paulo (SP) apresentou uma relação positiva e significativa com a migração. Em outras palavras, cidades mais distantes de São Paulo atraem um maior número de imigrantes qualificados *vis-à-vis* a saída de pessoas qualificadas. Isso mostra que o migrante qualificado pondera, em maior magnitude, o efeito congestionamento da cidade *vis-à-vis* as economias de aglomerações. Os resultados dos modelos empíricos estimados mostraram que os migrantes qualificados procuram cidades com um maior dinamismo do mercado de trabalho (maiores salários), e que amenidades encontradas nas cidades brasileiras são relevantes na atração de migrantes qualificados. A título de ilustração, menor desigualdade social e menor nível de violência são variáveis importantes na escolha de uma localidade por parte dos migrantes qualificados.

Os autores fizeram ainda a correção espacial do modelo, pois a potencial presença de autocorrelação espacial entre o desempenho migratório de municípios vizinhos pode violar pressupostos do modelo de regressão clássico. O modelo de defasagem espacial corroborou os

resultados da estimação por via do modelo de mínimos quadrados ordinários. Um resultado adicional é que municípios vizinhos competem pela atração de mão-de-obra qualificada: uma maior migração de mão-de-obra qualificada líquida do vizinho acarreta menor absorção de migrantes qualificados por parte do município em questão.

Queiroz e Golguer (2008) também investigaram a distribuição das pessoas mais educadas e qualificadas nos municípios e estados brasileiros bem como se o aumento no número de trabalhadores qualificados é mais rápido nos municípios com altos níveis iniciais de capital humano. Usando um modelo de MQO, os resultados sugeriram que cidades com maiores níveis e concentração de capital humano devem observar níveis mais altos de salários.

O relacionamento entre a parcela de adultos altamente educados (12 anos ou mais de estudo) e a variável dependente logaritmo do salário médio é positivo e significativo. Um aumento de 1% no número de trabalhadores com no mínimo ensino médio aumenta o salário médio em três pontos percentuais. Os autores calcularam também índices de isolamento que geraram os seguintes resultados: os trabalhadores qualificados estão concentrados em poucas cidades do País, e vivem em áreas que possuem um nível de educação muito maior do que o das cidades que uma pessoa de educação média vive.

Os resultados da investigação da concentração de pessoal qualificado mostram que pessoas qualificadas são muito segregadas, independente do tamanho da cidade e diferenças regionais. Eles tendem a viver em poucas cidades com alto grau de educação.

A cidade que mais oferece condições favoráveis e acumula pessoal qualificado é São Paulo, que tem sido o principal destino dos migrantes nacionais devido, principalmente, à sua liderança econômica no cenário brasileiro ao longo do século XX. De acordo com Baeninger (2004), no contexto migratório interestadual, esse estado absorveu a população vinda do esgotamento da fronteira agrícola do Norte, além de grande contingente de Nordestinos buscando melhores condições de vida. Essas redes migratórias pré-estabelecidas garantem a continuidade da imigração do Nordeste e Norte para São Paulo. Entretanto, tem havido uma tendência de fortalecimento da desconcentração migratória a partir de São Paulo em direção às áreas que registraram desdobramentos no processo de desconcentração industrial e agroindustrial do País (regiões dos Estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Mato Grosso do Sul e Goiás).

São Paulo, portanto, de um lado, expandiu seus espaços da migração, sobretudo com a porção centro-leste e sul do País, áreas onde os efeitos multiplicadores advindos da

desconcentração foram mais acentuados e, de outro lado, reforçou com as regiões Nordeste e Norte seu caráter de pólo nacional.

Com relação aos fluxos migratórios intra-estaduais, os principais também são desencadeados da Região Metropolitana de São Paulo em direção, principalmente, aos pólos de atração regional no interior: Campinas, Sorocaba, São José dos Campos, Ribeirão Preto, Bauru e São José do Rio Preto, que desempenham papel fundamental no processo de desconcentração relativa da população no Estado (BAENINGER, 2004). Isso torna o Estado de São Paulo uma importante área de fluxos migratórios tanto intra como inter-regionais, o que justifica o estudo dos determinantes e impactos de tais fluxos como uma forma de compreender melhor o dinamismo econômico e social da região.

2.4 Características econômicas e do mercado de trabalho formal do Estado de São Paulo

O estado de São Paulo figura como a principal economia dentre os estados da federação, fato que perdura desde o século XVIII. A dinâmica econômica e populacional sempre se deu principalmente na região metropolitana que se formou ao redor da capital São Paulo. O crescimento da região metropolitana ocorreu concomitantemente à constituição de diversos pólos econômicos no interior do estado, devido à implantação de bases industriais em diversas regiões do interior do Estado e o revigoramento da atividade agrícola no decorrer dessas décadas (DEDECCA *et al.*, 2009).

Durante quase todo o século XX o Estado conviveu com um processo de mudanças econômicas e sociais intensas que o transformaram de um complexo agrícola para exportação em um complexo industrial voltado para o mercado interno, e de uma sociedade rural em uma urbana organizada por uma grande região metropolitana (CANO, 1977). Houve um processo de migração intenso para a região, que garantiu a força de trabalho necessária para o desenvolvimento, mas que também gerou um crescimento populacional metropolitano explosivo. Entretanto nos anos 80 e 90 as tendências econômicas e sociais mudaram, a metrópole perdeu poder de atração dos fluxos migratórios, os quais apesar de continuarem presentes passaram a ser caracterizados por uma migração de retorno ponderável. Outras regiões, como Campinas, São José dos Campos e Ribeirão Preto passaram a desempenhar papel fundamental na redistribuição espacial da população no conjunto do Estado de São Paulo.

Após o ano 2000 acentuou-se a diferenciação da configuração econômica e social do Estado daquela encontrada no final dos anos 70. Além da Região Metropolitana de São Paulo, duas outras se tornam estabelecidas (Campinas e Santos), enquanto outras áreas caracterizam-se como pólos regionais já consolidados por apresentarem razoável concentração econômica e demográfica, com fluxos intermunicipais intensos, como por exemplo, São José dos Campos. O município de São Carlos também figura como um caso de pólo regional, mas que tem se desenvolvido em grande parte como um cluster regional ainda emergente.

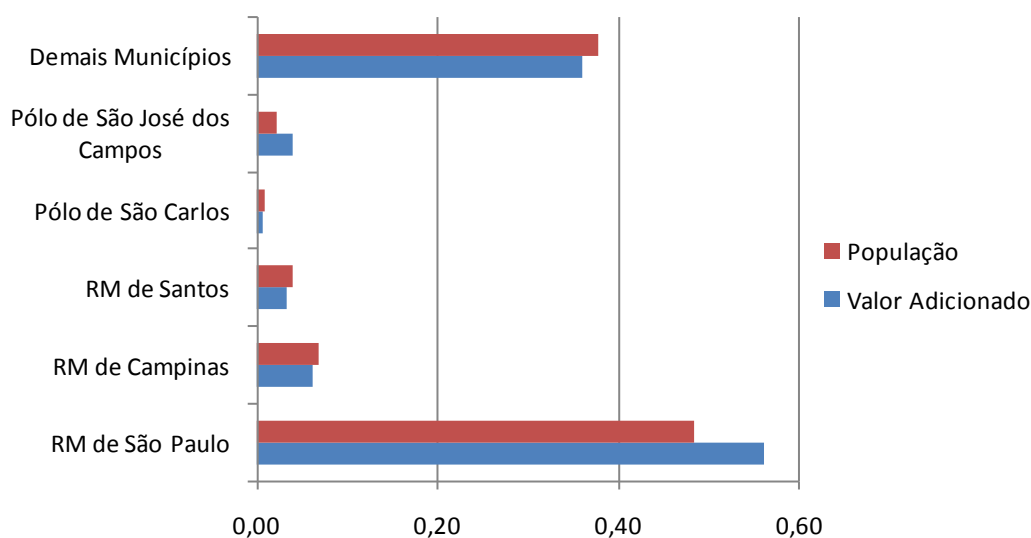
Com respeito ao contingente populacional, no ano base para a análise dos dados municipais dos indivíduos que não migraram, a população residente do Estado de São Paulo

estimada pela Fundação Seade era de aproximadamente 37 milhões de pessoas. A Região Metropolitana de São Paulo respondia por 48,3% deste total e as demais regiões metropolitanas e pólos de São José dos Campos e São Carlos por 14%. Analisando as taxas de crescimento para o período de 2000 a 2002 nota-se que, em conjunto, as duas regiões consideradas pólos do interior e as Regiões Metropolitanas de Campinas e Santos apresentam em média incrementos populacionais próximos a 1,3% a.a. em média, patamar superior ao observado para o conjunto do Estado de São Paulo, que está próximo de 1% a.a. Mesmo a região que apresentou o menor crescimento dentre as citadas, São Carlos com crescimento de 1,05% a.a., apresentam aumentos de população maiores ao encontrado para a Região Metropolitana de São Paulo no período, 0,9% a.a.

De forma geral, estes dados sugerem uma tendência de interiorização da população no Estado de São Paulo. Entretanto, apesar de tal processo estar reduzindo lentamente a importância da Região Metropolitana de São Paulo, ela ainda continua sendo o núcleo principal da dinâmica populacional do Estado.

Uma análise da distribuição do valor adicionado entre as regiões paulistas também mostra que a principal região metropolitana polariza a dinâmica econômica estadual.

Gráfico 1: Participação do valor adicionado e da população das regiões metropolitanas e pólos no total do Estado de São Paulo, 2000.



É importante ressaltar a concentração do valor adicionado na Região Metropolitana de São Paulo, que no ano 2000 respondia por 56% do valor adicionado do Estado de São Paulo. Cabe destacar também a concentração do valor adicionado relativa do pólo de São José dos Campos que supera a da população. Ademais, 66% do valor adicionado e 60% da população pertencem às três principais regiões metropolitanas.

A análise inicial desses dados explicita os limites do processo de interiorização do Estado de São Paulo, seja no que diz respeito ao crescimento da população, o que envolve a migração de trabalhadores, seja em relação ao crescimento da atividade econômica. As cidades médias mais distantes da região metropolitana de São Paulo têm ganhado importância, porém de modo ainda muito limitado.

Dados do Censo Demográfico de 2000 apontavam que a taxa de desemprego estadual apresentava-se alta naquele ano. Assim como a taxa estadual, as taxas de desemprego nas três principais regiões metropolitanas estavam acima dos 10% (Tabela 1). Na tabela abaixo também se percebe que as três principais regiões metropolitanas do estado concentram quase 60% da população em idade ativa (PIA) e da população economicamente ativa (PEA). Apenas a Região Metropolitana de São Paulo concentra 50% da PEA, entretanto, como apresenta taxa de desemprego maior do que a estadual contribui para a formação de um grande contingente de desempregados no estado.

Tabela 1: Participação das principais regiões metropolitanas, segundo indicadores do mercado de trabalho, Estado de São Paulo 2000.

	PIA	PEA	Taxa de Desemprego
Estado de São Paulo	100	100	17,5
Região Metropolitana de São Paulo	48,2	49,1	19,6
Região Metropolitana de Santos	4	3,9	21,2
Região Metropolitana de Campinas	6,4	6,5	16,3

Fonte: Dedecca *et al.*, 2009.

O alto estoque de desempregados sugerido pelos dados analisados até agora provavelmente não estão associados a fluxos migratórios que acelerassem o crescimento populacional intensificando a oferta de trabalho nas regiões metropolitanas.

Uma estatística importante a ser analisada para este trabalho é a parcela de trabalhadores formais no Estado de São Paulo. Ao se considerar a taxa de formalização como a parcela de ocupados com contribuição para a previdência no total da população ocupada, observa-se que os trabalhadores formais correspondiam a 66% do mercado de trabalho paulista. Isso equivale a dizer que 2 de cada 3 ocupados do Estado contribuía para a previdência social.

Apesar da formalização limitada no estado de São Paulo, o emprego formal tem crescido ano após ano. Em 1999 o emprego formal era de 7,6 milhões e cresceu para 8,6 milhões de pessoas em 2002, segundo a RAIS, o que corresponde a uma taxa de 3,2% a.a.,

nível este superior ao observado para o crescimento da população que foi de 1% no mesmo período. Portanto, observa-se uma tendência de elevação na maioria das regiões já que o incremento da ocupação formal superou ao da população. Entretanto, o crescimento do emprego formal na região metropolitana de São Paulo foi menor do que o crescimento no Brasil, que segundo Nota Técnica do Dieese de 2009, o crescimento foi de 3,7% entre 1999 e 2002 (Tabela 2).

Tabela 2: Taxa de crescimento do emprego formal, 1999-2002.

	1999	2002	Taxa anual de crescimento
Total do Estado de São Paulo	7.635.406	8.608.048	3,20
RM de São Paulo	4.425.910	4.906.071	2,71
RM de Campinas	514.308	597.104	4,02
RM de Santos	236.405	247.978	1,22
Pólo de São Carlos	63.933	79.787	6,20
Pólo de São José dos Campos	151.160	180.928	4,92

Fonte: Rais.

A região metropolitana da capital e seu entorno apresentam as maiores taxas de formalização, que no geral são maiores que a média do país, que era de 50% em 2000 (Censo 2000). Apesar de não cobrir toda a população ocupada o trabalho formal em São Paulo engloba 2/3 desses trabalhadores, o que se constitui numa parcela relevante do total populacional.

3 Arcabouço Metodológico

A metodologia abordada neste trabalho utiliza técnicas de análise multinível, assim como de econometria espacial aplicada ao modelo hierárquico.

3.1 *Análise Multinível*

A pesquisa econômica, assim como outras áreas das Ciências Humanas, normalmente envolve problemas que investigam o relacionamento entre indivíduo e sociedade. De acordo com Hox (2002), os indivíduos interagem com o contexto social no qual eles pertencem, o que significa que os indivíduos são influenciados pelos grupos sociais ou contextos nos quais estão inseridos, e que as propriedades desses grupos e contextos são também influenciadas pelos indivíduos que os compõem. Geralmente, os indivíduos e os grupos sociais são entendidos com um sistema hierárquico com indivíduos e grupos definidos em níveis separados. Naturalmente, tais sistemas podem ser observados em diferentes níveis hierárquicos e as variáveis explicativas podem ser definidas em cada nível.

Muitos tipos de dados têm uma estrutura hierárquica, aninhada ou agrupada. Uma vez que grupos ou hierarquias são estabelecidos, Goldstein (1995) enfatiza que a inter-relação entre as hierarquias não pode ser desconsiderada. Ignorar esse relacionamento implica no risco de ignorar a importância dos efeitos de grupo, podendo também invalidar muitas das técnicas tradicionais de análise estatística, como os Mínimos Quadrados Ordinários.

Dessa forma, os modelos hierárquicos em geral são usados para estudar os dados hierarquicamente organizados, onde as unidades de observação em um nível estão aninhadas em unidades de observação em um nível superior. Esses modelos, que são também chamados modelos multiníveis, fornecem a estrutura para representar os dados dentro e entre níveis, eliminando a necessidade de agregar ou desagregar os dados (LITTLE, SCHNABEL, BAUMERT, 2000).

Quando se agregam ou desagregam dados surgem alguns problemas de estimação. O primeiro problema é estatístico. Se os dados são agregados, o resultado é que diferentes

valores de várias subunidades são combinados em poucos valores, de acordo com o número de unidades do nível superior. De acordo com Hox (2002), o resultado é que muita informação é perdida, e a análise estatística perde poder. Por outro lado, se os dados são desagregados, o que acontece é que poucos valores de um pequeno número de unidades do nível superior são expandidos em um número muito maior de valores. Os testes estatísticos normais tratam esses valores desagregados como informação independente de uma amostra de subunidades, mas o tamanho amostral correto para essas variáveis é o número de unidades do nível superior. Ao usar os dados desagregados, a estimação resulta em testes significativos que rejeitam frequentemente a hipótese nula, mas que geram resultados espúrios.

O segundo problema encontrado é conceitual. Se o analista não é cuidadoso com a interpretação dos resultados, ele pode cometer erros vinculados à falácia ecológica ou atomística, que consiste em analisar os dados em um nível e formular conclusões em outro nível (RADENBUSH E BYRK, 2002). A falácia ecológica consiste em interpretar dados agregados no nível individual. A falácia atomística consiste em fazer inferências em um nível mais alto baseado na análise de dados individuais (HOX, 2002). Dessa forma, a modelagem multinível parte do princípio de que não há um nível apropriado no qual os dados devem ser analisados, pois todos os níveis presentes nos dados são importantes.

Outro problema que surge é a possível dependência entre as observações individuais. Numa amostra populacional, as observações individuais geralmente não são completamente independentes. Por exemplo, alunos de uma mesma escola tendem a ser parecidos, por causa de algum processo de seleção, como o fato de algumas escolas atraírem alunos de um status social e econômico superior, e por causa de história comum que os alunos compartilham ao frequentarem a mesma escola. Como resultado, a correlação média (correlação intraclasses) entre as variáveis medidas para os indivíduos de uma mesma unidade do nível superior será maior do que a correlação entre variáveis de indivíduos de diferentes unidades do nível superior (HOX, 2002).

Os testes estatísticos padrões se baseiam na independência das observações. Se essa pressuposição é violada, como ocorre frequentemente na análise multinível, as estimativas dos erros-padrões serão muito pequenas, o que resultará em estimativas significativas, mas espúrias.

3.1.1 Modelo Hierárquico Linear

O modelo hierárquico linear é um tipo de modelo de regressão adequado para dados multinível. Além de proporcionar a obtenção de melhores estimativas para os parâmetros, o modelo hierárquico permite analisar como as variáveis independentes medidas no nível 2 modificam o efeito das variáveis independentes medidas no nível 1 (RADENBUSH E BYRK, 2002).

A diferença para um modelo de regressão múltipla usual é que a equação, definidora do modelo hierárquico linear, contém mais de um termo de erro: um (ou mais) para cada nível (SNIJDERS E BOSKER, 1999). A idéia básica da modelagem multinível é que a variável dependente Y tem um aspecto individual assim como aspecto de grupo. Apesar disso, ela sempre é medida no nível mais desagregado, pois o modelo linear hierárquico é um modelo para explicar o que acontece no nível mais baixo, mais detalhado.

O modelo mais simples é o que não possui os efeitos aleatórios, ou seja, não há variáveis explicativas no segundo nível, correspondendo ao modelo clássico da regressão múltipla (HOX, 2002). Nesse modelo, a variável dependente, Y_{ij} , pode ser escrita como a soma de uma parte sistemática, combinação linear das variáveis explicativas, e uma parte residual aleatória, que podem ser expressas por:

$$Y_{ij} = \beta_{0i} + \beta_{1i}X_{ij} + e_{ij} \quad (1)$$

onde j identifica grupos e i identifica indivíduos, β_{0j} é o intercepto, β_{1j} é o coeficiente da variável explicativa e e_{ij} é o termo de erro.

Segundo Hox (2002), em comparação com a regressão por MQO tradicional, a regressão multinível assume que cada unidade do segundo nível tem um intercepto (β_{0j}) diferente assim como pode apresentar coeficientes de inclinação (β_{1j}) diferentes. Quando se assume que o intercepto e os coeficientes de inclinação variam entre as unidades do segundo nível, eles são chamados de coeficientes aleatórios. Nesse caso, o próximo passo num modelo de regressão hierárquica é explicar a variação dos coeficientes de regressão β_{0j} e β_{1j} introduzindo variáveis explicativas do segundo nível, como em (2) e (3):

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_j + u_{0j} \quad (2)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}Z_j + u_{1j} \quad (3)$$

em que β_{0j} é o valor médio da variável dependente numa unidade do segundo nível, dadas as variáveis explicativas deste nível, Z . Os resíduos u_{0j} e u_{1j} são termos de erro aleatórios do segundo nível. Pressupõe-se que têm média zero e que são independentes do termo de erro e_{ij} do nível 1 (RADENBUSH E BYRK, 2002). A variância de u_{0j} é σ_{u0}^2 , e a variância de u_{1j} é σ_{u1}^2 . A covariância entre os dois termos de erro é σ_{u01} , assumida como diferente de zero.

Os coeficientes γ não variam entre as unidades do segundo nível e por isso eles são referidos como coeficientes fixos (HOX, 2002). Ao substituir (2) e (3) em (1) o modelo pode ser escrito em termos de uma única equação mais complexa:

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01}X_{ij} + \gamma_{01}Z_j + \gamma_{11}X_{ij}Z_j + u_{1j}X_{ij} + u_{0j} + e_{ij} \quad (4)$$

O modelo de regressão multinível pode também ser usado para produzir uma estimativa da correlação intraclasse. Para isso estima-se o modelo sem nenhuma variável explicativa, chamado modelo nulo:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + e_{ij} \quad (5)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (6)$$

Onde u_{0j} é o efeito aleatório associado ao nível 2, e γ_{00} é a média do resultado para todos os indivíduos.

Substituindo (6) em (5):

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + e_{ij} \quad (7)$$

Este modelo não explica nenhuma variância em Y . Apenas decompõe a variância em dois componentes independentes: σ_e^2 , que é a variância do erro do nível 1, e_{ij} , e σ_{u0}^2 , que é a variância do erro u_{0j} do nível dois (RADENBUSH E BYRK, 2002). Usando esse modelo, é possível definir o coeficiente de correlação intraclasse ρ :

$$\rho = \frac{\sigma_{u0}^2}{\sigma_{u0}^2 + \sigma_e^2} \quad (8)$$

De acordo com Raudenbush e Bryk (2002), coeficiente ρ indica a proporção da variância explicada pela estrutura de agrupamento na população. Ele simplesmente diz que a correlação intraclasse é uma proporção da variância no nível do grupo comparada com a variância total. Este coeficiente também pode ser interpretado como a correlação esperada entre duas unidades escolhidas aleatoriamente no mesmo grupo.

3.1.2 Modelo Logístico Hierárquico

Nos casos em que a variável dependente é uma variável binária, a suposição de normalidade feita pela maioria dos modelos é violada, assim como a de homocedasticidade dos erros. Para resolver o problema de variáveis que não são distribuídas normalmente, a

solução é incluir uma transformação e escolher a distribuição de erros apropriada, não necessariamente a normal (RAUDENBUSH E BRYK, 2002). Os modelos estatísticos que realizam essa tarefa são chamados modelos lineares generalizados².

A regressão logit para o modelo hierárquico de dois níveis é uma coleção de N grupos (unidades do segundo nível), com uma amostra aleatória de n_j unidades do nível 1 (indivíduos) em cada grupo j ($j=1\dots N$) (SNIJDERS E BOSKER, 1999). Esse tipo de função ainda tem a conveniência de que o valor predito é transformado no logaritmo de chance de sucesso, *log-odds*, como demonstrado em (9):

$$\eta_{ij} = \log\left(\frac{\pi_{ij}}{1 - \pi_{ij}}\right) \quad (9)$$

em que η_{ij} é o logaritmo da chance de sucesso para o indivíduo i , e π_{ij} é a probabilidade de sucesso para o indivíduo i .

Na análise hierárquica é conveniente considerar primeiro o modelo sem variáveis explicativas no segundo nível, e o intercepto tendo efeito aleatório. Nesse caso, o valor do intercepto é considerado o valor médio esperado da variável dependente e varia entre as unidades de nível 2 (GELMAN E HILL, 2007). Esse modelo é chamado de não-condicional, ou modelo hierárquico nulo, e possibilita identificar a contribuição de cada nível para a variação total através do coeficiente de correlação intraclasse (SNIJDERS E BOSKER, 1999).

O modelo nulo apresenta a mesma formulação para o nível 2 apresentada pela equação (6) e a configuração (10) para o primeiro nível:

$$\eta_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (10)$$

onde

$i = 1 \dots N$ são as unidades do nível 1, neste caso indivíduos;

$j = 1 \dots J$ são as unidades do nível 2, municípios;

β_{0j} é o resultado médio para a j -ésima unidade;

ε_{ij} é o efeito aleatório associado ao nível 1;

O próximo modelo a se estimar visa calcular a variabilidade associada ao nível 1. Por isso, acrescentam-se as variáveis independentes correspondentes a esse nível, ou seja, as relacionadas ao indivíduo. Nesse trabalho, este modelo nulo tem a forma definida em (11) para a equação do primeiro nível:

² O método de estimação nos modelos lineares generalizados é o procedimento de máxima verossimilhança que usa a inversa da função de ligação para obter a variável resposta

$$\eta_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \beta_{2j}X_{2ij} + \beta_{3j}X_{3ij} + \beta_{4j}X_{4ij} + \beta_{5j}X_{5ij} + \beta_{6j}X_{6ij} + \beta_{7j}X_{7ij} + \beta_{8j}X_{8ij} + \varepsilon_{ij} \quad (11)$$

em que os subscritos i e j indexam, respectivamente, indivíduos e municípios. Além disso,

β_{0j} = intercepto;

β_{kj} = parâmetros a serem estimados no modelo;

ε_{ij} = termo de erro randômico;

X_{1ij} = variável dummy, que assume valor unitário se o indivíduo for jovem, ou seja, possuir menos de 30 anos, e zero nos outros casos;

X_{2ij} = três variáveis dummy para idade. Uma que assume valor unitário se o indivíduo for de meia idade, ou seja, possuir entre 30 e 45 anos, e zero nos outros casos; uma para 18 a 30 anos e outra para 45 ou mais.

X_{3ij} = variável dummy, que assume valor unitário se o indivíduo for de sexo feminino, e zero nos outros casos;

X_{4ij} = dummy que assume valor 1 se a firma a qual o indivíduo pertence é do setor de alta tecnologia;

X_{5ij} = três variáveis dummy para tamanho da firma; Uma que assume valor unitário se a firma for pequena (até 99 empregados), uma que assume valor unitário se a firma for média (100 a 499 empregados) e uma que assume valor unitário se a firma for grande (acima de 500 empregados).

X_{6ij} = dummy de escolaridade que assume valor 1 se o indivíduo possui mais de 11 anos de estudo;

X_{7ij} = variável de salário;

X_{8ij} = variável de experiência.

As estimativas dos β 's na equação (11) tornam possível o cálculo de uma razão de chance prevista, tendo em vista a função de ligação escolhida. Dessa forma, a conversão da razão de chance em probabilidade de migrar prevista será realizada por intermédio da equação (12):

$$\varphi_{ij} = \frac{1}{1 + \exp\{-\eta_{ij}\}} \quad (12)$$

Nesse modelo, o nível dois tem a forma simples apresentada pelo modelo nulo:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j},$$

com $u_{0j} \sim N(0, \tau_{00})$ e,

γ_{00} = logaritmo da razão de chance média entre os municípios paulistas;

τ_{00} = variância do logaritmo da razão de chance média entre os municípios paulistas.

Após estimar esse modelo passa-se a incluir, passo a passo, as variáveis explicativas do segundo nível, dado que é um modelo de intercepto aleatório. A partir desse momento, a variância desse modelo torna-se condicional. A inclusão e a significância estatística dessas variáveis explicativas significam que a propensão do trabalhador qualificado migrar varia entre os municípios devido às características do contexto em que ele está localizado. Essas características contextuais podem ser representadas como no modelo definido em (13):

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_{s=1}^6 \gamma_{0s} Z_{sj} + u_{0j} \quad (13)$$

em que,

Z_{1j} = nível de escolaridade municipal da população adulta;

Z_{2j} = proporção de empresas inovadoras no tecido industrial do município, medido pelo valor agregado de empresas industriais que inovam e exportam em relação ao valor agregado industrial total do município;

Z_{3j} = índice de Gini;

Z_{4j} = admissões líquidas;

Z_{5j} = densidade populacional;

Z_{6j} = renda per capita;

Z_{7j} = emissões de dióxido de carbono;

Z_{8j} = automóveis/habitantes;

Z_{9j} = crimes/habitantes.

Para orientar a inclusão de variáveis contextuais e conhecer sua importância em termos de explicação da variabilidade do intercepto é usado um índice de redução proporcional da variância, ou da “variância explicada”. Ele possui a seguinte expressão:

$$\text{Percentual da Variância Explicada} = \frac{\hat{\tau}_{00(\text{n\~{a}o-condiciona})} - \hat{\tau}_{00(\text{condiciona})}}{\hat{\tau}_{00(\text{n\~{a}o-condiciona})}} \quad (14)$$

O valor desse índice, quando multiplicado por 100, fornece a porcentagem da variância do intercepto do modelo nulo que está sendo explicada pela inclusão de variáveis no segundo nível.

3.2 Controle para os Efeitos Espaciais

O próximo passo é estender a análise multinível para o contexto espacial. Para isso, é necessário considerar ao menos um nível geográfico no modelo multinível, que neste caso serão os municípios de São Paulo.

3.2.1 Análise Exploratória Espacial

A abordagem convencional do modelo multinível já considera heterogeneidade espacial nos coeficientes, mas pode surgir outro efeito, qual seja a dependência espacial, que se desconsiderado pode levar a problemas de inferência, como viés e ineficiência das estimativas, além de inconsistência dos coeficientes (ANSELIN, 1988; ANSELIN, 1999).

A estratégia utilizada para estender a análise para o escopo espacial é a sugerida por Riane (2005) que consiste em obter os resíduos do segundo nível do modelo hierárquico não-condicional, fornecidos pelo software HLM. Feito isso, passa-se então para a realização de testes econométricos espaciais nesses resíduos, que se constitui de uma análise exploratória espacial com o intuito de verificar a presença de autocorrelação ou heterogeneidade espaciais.

De acordo com Anselin e Bera (1998), por intermédio da autocorrelação espacial, os dados de uma região podem, mediante efeitos de transbordamentos espaciais, influenciarem os dados de outras localidades. Através do operador de defasagem espacial, mediante a utilização de pesos espaciais, pode-se obter uma medida da variável defasada para uma dada região e observar os efeitos de transbordamentos dessas localidades. O operador da defasagem espacial de uma variável y , formalmente Wy , pode ser interpretado como sendo a média do valor dessa variável nas regiões vizinhas.

Outro problema que pode ocorrer é a heterogeneidade espacial, no qual as relações entre as variáveis não sejam as mesmas ao longo do espaço. Isso significa dizer que podem existir regimes espaciais diferentes e, portanto, modelos mal especificados. A idéia de heterogeneidade espacial refere-se à situação de diferentes unidades (regiões, unidades de federação, município) terem diferentes tamanhos, formas, densidades, sendo que estas diferenças podem gerar medidas de erros, gerando heterocedasticidade.

Para a execução das estatísticas de autocorrelação espacial e das estimações do modelo, é necessário definir a matriz de pesos espaciais (W). A escolha da matriz deve ter o intuito de refletir um determinado arranjo espacial das interações resultantes do fenômeno a ser estudado. Assim, a matriz deve ser construída com o objetivo de capturar toda a autocorrelação espacial subjacente ao fenômeno em estudo.

O critério de escolha da matriz de pesos espaciais basear-se-á no teste I de Moran, conforme Baumont *et al.* (2002). Tal medida empírica de autocorrelação espacial é testada apenas para a variável dependente sob análise, mediante a substituição de várias matrizes (Queen, Torre, inverso da distância, k vizinhos mais próximos para $k=5$, $k=10$, $k=15$ e $k=20$). A escolha deve ser definida através do maior e mais significativo valor da estatística I de Moran para os anos de período em análise.

Pode-se calcular a autocorrelação espacial através da estatística I de Moran. Essa estatística permite analisar se os dados são aleatoriamente distribuídos através do espaço, quer dizer, se a variável sob análise não está autocorrelacionada espacialmente.

A estatística I de Moran pode ser expressa como:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum \sum w_{ij} z_i z_j}{\sum z_i^2} \quad (15)$$

Em que n é o número de regiões; z_i e z_j são os valores da variável de interesse padronizada; w_{ij} é um elemento referente à região i e à região j da matriz de ponderação espacial W ; S_0 é a soma de todos os elementos da matriz de ponderação espacial.

Como medida de dependência espacial, a estatística I de Moran tem como propósito principal confirmar ou não a hipótese de dados aleatoriamente distribuídos. O coeficiente I de Moran tem valor esperado $E(I) = -[1/(n-1)]$. Dessa forma, os valores de I que excederem $-[1/(n-1)]$ indicam autocorrelação espacial positiva. Ao contrário, valores de I abaixo do valor esperado sinalizam uma autocorrelação negativa.

A indicação de autocorrelação espacial positiva revela que há similaridade entre os municípios, ou seja, municípios com alta probabilidade de receber migrantes tendem a estarem rodeados por municípios vizinhos que também apresentam alta probabilidade de receber migrantes. Por outro lado, a autocorrelação espacial negativa indica que existe uma dissimilaridade entre os valores do atributo estudado e da localização espacial deste atributo. Assim, nesse caso, municípios com menor probabilidade de receber migrantes estão rodeados por municípios que apresentam alta probabilidade de receber migrantes.

Entretanto, medidas de autocorrelação espacial global resumem em um único valor a existência de autocorrelação espacial, podendo encobrir ou mesmo levar a conclusões enganosas no caso da existência de forte heterogeneidade espacial. Somado a isso, essas medidas não permitem detectar padrões locais de autocorrelação espacial. Para esse fim, são utilizadas as medidas de autocorrelação espaciais locais conhecidas como LISA – *Local Indicators of Spatial Association*. Elas são importantes porque, além de permitirem identificar a heterogeneidade espacial, também indicam autocorrelação local mesmo quando as medidas globais não a identificam.

Anselin (1996) afirma que uma estatística LISA será aquela que satisfaça a dois critérios: a) um indicador LISA deve possuir, para cada observação, uma indicação de clusters espaciais, significativos estatisticamente, de valores similares em torno da vizinhança de uma determinada observação (no caso, microrregião); e b) o somatório dos LISAs, para todas as regiões, será proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global. As principais medidas LISA são o Moran Scatterplot e o I de Moran local. O primeiro é a representação gráfica do I de Moran, que pode ser interpretado através de uma regressão linear de y em Wy , onde W é a matriz de peso espacial. A inclinação dessa regressão, ρ , é um indicador da autocorrelação espacial entre cada observação e a média dos seus vizinhos.

A estatística I_i de Moran local é dada por:

$$I_i = \frac{(y_i - y^*) \sum w_{ij} (y_j - y^*)}{\sum \frac{(y_i - y^*)^2}{n}} \quad (16)$$

em que y_j são variáveis cujo somatório sobre j é tal que somente os valores dos vizinhos $j \in J_i$ são incluídos. Comparando-se à fórmula de cálculo do I_i de Moran, o conjunto J_i abrange os vizinhos da microrregião i , definidos conforme a matriz de pesos espaciais escolhida.

Essa estatística, segundo Anselin *et al.* (2004), representa uma indicação do grau de associação linear (positiva ou negativa) entre o valor de uma determinada variável em um dado município i e a média de uma outra variável nos municípios vizinhos.

No gráfico do *Moran Scatterplot*, os 1º e 3º quadrantes representam a autocorrelação espacial positiva, ou seja, observações com altos (baixos) valores são rodeadas por altos (baixos) valores para a média dos seus vizinhos. Já os 2º e 4º quadrantes indicam autocorrelação espacial negativa, valores altos (baixos) rodeados por valores baixos (altos) para a média dos vizinhos. O 1º e 3º quadrantes sugerem, portanto, a presença de autocorrelação espacial enquanto que os outros dois, são indicativos de heterogeneidade espacial. A estatística local, I de Moran Local, é semelhante à global, porém calculadas para cada área.

Esses testes permitirão perceber se o efeito espacial opera na forma de defasagem ou de erro espacial. O modelo auto-regressivo de defasagem espacial corresponde ao processo auto-regressivo da variável dependente. Sua fórmula é dada por:

$$y = \rho W_y + X\beta + \varepsilon \quad (17)$$

Sendo:

ρ é o parâmetro autorregressivo espacial;

W é a matriz de peso;

X é a matriz de variáveis independentes;

β é a matriz de coeficientes da regressão e

ε é o vetor do termo de erro aleatório.

A equação (17) é a forma estrutural do modelo de defasagem espacial. Com a forma reduzida é mais fácil perceber como age o processo espacial, também conhecido, neste caso, como multiplicador espacial, qual seja:

$$y = (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (18)$$

O termo $(I - \rho W)^{-1}$ é a inversa de Leontief, que liga a variável y_i para todos x_i do sistema através do multiplicador espacial, e y_i ao ε de todas as localizações no sistema, não apenas ao erro em i (ANSELIN, 1999). Desta forma, a equação (18) é importante por mostrar que o efeito espacial opera através das variáveis explicativas X e do termo de erro não observado, ou seja, de fatores não observados que não entraram no modelo.

O modelo de erro espacial indica que há correlação espacial em variáveis que não foram incluídas no modelo. Esse modelo pode ser definido por dois processos, o autorregressivo espacial (SAR) e o de média móvel espacial (SMA). O primeiro processo indica um processo global nos erros e sua fórmula estrutural é dada por:

$$y = X\beta + \lambda W\varepsilon + u \quad (19)$$

Sendo:

λ é o coeficiente autorregressivo;

ε é o termo de erro que possui dependência espacial e

u é o termo de erro aleatório.

A forma reduzida é dada por:

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1}u \quad (20)$$

O modelo de média móvel espacial do erro pressupõe que os efeitos espaciais das variáveis omitidas se limitam aos vizinhos mais próximos. Tanto a forma estrutural quanto a reduzida é dada por:

$$y = X\beta + \lambda Wu + u \quad (21)$$

Os testes de diagnósticos possibilitam detectar se a dependência espacial é melhor capturada pelo modelo de defasagem espacial ou de erro espacial. Nessa dissertação utilizou-se o teste do Multiplicador de Lagrange (LM) para fazer tal diagnóstico.

É importante ressaltar que, quando se ignora a autocorrelação espacial e heterogeneidade espacial dos dados, os parâmetros estimados nas regressões podem ser viesados e ineficientes, se o processo em curso for de defasagem espacial, e apenas ineficientes, se o modelo detectado for de erro espacial. A partir da detecção do modelo espacial adequado, é possível partir para a etapa de estimação do modelo que combina os modelos hierárquicos e espaciais.

3.3 Análise Hierárquico-Espacial dos Determinantes da Migração de Trabalhadores Qualificados

A vantagem de combinar as metodologias de análise multinível e econometria espacial é que a primeira permite analisar conjuntamente as variáveis relacionadas aos indivíduos e as contextuais em níveis diferentes de agregação, diminuindo o problema relacionado à falácia ecológica, além de possibilitar analisar como as variáveis interagem entre os diferentes níveis. Já o modelo espacial leva em conta a possível autocorrelação espacial nas variáveis

dependentes e independentes e/ou nos termos de erro no segundo nível do modelo hierárquico.

A introdução do caráter espacial das variáveis no modelo hierárquico possibilitará obter estimativas mais consistentes e eficientes dos parâmetros nas regressões. Isso ocorre porque a presença de autocorrelação espacial nas variáveis do modelo hierárquico incorre na quebra de um pressuposto importante desse modelo que é o de erros independentes e identicamente distribuídos no nível mais agregado (nível2).

O ponto de partida para o desenvolvimento desse modelo foi o trabalho de Morenoff (2003) para o estudo do peso da criança ao nascer. Morenoff (2003) parte da equação estrutural do modelo de defasagem espacial, a qual pressupõe que os efeitos espaciais operam através de um processo autorregressivo de defasagem espacial da variável dependente. Porém, o modelo assim representado possui uma variável endógena, W_Y , que só pode ser estimada através do método de máxima verossimilhança, variáveis instrumentais ou método dos momentos. A alternativa encontrada por Morenoff para introduzir o efeito espacial na análise hierárquica foi a inclusão de defasagens espaciais das variáveis independentes no modelo hierárquico, ou seja, a inclusão de W_X .

Como pode ser observado na forma reduzida do modelo de defasagem espacial, o processo espacial opera através das covariáveis X e dos termos de erro, em outras palavras, existe uma dependência espacial nas variáveis observadas e não-observadas. A estratégia adotada por Morenoff (2003) permite corrigir a dependência espacial apenas das variáveis observadas.

Dessa forma, a metodologia da presente análise é baseada na solução de Morenoff (2003), assim como na adaptação de Riani (2005). Seguindo Riani, a estimação do modelo consiste em três passos. Em primeiro lugar são obtidos os resíduos do segundo nível do modelo hierárquico não-condicional, ou seja, quando não se inclui variáveis de nível 2 na análise, apenas as de nível 1. Esses resíduos são os termos u_{0j} e ε_{ij} da equação do modelo nulo. Em seguida são feitos os testes econométricos espaciais nesses resíduos. Através desses testes é possível determinar se o efeito espacial opera na forma de defasagem ou de erro espacial.

Na terceira etapa é estimado o modelo hierárquico-espacial, com duas especificações diferentes. A primeira consiste em acrescentar a defasagem dos resíduos no segundo nível do modelo hierárquico. Dessa forma, é corrigida a dependência espacial tanto das variáveis observadas quanto das não-observadas.

A segunda especificação consiste em incluir no nível 2 da regressão hierárquica a defasagem espacial das variáveis independentes contextuais. Essa é a mesma estratégia

adotada por Morenoff. Cabe ressaltar que com essa estratégia não se está controlando os efeitos espaciais das variáveis não-observadas, apenas das observadas. Porém, ela é útil por permitir observar qual covariável é mais correlacionada espacialmente com as variáveis independentes.

3.4 Descrição do banco de dados e das variáveis

Os dados utilizados são provenientes da base de dados do Ministério do Trabalho, RAISMIGRA e IPEADATA. A base de dados da RAIS-Migra, do Ministério de Trabalho e Emprego (MTE) é derivada dos registros administrativos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Seu objetivo é o acompanhamento longitudinal da trajetória profissional dos trabalhadores segundo as características geográficas, setoriais e ocupacionais, permitindo a realização de estudos de mobilidade dos indivíduos no mercado de trabalho (MTE, 2003).

Uma importante característica da base é que esses indivíduos podem ser acompanhados em seus vínculos empregatícios a cada ano, com informações sobre os municípios de origem e de destino bem como da qualificação dos trabalhadores migrantes. Isto permite a investigação da extensão espacial da difusão de conhecimento tecnológico incorporado nos trabalhadores migrantes. O trabalho foca a decisão de migrar dos trabalhadores qualificados do Estado de São Paulo, tendo em vista o peso deste no Sistema de Inovação Nacional³.

Um problema que pode ocorrer ao utilizar dados da Rais é que a literatura reporta que há correlação positiva entre o nível de educação e trabalhar o mercado formal (MENEZES FILHO *et al.*, 2004), o que pode afetar os coeficientes estimados. Para minimizar o problema as regressões estarão sendo controladas pelo nível educacional dos indivíduos.

Quando se trabalha com migração deve-se ter em mente que os resultados podem ser influenciados por uma característica importante de qualquer amostra de migrantes que refere-se à questão de que os migrantes não constituem uma amostra aleatória de indivíduos (BORJAS, 1999), uma vez que a própria decisão de migrar os torna distintos daqueles que não são migrantes. Quando se analisa trabalhadores qualificados o processo de auto-seleção torna-se ainda mais evidente, pois estes já possuem uma característica pessoal importante na seleção positiva referente à qualificação.

³ Alguns dados revelam que o estado de São Paulo se sobressai dentre o restante do Brasil no que tange a presença de características propícias à inovação, como por exemplo, existência de uma base institucional de pesquisa relevante quando comparada com os outros estados do país. Esse fato pode ser observado quando se analisa dados sobre alunos de pós-graduação matriculados em áreas de formação tecnológica. Do total desse tipo de estudante no país 69% está na região sudeste, e deste percentual 46% está no estado de São Paulo. Essa alta porcentagem se mantém quando se analisa a distribuição pelo país de pesquisadores registrados no CNPq. A região Sudeste polariza 67,9% dos grupos de pesquisa, dos quais 63% localizam-se em São Paulo (Montenegro 2008).

Como se trata de um estudo multinível, os dados analisados compreendem tanto a amostra de indivíduos (nível 1), quanto os dados referentes às unidades territoriais de análise, os municípios de São Paulo. No segundo nível, são considerados 645 municípios do Estado de São Paulo.

A amostra de indivíduos é composta por 848.333 trabalhadores, homens e mulheres com idade variando entre 25 e 68 anos. A fim de analisar, especificamente, os determinantes da mobilidade de trabalhadores qualificados, definiu-se a partir da amostra anterior, uma segunda amostra restrita aos trabalhadores com mais de 11 anos de estudo. A amostra dos trabalhadores qualificados foi composta por 324.596 indivíduos.

A variável dependente analisada é binária, que assume valor 1 se o indivíduo migrou no período de 1999 a 2002 e 0, se não migrou neste período. Se o indivíduo migrou, as variáveis regionais referem-se ao município de destino e, se não migrou, as variáveis referem-se ao seu município no ano 2000. Vale ressaltar que devido ao curto período de tempo os resultados devem ser interpretados considerando que a migração é recente. As variáveis explicativas do nível 1 são de dois tipos: características do trabalhador e do posto de trabalho. As variáveis que expressam as características pessoais e regionais estão descritas no Quadro 3.

Quadro 3: Descrição das variáveis

Variáveis	Descrição
Nível 1	
Experiência	A experiência do indivíduo, ou senioridade, é medida pelo número de meses do trabalhador no mesmo vínculo empregatício, proveniente da RAIS-MIGRA.
Dummy de sexo	Assume valor 1 se o indivíduo for do sexo feminino e 0 se for do sexo masculino, proveniente da RAIS-MIGRA.
Dummies de idade	Foram criadas 3 dummies: entre 25 e 30 anos, na faixa entre 30 e 45 anos e maiores de 45 anos, proveniente da RAIS-MIGRA.
Dummy de escolaridade	Assume valor 1 se o indivíduo possui mais de 11 anos de estudo, sendo esta variável indicativa da qualificação do trabalhador. Proveniente da RAIS-MIGRA.
Salário	Remuneração média mensal em dezembro, proveniente da RAIS-MIGRA.
Dummies de tamanho da empresa	Foi criada uma dummy para cada tamanho de empresa: pequena, média e grande, proveniente da RAIS-MIGRA.
Dummy setor de alta tecnologia	Dummy indicativa de setor de alta tecnologia, que são considerados os que possuem alta e média-alta relação entre gastos em P&D e valor agregado na estrutura industrial brasileira (Furtado e Carvalho, 2005). Incluem-se na primeira categoria material e máquinas elétricas, eletrônica e outros materiais de transporte e na segunda categoria estão informática, máquinas e equipamentos, instrumentos e veículos automotores, proveniente da RAIS-MIGRA.
Nível 2	
Índice de Gini	Medida da desigualdade de distribuição de renda do município, proveniente do IBGE.
Escolaridade média	Anos de estudo médios da população acima de 25 anos de idade, proveniente do IPEADATA.
Renda per capita	É a soma dos salários de toda a população do município dividido pelo número de habitantes, proveniente do IPEADATA.
Admissões líquidas	Reflete a dinâmica municipal de criação de empregos, medida pela média anual das admissões líquidas (admitidos menos demitidos) nos anos de 1996, 1997 e 1998, segundo o CAGED-MTE.
Densidade populacional	Relação entre a população e a extensão do território, expressa por habitantes por quilômetro quadrado, proveniente do IPEADATA.
Proporção de empresas inovadoras	Proporção de empresas inovadoras no tecido industrial do município, medido pelo valor agregado de empresas industriais que inovam e exportam em relação ao valor agregado industrial total do município, segundo Lemos <i>et al.</i> (2005).

Quadro 3: Continuação.

Variáveis	Descrição
Nível 2	
Emissões de dióxido de carbono	Emissões de CO ₂ - 10 ⁶ t/ano. Anuário Estatístico de Energéticos por Município no Estado de São Paulo.
Automóveis/habitantes	Número total de veículos automotores dividido pela população. Sistema de Registro Nacional de Veículos Automotores - RENAVAN / DENATRAN (2001)
Crimes/habitantes	Total de ocorrência de crimes dividido pela população. Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE) 2000

4 Resultados

4.1 Modelo Hierárquico para toda a amostra de trabalhadores

O modelo hierárquico foi estimado para sete especificações, de acordo com a inclusão de variáveis relacionadas aos municípios. A primeira especificação corresponde ao modelo não-condicional. Estima-se este modelo para testar a aleatoriedade dos coeficientes. Neste caso, a hipótese nula de que o intercepto é aleatório não pode ser rejeitada se a variância contextual (u_{0j}) é significativamente diferente de zero. Portanto, para a realização desse teste, o modelo é estimado considerando todas as variáveis explicativas de nível um, supondo que apenas o intercepto é aleatório.

A análise do efeito aleatório do modelo 1 (Tabela 1) permite concluir que a hipótese de o intercepto ser considerado como tendo efeito aleatório é rejeitada, logo é aceitável que os municípios apresentem valores distintos para a probabilidade de migrar. Como pode ser observado, o componente da variância do modelo 1 é 0,421 e significativa a 1%, indicando que a o intercepto do modelo, que explica a probabilidade de migração da população, difere entre os municípios paulistas. Nesse modelo, todas variáveis pessoais incluídas foram significativas, o mesmo ocorrendo para todos os modelos estimados, sem grandes variações na magnitude dos coeficientes.

Os resultados para os atributos individuais sexo e idade estão de acordo com a hipótese de que a migração é menor para indivíduos mais velhos e mulheres. A probabilidade de migrar diminui se o indivíduo for do sexo feminino, evidenciando o predomínio masculino nas migrações. As *dummies* de faixa etária são significativas, indicando a importância da idade como fator determinante da migração. Tanto a *dummy* de idade menor que 30 anos quanto a de idade maior que 45 anos apresentaram sinal negativo. Isso indica que os indivíduos mais velhos e os mais jovens apresentam menor propensão a migrar em relação aos indivíduos situados na faixa etária de 30 a 45.

O sinal negativo da *dummy* da faixa etária de 25 a 30 anos pode estar relacionado ao fato de que essa é a faixa etária em que muitos indivíduos com maior escolaridade estão procurando o primeiro emprego. O resultado para os mais velhos está de acordo com a hipótese de que a

disposição a migrar decresce com o tempo de vida do indivíduo. Por exemplo, Bover e Arellano (2000) ao analisar os movimentos intra-regionais na Espanha na década de 1980 encontraram que pessoas de 20 a 29 anos têm entre 15 a 20% maior probabilidade de migrar numa curta distância do que pessoas entre 30 e 44 anos, e para as pessoas de 45 a 64 anos a probabilidade de migrar é menor ainda. Sjaastad (1962) estimou as taxas de migração líquidas das áreas rurais dos Estados Unidos em 1950. As taxas médias de migração bruta encontradas foram maiores para os indivíduos mais jovens, principalmente na faixa etária 20 a 34 anos. Ainda que os jovens possuam maior tendência a mudar de cidade buscando melhores condições para estudo e trabalho, os resultados mostram que indivíduos até 30 anos apresentam menor probabilidade de migrar do que os que estão na faixa de 30 a 45 anos. Esse resultado não é o mesmo encontrado amplamente na literatura, onde o comum é que os jovens menores de 30 anos são muito mais prováveis de migrar do que pessoas mais velhas (MITCHELL, 2008; STAMBOL, 2003; PISSARIDES E WADSWORTH 1989). Entretanto, isso deve estar relacionado à faixa etária do banco de dados usado nesse trabalho, que se limita a pessoas maiores de 25 anos, a fim de se trabalhar com pessoas que apresentassem idade suficiente para ter completado um curso superior.

A experiência acumulada no trabalho, ou senioridade, é inversamente relacionada à probabilidade de migrar. O sinal negativo dessa variável indica que pessoas com maior experiência têm menor probabilidade de migrar, caracterizando a senioridade como um fator de fixação do indivíduo ao município. Para os mais experientes é possível que o custo de oportunidade de empreender uma mudança seja maior que o de uma pessoa com pouca ou nenhuma experiência, já que a senioridade representa um estoque de conhecimento acumulado que pode gerar uma situação de estabilidade para o trabalhador. Dahl (2004) aplica um modelo de regressão logística para dados da economia dinamarquesa com o objetivo de investigar a influência de fatores sociais e individuais sobre a mobilidade. O autor encontrou que quanto mais experiente uma pessoa é menores são as chances de ela se mover para outra região. Logo, as experiências tácitas acumuladas com os anos de trabalho incorporadas nesses indivíduos são menos prováveis de serem transferidas intermunicipalmente.

Tabela 3: Resultados das regressões multinível para probabilidade de migrar de trabalhadores dos municípios de São Paulo no período de 1999 a 2001 .

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6		Modelo 7		Modelo 8	
Efeito Fixo ¹	Coeficiente	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
Intercepto	-0,327	0,000	-0,329	0,000	1,084	0,001	0,858	0,006	0,841	0,007	0,590	0,061	0,552	0,079	0,58	0,066
Densidade populacional			0,067	0,009	0,071	0,005	0,104	0,000	0,099	0,000	0,079	0,003	0,098	0,001	0,094	0,001
Índice de Gini					-2,683	0,000	-1,766	0,004	-1,717	0,006	-1,762	0,004	-1,712	0,005	-1,717	0,006
Escolaridade da população adulta							-0,036	0,000	-0,039	0,000	-0,081	0,000	-0,079	0,000	-0,079	0,000
Proporção de empresas inovadoras									0,171	0,235	0,105	0,468	0,093	0,518	0,110	0,442
Renda per capita											0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,000
Admissões Líquidas													0,053	0,043	-	-
Emissões de CO ₂															-0,095	0,041
Automóveis/hab															-0,143	0,058
Crimes/hab															-0,914	0,657
Experiência	-0,022	0,000	-0,022	0,000	-0,022	0,000	-0,022	0,000	-0,022	0,000	-0,022	0,000	-0,022	0,000	-0,022	0,000
Dummy de sexo	-0,483	0,000	-0,483	0,000	-0,483	0,000	-0,483	0,000	-0,483	0,000	-0,483	0,000	-0,483	0,000	-0,483	0,000
Renda	0,117	0,000	0,117	0,000	0,117	0,000	0,117	0,000	0,117	0,000	0,117	0,000	0,117	0,000	0,117	0,000
Dummy média empresa	0,276	0,000	0,276	0,000	0,276	0,000	0,276	0,000	0,276	0,000	0,276	0,000	0,276	0,000	0,276	0,000
Dummy grande empresa	0,040	0,000	0,039	0,000	0,040	0,000	0,040	0,000	0,040	0,000	0,040	0,000	0,039	0,000	0,039	0,000
Dummy de idade (menor de 30 anos)	-0,271	0,000	-0,271	0,000	-0,271	0,000	-0,271	0,000	-0,271	0,000	-0,271	0,000	-0,271	0,000	-0,271	0,000
Dummt de idade - maior que 45 anos	-0,222	0,000	-0,222	0,000	-0,222	0,000	-0,222	0,000	-0,222	0,000	-0,222	0,000	-0,222	0,000	-0,222	0,000
Dummy de setor de alta tecnologia	-0,228	0,000	-0,228	0,000	-0,228	0,000	-0,228	0,000	-0,228	0,000	-0,228	0,000	-0,228	0,000	-0,228	0,000
Dummy de escolaridade	0,430	0,000	0,430	0,000	0,430	0,000	0,430	0,000	0,430	0,000	0,430	0,000	0,430	0,000	0,430	0,000
Efeito Aleatório ²	σ^2	p-valor	σ^2	p-valor	σ^2	p-valor	σ^2	p-valor	σ^2	p-valor	σ^2	p-valor	σ^2	p-valor	σ^2	p-valor
Coeficiente	0,421	0,000	0,416	0,000	0,401	0,000	0,381	0,000	0,381	0,000	0,375	0,000	0,373	0,000	0,370	0,000
% da variância explicada			1,102		4,842		9,451		9,459		10,870		11,467		12,01	
Número de observações																
Nível 1	848333		848333		848333		848333		848333		848333		848333		848333	
Nível 2	645		645		645		645		645		645		645		645	
Número de migrantes – valores 1 da variável dependente	149099		149099		149099		149099		149099		149099		149099		149099	

¹ Coeficientes das variáveis explicativas.

²Variância devido à inclusão de parâmetros no intercepto aleatório β_0 que variam em mais de um nível. Indica a variação intra-classe devido à correlação que existe para a probabilidade de migrar entre indivíduos que migram para um mesmo município de destino.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do modelo

A *dummy* indicativa dos indivíduos empregados no setor de alta tecnologia possui sinal negativo. O fato de esses trabalhadores serem menos móveis do que outros revela que o conhecimento tácito embutido nesses indivíduos é relativamente menos móvel entre firmas localizadas em municípios diferentes. O tamanho da firma situada no município de destino do trabalhador também é um fator relevante para entender sua propensão à mobilidade. A probabilidade de mudança de município é positivamente afetada se a empresa do município de destino é de grande e médio porte, em relação à *dummy* de referência “empresas de pequeno porte”. Naturalmente, tal resultado reflete a capacidade de atração que grandes empresas exercem sobre os trabalhadores *vis-à-vis* as pequenas empresas.

Diferenças na produtividade do trabalho são geralmente refletidas na renda do trabalhador, por isso a variável salário é uma das variáveis econômicas mais importantes entre as que influenciam a migração. O resultado encontrado corrobora a teoria microeconômica, que argumenta que indivíduos racionais migrarão se receberem mais renda do trabalho no destino (SJAASTAD, 1962). Esse resultado também foi encontrado por Pekkala (2003) para migrantes na Finlândia. No gráfico 1, é possível perceber que, para um mesmo nível de renda, a probabilidade de migrar dos homens é maior do que a das mulheres. Entretanto, essa diferença cai com o aumento da renda.

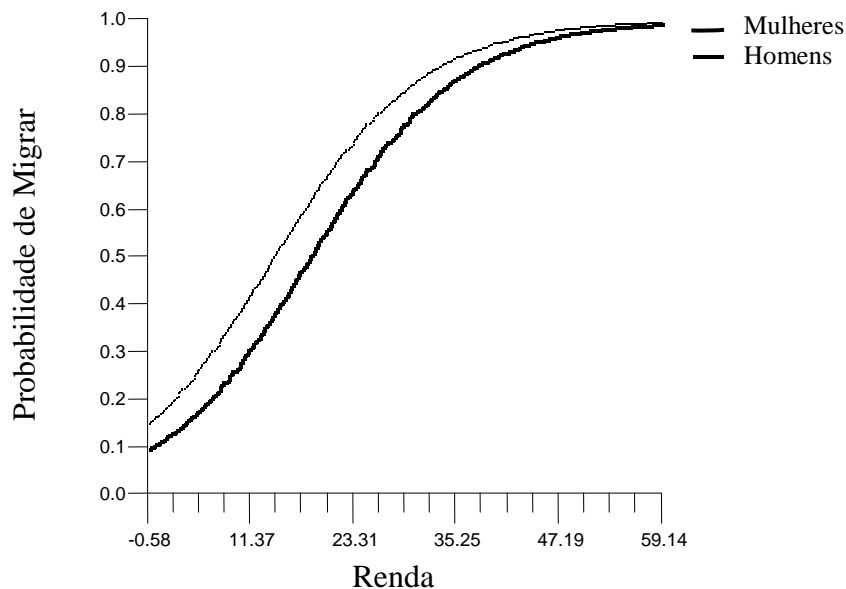


Gráfico 2: Probabilidade de migrar por gênero em relação à renda no Estado de São Paulo. Período: 1999-2002.

A *dummy* de escolaridade, que assume valor 1 para onze anos ou mais de estudo, tem sinal positivo, indicando que quanto maior o grau de instrução mais disposto está o trabalhador em assumir os riscos da migração. De acordo com Sahota (1968), os indivíduos

educados são relativamente mais móveis e adaptáveis, assim como mais criativos e atentos a novas oportunidades. Hazans (2003) encontrou que a propensão a migrar nos países bálticos é maior para pessoas com educação superior. Analisando a migração entre países da União Européia, Zaiceva e Zimmerman (2008) também encontram um efeito positivo do nível de educação sobre a probabilidade de migrar, e justificam dizendo que os indivíduos com maior nível de educação exibem maior probabilidade de migrar porque maior educação reduz os riscos da migração devido à maior habilidade desses indivíduos em coletar e processar informação.

Os modelos 2 a 7 são estimados porque o modelo 1 indicou a necessidade de inclusão de variáveis de nível 2 para explicar a variabilidade do intercepto, tendo em vista que esse não pode ser tratado como fixo entre os municípios paulistas. A inclusão das variáveis explicativas no nível 2 é realizada de forma sucessiva a fim de testar a sensibilidade e a estabilidade dos resultados das variáveis incluídas nos modelos. Nota-se que a variância explicada do intercepto aumenta de 1% para aproximadamente 12%. Por sua vez, as variáveis de nível 1 apresentam grande estabilidade em seus coeficientes independentemente do modelo utilizado, o que indica robustez dos atributos dos indivíduos como fatores explicativos da propensão a migrar.

No modelo condicional 2 é incluída a densidade populacional do município que explica pouco mais de 1% a variância do intercepto, ou seja, cerca de 1% da variação na propensão média de migrar é explicada por diferenças no nível de densidade populacional observadas entre as cidades paulistas. A probabilidade de migrar aumenta se o município de destino é mais populoso. De acordo com Pellegrini e Fotheringham (1999), o sinal positivo é esperado porque em certa medida essa variável está relacionada com o porte da cidade, e por isso com o número de oportunidades disponíveis para emprego, disponibilidade de amenidades urbanas de alto nível, como por exemplo grandes lojas de departamentos, disponibilidade de entretenimento e diversos serviços especializados, e por isso espera-se que tenha sinal positivo. Além disso, espera-se que os indivíduos tenham mais informação sobre grandes cidades metropolitanas do que pequenas cidades. Esse resultado é comumente encontrado na literatura (ETZO 2008, BEALS, LEVY E MOSES 1967).

Já Barkley (1991) ao analisar os determinantes da mobilidade do trabalho no Paquistão durante a década de 1971-1980 encontra que a densidade populacional no destino tem impacto negativo sobre a migração, e por isso destaca que um maior número de pessoas na região de destino pode refletir uma base econômica mais desenvolvida com maior capacidade de absorver imigrantes, mas também pode refletir uma superlotação que desestimula a

migração. Apesar de sua significância, a contribuição dessa variável para explicar a variância do intercepto é pequena.

Com a inclusão do índice de Gini no modelo as variáveis de contexto passam a explicar 4,8% da variação do intercepto, indicando que a desigualdade de renda na região de destino teve um impacto maior sobre a decisão de migrar, já que levou a uma queda maior na variância, em relação à queda causada pela inclusão da densidade populacional. O índice de Gini é um indicador de distribuição de renda e, como esperado, seu sinal é negativo, indicando que os trabalhadores buscam por localidades onde a instabilidade social é menor. Esse resultado é encontrado em outros textos, como em Pedersen, Pytlikova e Smith (2003) que usam um modelo de dados em painel com efeitos fixos para o período 1989-2000 para analisar se países da OCDE com sistemas de bem-estar bem desenvolvidos tendem a atrair mais migrantes. Ao relacionar o nível de desigualdade dos municípios com a escolaridade do trabalhador percebe-se que essa característica da cidade é mais importante para os trabalhadores com mais anos de estudo (Gráfico 2).

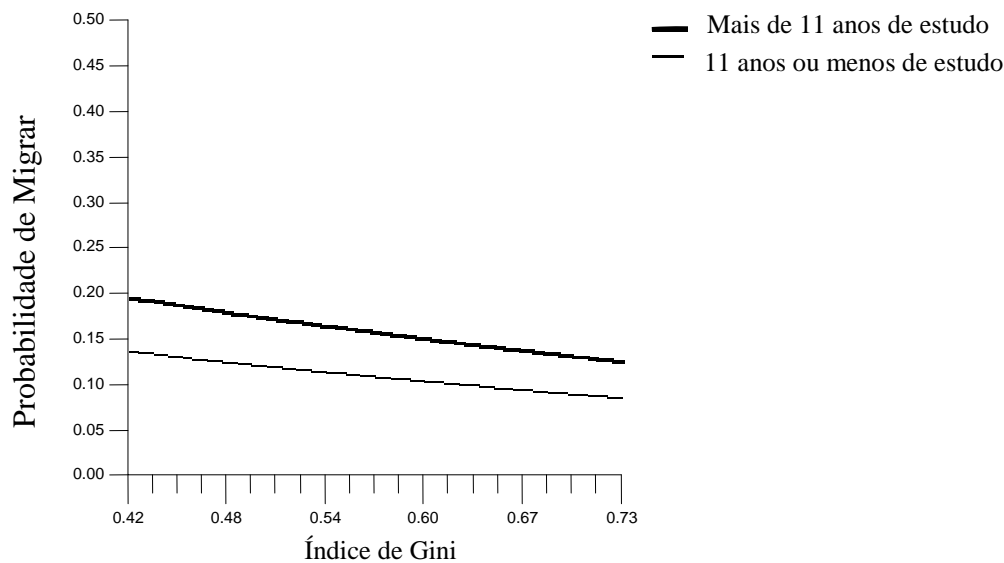


Gráfico 3: Probabilidade de migrar por escolaridade em relação ao índice de Gini nos municípios do Estado de São Paulo. Período: 1999-2002.

A escolaridade média da população apresentou sinal negativo, o que não era o esperado. Provavelmente as pessoas que possuem mais anos de estudo estão migrando para municípios com menor escolaridade média. Esse resultado também foi encontrado por Beals, Levy e Moses (1967) ao analisarem a migração inter-regional em Gana.

A proporção de empresas inovadoras no tecido industrial do município não exerce atração sobre trabalhadores, dada sua ausência de significância. Esse resultado pode refletir que cidades industrializadas, independentemente de sua intensidade tecnológica, não exercem atração sobre os trabalhadores, ao menos nessa amostra, que não distingue os indivíduos por sua escolaridade. Trabalho anterior sobre o Brasil também confirma tal resultado, em que Freguglia *et al.* (2009), com base num modelo em painel para amostra da RAIS-MIGRA que cobre o mesmo período aqui analisado, apresentaram evidências de que a propensão a migrar era negativamente associada a cidades industrializadas.

As cidades com renda *per capita* mais alta mostraram-se mais atrativas para os trabalhadores migrantes, como mostra o coeficiente positivo da variável renda per capita. Segundo Sahota (1968) a migração interna pode resultar da influência das diferenças geográficas na produtividade do trabalho, e essas diferenças são geralmente refletidas nas diferenças salariais entre as regiões. Analisando a migração estadual no Brasil o autor encontrou que a elasticidade da migração com relação à renda *per capita* da região é positiva, e os mais jovens são mais sensíveis a essa variável. Na literatura internacional também há evidências do relacionamento positivo entre migração e renda *per capita* no destino (PELLEGRINI E FOTHERINGHAM 1999, CEBULA 2005, PERIDY 2006, FAFCHAMPS E SHILPI 2009).

No que diz respeito ao dinamismo do mercado de trabalho na cidade de destino, a probabilidade de migrar aumenta quanto maior for a diferença entre admitidos e desligados, ou seja, quanto maior for a criação líquida anual de empregos no município. Isso mostra que o dinamismo do mercado de trabalho atrai trabalhadores em função da criação de novos postos de trabalho. Pellegrini e Fotheringham (1999) procuraram entender e explicar o padrão de escolha do destino de migrantes inter-metropolitanos durante o período 1985-1990 nos Estados Unidos. Para representar as oportunidades de emprego na área de destino um índice de crescimento do emprego foi usado, e o resultado foi que migrantes foram atraídos por grandes áreas metropolitanas com alto crescimento do emprego, além de oportunidade de renda e clima favoráveis.

Esse mesmo resultado é encontrado em Biswas et al. (2009), onde eles analisam a migração no Reino Unido e concluem que quanto maior o desemprego na região de destino mais a migração é desencorajada. Esse resultado implica que os migrantes tendem a procurar destinos com melhores perspectivas de emprego, considerando tudo o mais constante, o que é consistente com outros trabalhos empíricos como Cebula e Alexander (2006) e Partridge and Rickman (2006) em estudos para os Estados Unidos.

No Brasil, ao relacionar o nível de admissões líquidas dos municípios com o nível de experiência do trabalhador emerge um resultado interessante. Os trabalhadores com menos experiência são muito mais sensíveis ao ritmo de criação de postos de trabalho na cidade de destino do que os trabalhadores mais experientes (Gráfico 4). Com a inclusão da variável de admissões líquidas observa-se que o modelo com seis covariáveis contextuais explica 11,5% da variância do intercepto.

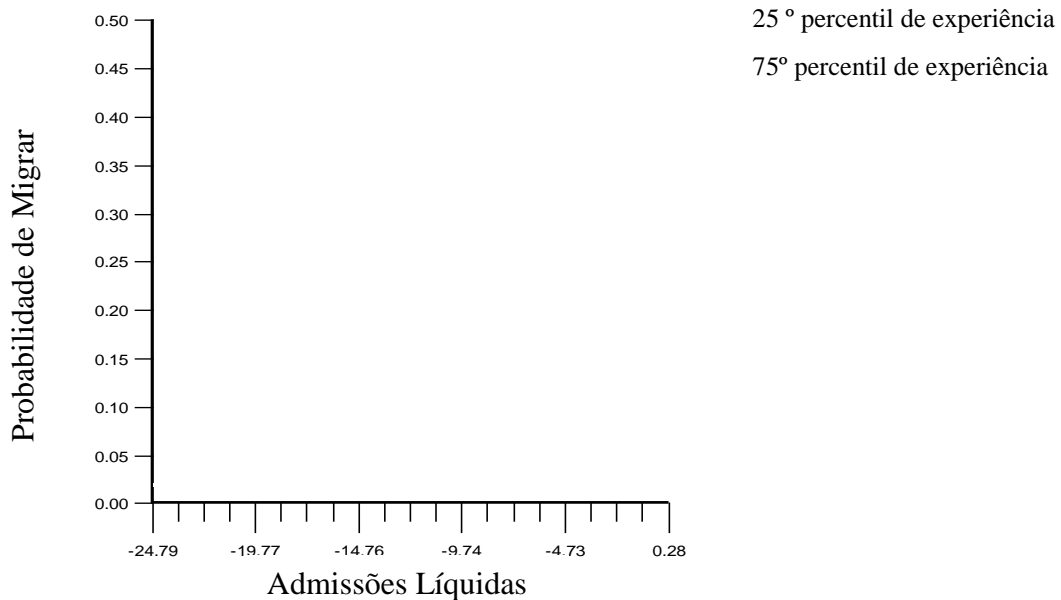


Gráfico 4: Probabilidade de migrar por percentis de experiência (25° e 75°) em relação às admissões líquidas nos municípios do Estado de São Paulo. Período: 1999-2002.

No Modelo 8 é apresentado o resultado da regressão com as variáveis de amenidade. A variável referente à dinâmica do mercado de trabalho foi retirada devido a problema de multicolinearidade devido ao alto valor de correlação entre essas variáveis na matriz de autocorrelação. Como pode ser observado, das três variáveis incluídas duas são significativas, emissões de dióxido de carbono e número de automóveis por habitantes. O número de crimes por habitantes não é significativo.

O sinal das duas variáveis significativas é negativo, indicando que os trabalhadores migrantes em geral, apresentam menor probabilidade de migrar para locais onde o

congestionamento de tráfego está presente na vida cotidiana, assim como baixa qualidade do ar caracterizada pelo alto nível de emissão anual de dióxido de carbono.

Como os automóveis também emitem dióxido de carbono, essas duas variáveis contribuem para a baixa qualidade do ar e como consequência para o aparecimento de doenças respiratórias, sendo por isso consideradas amenidades negativas que desencorajam a migração de trabalhadores. A porcentagem da variância explicada aumentou um pouco em relação ao melhor modelo hierárquico anterior (modelo 7), passando de 11,5% para 12 %. Esse resultado indica que os trabalhadores que migram estão preocupados com as características econômicas do município de destino, mas também com a qualidade de vida.

4.2 Modelo Hierárquico para a amostra de trabalhadores qualificados

Os resultados para os indivíduos qualificados se encontram na Tabela 4. Percebe-se que para esses trabalhadores também é aceitável a hipótese do intercepto ser considerado com efeito aleatório. Comparando o modelo 2 (condicional) com o modelo 1 (não condicional), tem-se que a inclusão da densidade populacional explica 3,2% da variância do intercepto. A maior redução é constatada quando se considera, além dessa variável, o índice de Gini e a escolaridade média da população adulta (modelo 4). Nesse caso, as três medidas de contexto explicam conjuntamente 10,3% da variância do intercepto. No modelo 7, quando são incluídas todas variáveis de contexto o percentual da variância explicada é 15,7%.

De acordo com os resultados, as características municipais têm maior influência sobre a probabilidade de migrar dos indivíduos qualificados, em relação à amostra total de trabalhadores. Segundo Mata (2007), os migrantes qualificados procuram por cidades com maior dinamismo do mercado de trabalho, o que pode ser representado pelos salários, e com presença de maiores amenidades urbanas.

Com relação às variáveis do nível 1, os coeficientes das variáveis em geral foram menores do que os coeficientes encontrados para todos os indivíduos, mas apresentaram os mesmos sinais, com exceção da *dummy* de grande empresa. O coeficiente dessa variável passou a ser negativo para a amostra de qualificados. Esse

Tabela 4: Resultados das regressões multinível para probabilidade de migrar dos trabalhadores qualificados dos municípios de São Paulo no período de 1999 a 2001.

Variáveis independentes	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6		Modelo 7		Modelo 8	
	Coeficiente	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
Intercepto	-0,095	0,006	-0,102	0,003	-0,026	0,944	-0,285	0,434	-0,374	0,303	-0,587	0,111	-0,652	0,075	-0,632	0,088
Densidade populacional			0,097	0,000	1,53E-3	0,000	0,132	0,000	0,118	0,000	0,101	0,000	0,125	0,000	0,119	0,000
Índice de Gini					-0,176	0,801	0,949	0,187	1,160	0,104	1,094	0,123	1,184	0,093	1,010	0,159
Escolaridade da população adulta							-0,042	0,000	-0,052	0,000	-0,088	0,000	-0,086	0,000	-0,091	0,000
Proporção de empresas inovadoras									0,520	0,001	0,463	0,003	0,446	0,004	0,469	0,003
Renda per capita											0,002	0,008	0,002	0,008	0,002	0,006
Admissões Líquidas													0,067	0,011	-	-
Emissões de CO ₂															-0,092	0,050
Automóveis/hab															-0,160	0,216
Crimes/hab															3,115	0,193
Experiência	-0,014	0,000	-0,014	0,000	-0,014	0,000	-0,014	0,000	-0,014	0,000	-0,014	0,000	-0,014	0,000	-0,014	0,000
Dummy de sexo	-0,438	0,000	-0,438	0,000	-0,438	0,000	-0,438	0,000	-0,438	0,000	-0,438	0,000	-0,438	0,000	-0,438	0,000
Renda	0,075	0,000	0,075	0,000	0,075	0,000	0,075	0,000	0,075	0,000	0,075	0,000	0,075	0,000	0,075	0,000
Dummy média empresa	0,141	0,000	0,141	0,000	0,141	0,000	0,139	0,000	0,140	0,000	0,140	0,000	0,140	0,000	0,140	0,000
Dummy grande empresa	-0,331	0,000	-0,331	0,000	-0,331	0,000	-0,331	0,000	-0,331	0,000	-0,332	0,000	-0,332	0,000	-0,332	0,000
Dummy de idade (menor de 30 anos)	-0,284	0,000	-0,284	0,000	-0,284	0,000	-0,284	0,000	-0,284	0,000	-0,284	0,000	-0,284	0,000	-0,284	0,000
Dummt de idade - maior que 45 anos	-0,275	0,000	-0,275	0,000	-0,275	0,000	-0,275	0,000	-0,275	0,000	-0,275	0,000	-0,275	0,000	-0,275	0,000
Dummy de setor de alta tecnologia	-0,189	0,000	-0,189	0,000	-0,189	0,000	-0,188	0,000	-0,190	0,000	-0,190	0,000	-0,190	0,000	-0,190	0,000
	σ^2	p-valor	σ^2	p-valor	σ^2	p-valor	σ^2	p-valor	σ^2	p-valor	σ^2	p-valor	σ^2	p-valor	σ^2	p-valor
Coeficiente	0,445	0,000	0,431	0,000	0,432	0,000	0,399	0,000	0,388	0,000	0,382	0,000	0,375	0,000	0,377	0,000
% da variância explicada			3,201		3,008		10,291		12,669		14,206		15,746		15,3	
Número de observações																
Nível 1	324596		324596		324596		324596		324596		324596		324596		324596	
Nível 2	643		643		643		643		643		643		643		643	
Número de migrantes – valores 1 da variável dependente	56833		56833		56833		56833		56833		56833		56833		56833	

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do modelo.

resultado revela que os trabalhadores qualificados têm menor probabilidade de migrar para trabalhar numa grande empresa.

A análise do nível 2 mostra que, diferente do esperado e da estimação anterior, o índice de Gini varia positivamente com a probabilidade de migrar. A relação positiva entre migração e desigualdade de renda no destino apesar de contra-intuitiva já foi encontrada algumas vezes na literatura sobre migração.

Em estudo para a Polônia, Stark, Micevska, Mycielski (2009) utilizam uma medida de pobreza relativa agregada que é uma relação funcional com o coeficiente de Gini para explorar a relação entre pobreza e migração. Eles encontraram que o coeficiente de Gini e as migrações estão correlacionados positivamente. Os autores explicam que uma intuição simples por trás dessa expectativa é que as pessoas se preocupam com sua renda ou riqueza relativa, e que a migração é uma resposta a uma posição relativamente baixa em um grupo ou em uma população. Se o indivíduo possui um nível de renda relativamente elevado e vive numa região igualitária, poderia estar numa posição superior ao migrar para uma região onde a desigualdade de renda prevalece. Esse resultado também é encontrado em Peridy (2006) e Fidrmuc (2004).

No caso brasileiro, migrantes qualificados estariam se dirigindo para municípios com maior desigualdade. Entretanto, essa variável só passa a ser significativa no último modelo (10%), e esse resultado não é robusto e precisa ser melhor investigado.

A escolaridade da população adulta também apresentou sinal negativo. Com base em Sahota (1968), pode-se justificar o sinal dessa variável pelo fato de que indivíduos migrantes mais educados têm que competir com indivíduos com maior escolaridade da região de destino. Logo, *ceteris paribus*, um alto nível de educação média da região de destino pode servir como um fator de desestímulo da entrada de mais trabalhadores qualificados.

Ao contrário da regressão para a amostra total de indivíduos, a proporção de empresas inovadoras no município de destino apresentou sinal positivo e significativo em todos os modelos estimados. Isso significa que a composição de empresas com maior conteúdo tecnológico exerce fator de atração sobre a migração de trabalhadores qualificados, já que essas empresas inovadoras são, em média, usuárias de mão-de-obra mais qualificada. Segundo Dirks, Gurdgiev e Keeling (2010), ao invés de servir como um substituto para o trabalho, a inovação tecnológica tem se tornado um ponto de apoio para pessoas habilidosas, criativas e com alto nível de educação. Os autores destacam que, em geral os trabalhadores inovativos e qualificados são atraídos por cidades que tem investido para melhorar sua intensidade e competitividade em termos de capacidade de inovação.

No gráfico 5 fica claro que a probabilidade de migrar é maior quanto maior for o índice de proporção de empresas inovadoras dos municípios, tanto para homens quanto para mulheres. A inclusão dessa variável no modelo aumenta em 7,34%⁴ a chance de o indivíduo qualificado migrar. As outras variáveis apresentaram resultados muito semelhantes aos encontrados para a amostra total de trabalhadores. Os resultados encontrados para as variáveis contextuais são semelhantes aos encontrados por Mata e Resende (2008), que traçaram os principais determinantes da migração da mão-de-obra qualificada para as cidades de Minas Gerais. Os autores chegaram à conclusão que a força de trabalho qualificada tende a migrar para cidades com maiores rendas per capita, e menores desequilíbrios no mercado de trabalho.

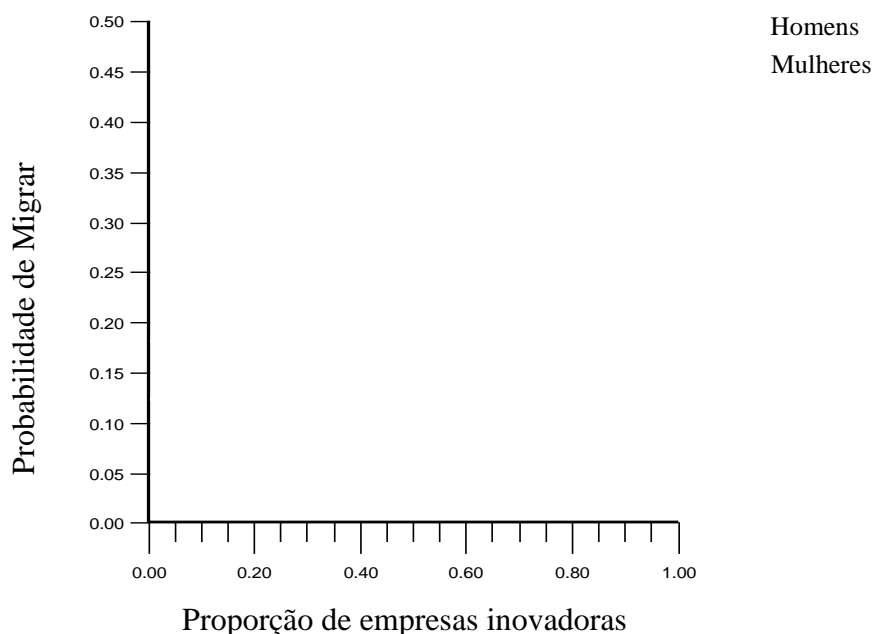


Gráfico 5: Probabilidade de migrar por gênero em relação à proporção de empresas inovadoras dos municípios do Estado de São Paulo. Período: 1999-2002.

A inclusão das variáveis referentes às amenidades negativas presentes nos destinos provou-se pouco eficiente para contribuir na explicação da variância do intercepto, pois apenas as emissões de dióxido de carbono são significativas e o índice de Gini passa a não ser significativo, levando a uma leve queda de 15,7% para 15,3% na variância explicada do

⁴ O modelo logit é log-linear o que possibilita analisar o efeito marginal de cada variável sobre a probabilidade de migrar, para tanto calcula-se a razão de chance de o evento ocorrer. Esse valor é igual a $[\exp(0,463 \cdot 0,153) - 1] \times 100$.

intercepto. Assim como para a amostra total as emissões de CO₂ tem efeito negativo sobre a probabilidade de migrar, atuando no sentido de diminuir a probabilidade de migrar quanto maiores foram as emissões anuais municipais. Para os indivíduos mais educados esperava-se que a significância das variáveis fosse maior, pois a literatura sobre migração as amenidades têm papel relevante na decisão de migrar desse tipo de trabalhador (MATA E RESENDE 2008).

A não significância estatística do número de automóveis e crimes por pessoa pode ser devido à falha dessas variáveis em captar o real efeito das amenidades negativas para os indivíduos mais educados. E também pode estar relacionada aos resultados da análise exploratória espacial que indicou a presença de aglomerações de cidades com maior proporção de empresas inovadoras, como por exemplo, Campinas e São Paulo, que atraem os migrantes qualificados. Essas são cidades grandes que contam com vários tipos de amenidades negativas como índice de criminalidade relativamente alto, congestionamento e poluição do meio ambiente, contudo continuam atraindo migrantes, com destaque para os qualificados que parecem considerar outras características municipais mais relevantes.

Em suma, através da proporção de variância explicada no nível 2 do modelo, podemos inferir até que ponto as variáveis municipais são importantes condicionantes do processo de migração *vis-à-vis* os condicionantes relativos ao indivíduo. Como mostrado na Tabela 2, a proporção da variância explicada pelas variáveis municipais é de 16% para o modelo 7 e 15,3% para o modelo 8, que apresenta um componente menor devido à exclusão da variável admissões líquidas e não significância do Gini. Isso quer dizer que aproximadamente 16% da variabilidade intermunicipal da propensão de migração do trabalhador podem ser atribuídas às variáveis territoriais (município), a saber, densidade populacional, grau de desigualdade (índice de Gini), escolaridade média da população, proporção de empresas inovadoras na indústria e renda per capita, além de emissões de CO₂, automóveis/habitantes e crimes/habitantes quando se considera o modelo 8. Isso revela que variáveis individuais possuem peso mais elevado na propensão a migrar, em relação a variáveis municipais. Entretanto, a metodologia empregada nesse trabalho também mostra que os fatores regionais possuem influência não desprezível na explicação da mobilidade de trabalhadores.

4.3 Análise Exploratória Espacial

Com o objetivo de detectar a presença de auto-correlação espacial nas variáveis foi estimada a estatística I de Moran. Esta estatística foi calculada com base na matriz de peso espacial k vizinhos mais próximos, neste caso $k=1$ vizinho mais próximo, já que os resíduos apresentaram maior I de Moran quando utilizada a matriz $k=1$, de acordo com o procedimento sugerido por Baumont (2004). Como pode ser observado na tabela 5, há presença de auto-correlação espacial positiva e significativa em todas as variáveis, com exceção da variável de admissões líquidas e automóveis por habitantes, sendo por isso essas variáveis excluídas da análise espacial. Para as demais variáveis, o I de Moran positivo significa que há similaridade entre o valor da variável e sua localização espacial, indicando concentração dos dados.

Tabela 5: Estatística I de Moran para as variáveis que representam as características dos 645 municípios de São Paulo no ano 2000.

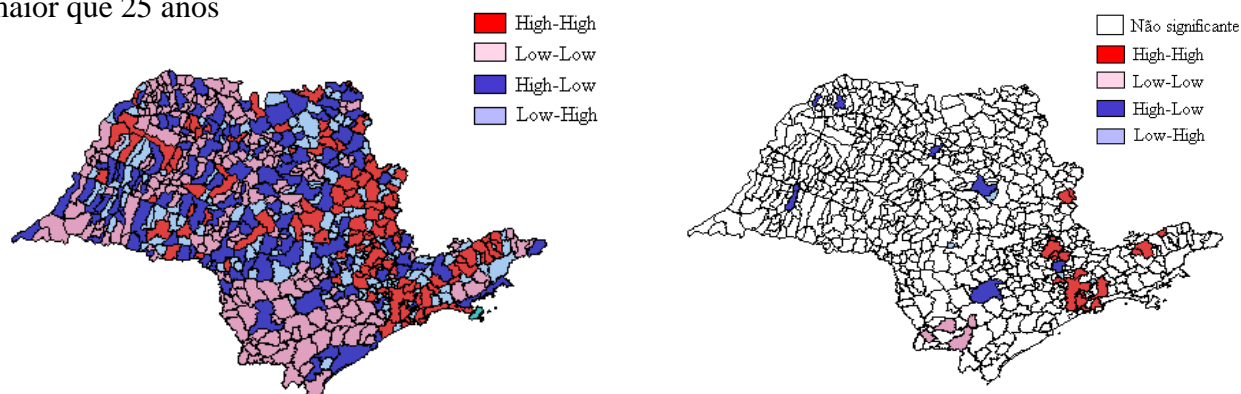
Variável	I de Moran	Prob.
Índice de Gini	0,365	0,000
Escolaridade Média da População Acima de 25 anos	0,109	0,024
Proporção das Empresas Inovadoras	0,345	0,000
Renda <i>per capita</i>	0,327	0,000
Densidade Populacional	0,723	0,000
Admissões Líquidas	0,025	0,461
Crimes/habitante	0,320	0,000
Emissões de CO ₂	0,035	0,079
Automóveis/habitantes	0,011	0,796

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da análise exploratória espacial dos dados.

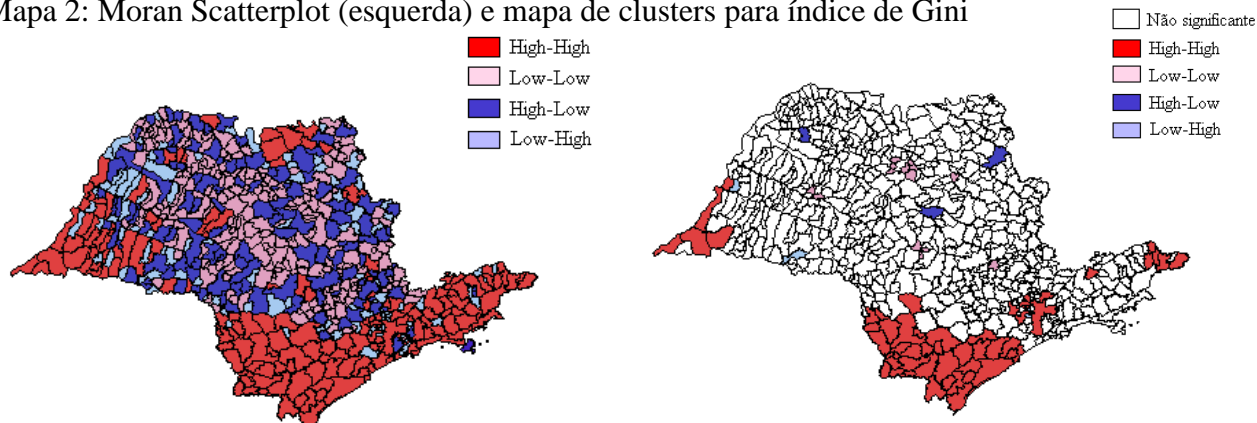
Medidas de auto-correlação global como o I de Moran não tem a capacidade de identificar auto-correlação local de forma estatisticamente significativa, como por exemplo, a existência de *clusters* locais. Para esse tipo de inferência, as medidas de auto-correlação espacial são mais apropriadas, sendo utilizados nesse trabalho o Moran *Scatterplot* e a estatística I de Moran local.

Os mapas de 1 ao 7 representam essas duas medidas para todas as variáveis de contexto incluídas no modelo 8 da análise hierárquica, sendo que a estatística Moran local (mapas de *clusters*) inclui os valores municipais do Moran *Scatterplot* (mapas à esquerda) que foram significativos aos níveis de 1% e 5%.

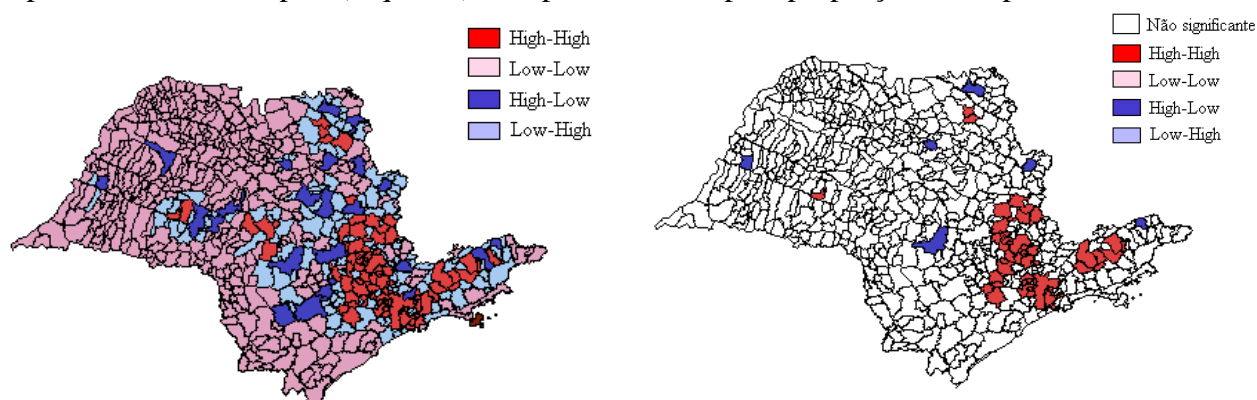
Mapa 1: Moran Scatterplot (esquerda) e mapa de clusters para escolaridade média da população maior que 25 anos



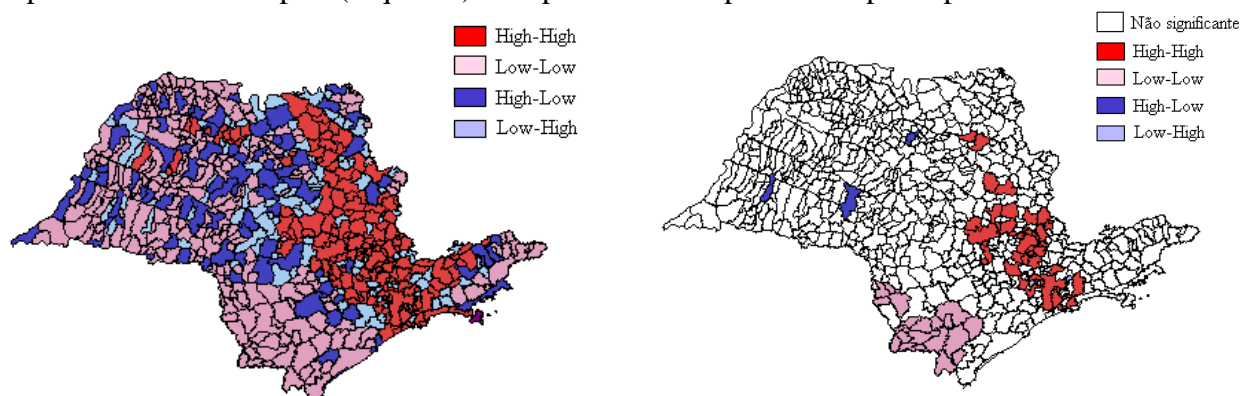
Mapa 2: Moran Scatterplot (esquerda) e mapa de clusters para índice de Gini



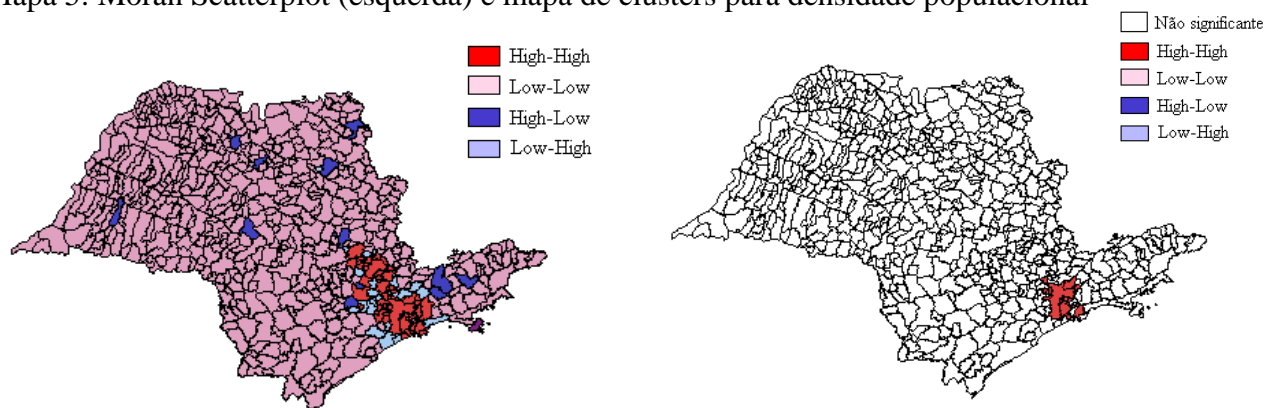
Mapa 3: Moran Scatterplot (esquerda) e mapa de clusters para proporção de empresas inovadoras



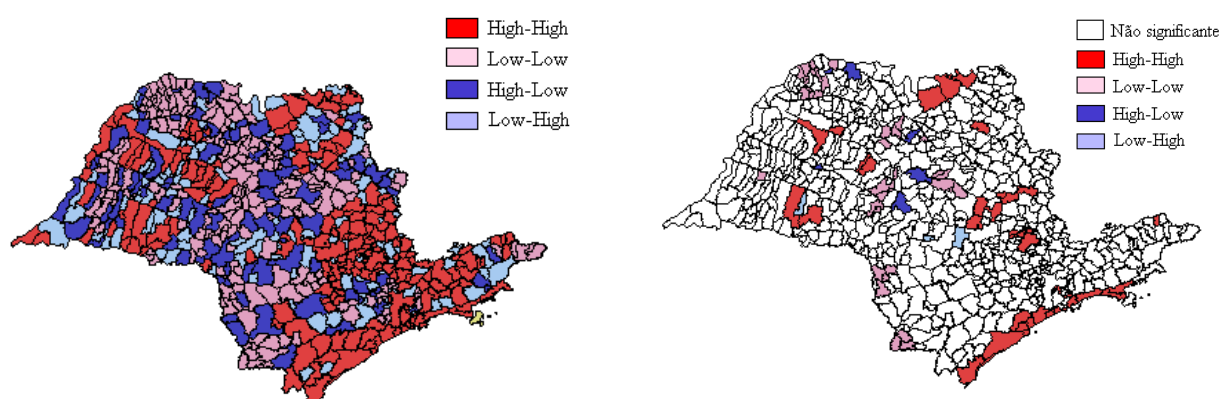
Mapa 4: Moran Scatterplot (esquerda) e mapa de clusters para renda per capita



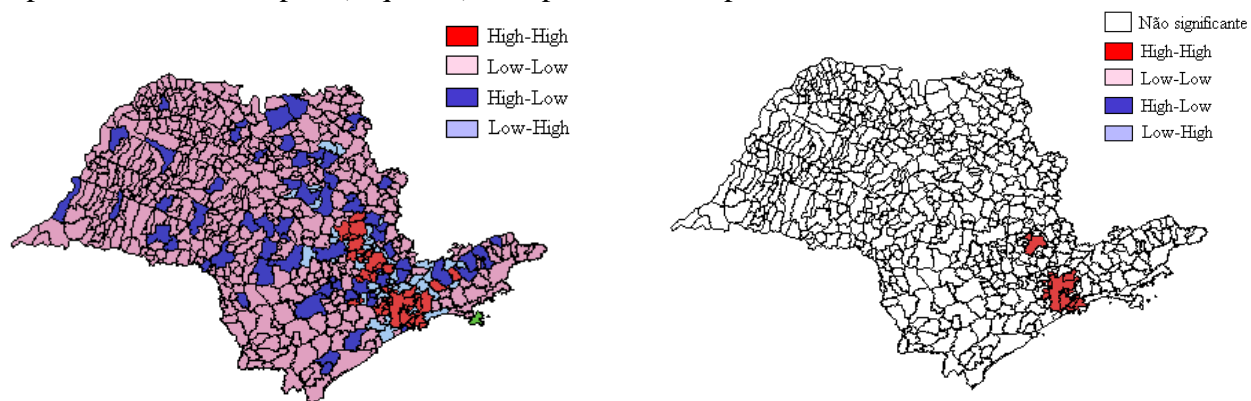
Mapa 5: Moran Scatterplot (esquerda) e mapa de clusters para densidade populacional



Mapa 6: Moran Scatterplot (esquerda) e mapa de clusters para crimes/habitantes.



Mapa 7: Moran Scatterplot (esquerda) e mapa de clusters para emissões de CO2.



Analisando os mapas do *Moran Scatterplot* percebe-se a existência de alguns *clusters* para as variáveis analisadas, ou seja, municípios com altos (baixos) valores estão circundados por municípios com altos (baixos) valores, comprovando a existência de auto-correlação espacial positiva para essas variáveis.

A região sul do Estado de São Paulo, de acordo com o *Moran Scatterplot*, figura como um cluster que apresenta baixos valores de educação média da população e de renda *per capita* (baixo-baixo). No mapa de significância os valores baixos de educação média são significativos apenas para alguns municípios. Para o índice de Gini, a região apresenta altos valores. Esse resultado é compreensível, já que o nível de escolaridade de um município está correlacionado com as condições socioeconômicas do mesmo. Logo, alta desigualdade de renda pode estar relacionada a baixos níveis de educação e vice-versa.

Esses resultados observados no Moran Scatterplot são confirmados quando se analisa apenas os valores significativos, I de Moran Local, onde fica clara a presença de cluster na região sul do estado para Gini e renda *per capita*. Isso pode ser uma evidência de que os municípios do sul do estado estão num estágio de desenvolvimento inferior aos municípios restantes. De acordo com os resultados do modelo hierárquico, níveis baixos de renda *per capita* e alta desigualdade de renda não atraem migrantes em geral, o que caracterizaria a região sul como um local que normalmente não é um destino escolhido por migrantes. Poderia-se argumentar que para migrantes qualificados quanto maior o índice de Gini maior a probabilidade de migrar, logo a região como um todo atrairia tais migrantes. Contudo é sensato considerar que essa variável é positivamente significativa num contexto em que outros determinantes também importam.

Os municípios da região metropolitana e da baixada santista que apresentam alta densidade populacional estão cercados por municípios com altos valores também com alta densidade, como esperado. Além disso, a auto-correlação espacial da população da região metropolitana é altamente significativa, como pode ser observado no mapa de cluster (mapa 5).

Nota-se também a existência de dois clusters alto-alto de proporção de empresas inovadoras, um na região metropolitana da capital e outro na região de Campinas, como pode ser observado no mapa de cluster para essa variável (mapa 3). Observa-se também a existência de alguns valores altos rodeados por valores baixos de proporção de empresas inovadoras, sendo um deles o *cluster* emergente de São Carlos (ainda com baixos índices de inovação tecnológica).

A aglomeração de empresas e instituições em clusters ou sistemas locais de inovação/produção é importante devido, principalmente, à geração de economias externas locais. Essas regiões do estado onde as aglomerações ocorrem estariam com uma proporção de trabalhadores qualificados cada vez maior dado que, de acordo com o modelo hierárquico para trabalhadores mais educados, a probabilidade de migrar é positivamente relacionada com a proporção de empresas inovadoras no destino. Além disso, indivíduos que trabalham em empresas de alta tecnologia são menos prováveis de migrar em relação aos demais. Logo, esses clusters aglomeram trabalhadores qualificados, pois atraem novos migrantes e os que já trabalham no setor de alta tecnologia são menos prováveis de migrar.

A criminalidade está concentrada principalmente na região metropolitana e no sul do estado, assim como em alguns pontos do norte (mapa 6). O mapa de cluster mostra a alta significância da criminalidade do litoral do estado. Em 2003 as cidades litorâneas de São Sebastião, Caraguatatuba e Ubatuba estavam entre os dez municípios com os mais altos índices de criminalidade do estado de São Paulo (FOLHA ONLINE, 2003).

Os municípios da região da capital e nos arredores de Campinas constituem clusters alto-alto de emissões de CO₂. Esses municípios possuem altos índices de industrialização e as principais indústrias de siderurgia e petroquímica do estado, grandes emissoras de gases tóxicos. Além disso, essa região concentra alta densidade de veículos, que também possuem grande participação nas emissões totais.

Os mapas evidenciaram que os municípios paulistas não são de forma alguma homogêneos para as variáveis analisadas, como esperado, e, portanto, há algum fator contextual do município ou de um grupo de municípios que o diferencia do restante do estado. Na seção 4.4 é analisado se essa característica espacial dos municípios influencia a decisão de migrar dos indivíduos.

4.4 *Regressão Espacial*

Os mapas Moran *Scatterplot* e do I Moran Local revelaram que as variáveis independentes dos municípios têm influência sobre seus vizinhos ou, nos termos da investigação dos determinantes da migração, os fatores explicativos da propensão a migrar são espacialmente aglomerados, pois existe auto-correlação espacial entre as variáveis que caracterizam os municípios. No caso de as características municipais terem influência na probabilidade de migrar para seus vizinhos, mesmo regredindo a probabilidade de migrar contra as variáveis independentes municipais, a auto-correlação espacial persiste, tornando os resultados da regressão hierárquica não confiáveis. No entanto, se a propensão a migrar for regredida controlando a dependência espacial nas variáveis independentes, a auto-correlação espacial não será mais significativa (MORENOFF, 2003).

É preciso então detectar o processo espacial que de fato ocorre, o que pode ser feito analisando os resíduos do nível 2 do modelo hierárquico quando são consideradas apenas as variáveis de características do indivíduo, ou seja, os resíduos do nível 2 do Modelo 1 da análise hierárquica. Nesse modelo mais simples, não foi considerada a existência de nenhuma covariável de nível 2 para explicar a aleatoriedade do intercepto. Em seguida, estima-se uma regressão linear através do método dos MQO no programa *SpaceStat*, tendo como variável dependente os resíduos do Modelo 1 e como independentes as variáveis do nível 2 do modelo hierárquico 7, para as duas amostras analisadas.

Ao estimar essa regressão pretende-se detectar o tipo de processo espacial presente nos dados, se auto-regressivo de defasagem espacial ou de erro espacial. Em seguida, estima-se um modelo espacial levando em consideração que o processo espacial significativo nas duas amostras analisadas é de defasagem espacial⁵.

Os resultados das regressões para os resíduos do Modelo 1 da análise hierárquica para a probabilidade de migrar da amostra total de indivíduos e dos indivíduos qualificados encontram-se nas tabelas 6 e 7. Os testes de diagnóstico para auto-correlação espacial realizados nas regressões lineares clássicas revelam a sua existência na forma de processo de

⁵ A abordagem utilizada foi a de mínimos quadrados de dois estágios, onde as variáveis X defasadas servem como instrumento para o termo de defasagem de Y, para remover a correlação dessa última com o termo de erro (ANSELIN, 1995).

defasagem espacial para as duas amostras. Na amostra total, o teste de multiplicador de Lagrange robusto não é significativo para o modelo de erro espacial, apenas para o de defasagem espacial, indicando que há dependência espacial na forma de defasagem espacial das variáveis. Na amostra de indivíduos qualificados os dois testes robustos são significativos. O valor do multiplicador é maior quando se analisa os indivíduos mais educados revelando que o processo espacial tem maior impacto sobre a probabilidade de migrar desses indivíduos.

Tabela 6: Estimativas da regressão para os resíduos do modelo hierárquico sem covariáveis no nível 2 para a probabilidade de migrar da amostra total de indivíduos

Variáveis	Modelo MQO - Resíduo MQO		Modelo de defasagem espacial MQ2E - Resíduo MQO	
	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.
Constante	0,727	0,007	0,769	0,004
Termo de defasagem espacial Wy	-	-	0,110	0,009
Índice de Gini	-1,406	0,007	-1,314	0,012
Escolaridade Média da População	-0,073	0,000	-0,059	0,000
Proporção de Empresas Inovadoras	0,110	0,403	0,006	0,964
Renda <i>per capita</i>	0,002	0,000	0,001	0,038
Densidade Populacional	0,096	0,000	0,092	0,000
Crimes/habitante	-0,660	0,708	-0,463	0,792
Emissões de CO ₂	-0,098	0,024	-0,121	0,006
R ²	0,102		0,162	
R ² ajustado	0,092			
Diagnóstico de dependência espacial	Valor	Prob.	Valor	Prob.
ML erro espacial	7,004	0,008	4,618	0,032
ML erro espacial robusto	1,462	0,227		
ML defasagem espacial	9,041	0,003		
ML defasagem espacial robusto	3,499	0,061		

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das regressões dos resíduos.

Tabela 7: Estimativas da regressão para os resíduos do modelo hierárquico sem covariáveis no nível 2 para a probabilidade de migrar dos indivíduos qualificados

Variáveis	Modelo MQO - Resíduo MQO		Modelo de defasagem espacial MQ2E - Resíduo MQO	
	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.
Constante	-0,362	0,134	0,382	0,145
Termo de defasagem espacial Wy	-	-	0,210	0,000
Índice de Gini	0,702	0,134	-0,501	0,314
Escolaridade Média da População	-0,070	0,000	-0,035	0,008
Proporção de Empresas Inovadoras	0,405	0,001	0,016	0,904
Renda <i>per capita</i>	0,001	0,004	0,000	0,541
Densidade Populacional	0,119	0,000	0,079	0,001
Crimes/habitante	2,043	0,195	0,800	0,614
Emissões de CO ₂	-0,095	0,015	-0,165	0,000
R ²	0,111		0,368	
R ² ajustado	0,101			
Diagnóstico de dependência espacial				
	Valor	Prob.	Valor	Prob.
ML erro espacial	23,819	0,000	47,365	0,000
ML erro espacial robusto	23,094	0,000		
ML defasagem espacial	39,860	0,000		
ML defasagem espacial robusto	39,135	0,000		

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das regressões dos resíduos

A estimação do modelo de defasagem espacial por Mínimos Quadrados em Dois Estágios confirma que o coeficiente do termo Wy, ou seja, o parâmetro autorregressivo espacial (ρ) é significativo nos dois casos. Considerando primeiro a amostra total de trabalhadores (Tabela 6), o coeficiente do termo de defasagem espacial (Wy) foi igual a 0,110 e significativo a 1%. O significado do coeficiente da defasagem espacial da variável dependente é que a probabilidade de migrar média dos indivíduos em determinado município está associada a mudanças nas variáveis observadas incluídas no modelo e das não observadas nos municípios vizinhos.

Esse coeficiente também indica a magnitude do multiplicador espacial, ou seja, o coeficiente do termo de defasagem espacial vezes o da variável independente X, representa o efeito na probabilidade de migrar proveniente da variação de uma unidade da variável X dos seus vizinhos. Quando se considera no modelo o termo de defasagem espacial, todas as variáveis têm seu efeito diminuído, principalmente o índice de Gini. A exceção é a variável “emissões de CO₂” cujo impacto elevou-se.

Com relação à probabilidade de migrar de indivíduos com mais de 11 anos de estudo (Tabela 7) a mesma análise pode ser feita, destacando-se que o termo de defasagem espacial possui um efeito maior neste caso do que no anterior. Para essa amostra a inclusão da defasagem espacial também diminui o efeito das outras variáveis, principalmente a proporção de empresas inovadoras no município. Ressalta-se que o índice de Gini deixa de ser positivo e passa a ser negativo. Por fim, nos dois casos observa-se que o teste de diagnóstico aponta para a existência de erro espacial remanescente após a introdução do termo de defasagem espacial, já que o multiplicador de Lagrange para o erro espacial (ML_λ) continua significativo.

4.5 Análise Hierárquico-Espacial dos determinantes da Probabilidade de Migrar

Por meio do estudo dos resíduos do nível 2 do modelo hierárquico foi possível verificar a presença de auto-correlação espacial na forma de defasagens espaciais das variáveis observadas e não-observadas. A presença de um processo espacial nos resíduos faz com que as estimativas dos coeficientes do modelo hierárquico não sejam confiáveis, podendo ser viesadas e/ou ineficientes. Logo, pode-se agora estimar o modelo hierárquico-espacial, que busca controlar para os efeitos espaciais nos dados, e comparar os resultados com o hierárquico estimado na seção 4.1.

Com o objetivo de corrigir esse problema tentou-se incorporar o efeito espacial no modelo hierárquico de duas formas diferentes. Na primeira, incluíram-se as defasagens espaciais dos resíduos do nível 2 do modelo hierárquico sem variáveis contextuais, enquanto que na segunda forma incluíram-se as defasagens espaciais das variáveis independentes contextuais utilizadas nos modelos. Quando se acrescenta a defasagem espacial dos resíduos controla-se para a auto-correlação espacial existente tanto nas variáveis observadas quanto nas não-observadas. De outra forma, quando se considera apenas as defasagens espaciais das variáveis independentes, não se está controlando para a dependência espacial das variáveis não-observadas, porém esse método evidencia qual variável independente é mais correlacionada espacialmente com a probabilidade de migrar.

Os resultados do modelo hierárquico-espacial para a amostra total de trabalhadores e para os trabalhadores qualificados encontram-se nas Tabelas 8 e 9. Para facilitar as comparações, os resultados do melhor modelo hierárquico especificado das duas amostras, modelo 8 para total e modelo 7 para qualificados, também encontram-se nas tabelas. Visto que nessa análise as variáveis de interesse são as contextuais, os resultados para as variáveis de nível 1 não são mostrados, entretanto não diferem dos anteriores.

A Tabela 8 mostra os resultados para a amostra total de indivíduos. Percebe-se que a defasagem espacial dos resíduos é significativa, indicando que há um componente espacial não observado nos dados, e sua inclusão diminui o impacto de algumas variáveis, como o índice de Gini e torna significativo o número de automóveis por habitante. Neste modelo uma diminuição de um desvio padrão em relação à média do índice de Gini provoca uma variação percentual na probabilidade de migrar de 0,63%. Quando não se incluiu o termo de erro

espacial na análise, a variação foi de 0,65%. O componente da variância diminuiu e o modelo passou a explicar 13,54% $\left(\frac{(0,421-0,364)}{0,421}\right)*100$ ⁶ da variância do intercepto, sendo que o modelo 8 (sem componente espacial) explica 12,1% $\left(\frac{(0,421-0,370)}{0,421}\right)*100$.

Com exceção das variáveis emissões de CO₂ e automóveis por habitantes, todas as outras variáveis contextuais tiveram seus coeficientes diminuídos com a inclusão da defasagem do erro, porém em menor magnitude do que o índice de Gini. Essa queda no impacto das variáveis mostra a importância do componente espacial que existe nessas variáveis e que não estava sendo considerado no modelo hierárquico simples. Com respeito aos sinais e significância das variáveis não houve mudanças com o acréscimo da defasagem do erro, apenas o intercepto passou a ser não significativo.

Quando se acrescentam as defasagens espaciais das variáveis independentes, observa-se que a média do índice de Gini e da densidade populacional nos vizinhos não são significativas. São significativas as amenidades negativas nos municípios vizinhos, como crimes/habitante e emissões de CO₂. Apesar de o nível dessas variáveis no município de destino importar para o migrante, o nível nos vizinhos não é levado em consideração. A presença de empresas inovadoras nos vizinhos do município de destino, medida pela média do valor agregado das empresas que inovam em produto, não é importante para a decisão de migrar, entretanto a presença dessas empresas no município destino passa a ser significativa.

A significância da defasagem espacial da variável renda per capita indica que a probabilidade de migrar do trabalhador é maior se o município de destino está rodeado por municípios de alta renda. Esse resultado indica uma tendência de aglomeração dos migrantes em alguns clusters de municípios ricos. O modelo tem um componente da variância ligeiramente maior do que o que inclui a defasagem do erro ($0,365 > 0,364$), indicando que o padrão espacial manifestado no termo de erro é dado por efeitos não modelados que não são distribuídos aleatoriamente no espaço. Esse termo de erro incluído no modelo pode estar refletindo o impacto da auto-correlação devido a possíveis variáveis omitidas que são importantes na explicação da probabilidade de migrar.

No que diz respeito aos indivíduos qualificados (Tabela 9), a inclusão dos efeitos espaciais também diminuiu o impacto das variáveis contextuais. Com a inclusão da defasagem dos resíduos, o coeficiente do índice de Gini passa a ser não significativo, e é o que apresenta maior queda. A proporção de empresas inovadoras também apresenta queda

⁶ O valor 0,421 é o componente da variância do modelo hierárquico sem variáveis de contexto (Tabela 1) e o valor 0,364 é o componente da variância do modelo hierárquico com a defasagem do erro (Tabela 6).

significativa, pois no modelo 7 uma queda de um desvio padrão na variável diminui em 7% a probabilidade de migrar e no modelo com erro espacial a queda na probabilidade é de 3,5%.

Diferente do resultado para a amostra total de indivíduos, apenas duas defasagens espaciais não foram significativas para a amostra de indivíduos qualificados, sendo elas crimes/hab e emissões de CO₂, as variáveis de amenidades negativas. O resultado do modelo hierárquico simples mostrou que as variáveis de contexto têm mais influência na decisão de migrar dos indivíduos qualificados, pois para estes elas explicam uma maior parte da variância do intercepto. Agora o modelo hierárquico-espacial mostra que os indivíduos qualificados também dão maior importância às características da região vizinha ao município de destino. A probabilidade de migrar é maior se o município de destino possui alta proporção de empresas inovadoras na sua economia e se o mesmo ocorre com seus vizinhos. O mesmo ocorre para a variável renda per capita, cujo valor no destino e a média nos vizinhos têm impactos positivos na probabilidade de migrar.

O modelo hierárquico-espacial de erro explica 25,6 % da variância do intercepto. Entre as variáveis contextuais defasadas, observa-se que a variável emissões de CO₂ é uma das mais importantes, pois é significativa e apresenta um dos maiores coeficientes. Um aumento de um desvio-padrão na emissão de CO₂ dos municípios vizinhos ao município de destino em relação à média diminui a probabilidade de migrar para o município em 0,6%.

Com base nesses resultados percebe-se que quando se tenta controlar a auto-correlação espacial nos modelos hierárquicos para diminuir os problemas de viés e eficiência das estimativas, o efeito das variáveis de nível 2 diminui. Por outro lado, observa-se um significativo efeito de quase todas as defasagens espaciais das variáveis contextuais. A partir desses resultados pode-se concluir que as variáveis de nível 2 possuem efeito direto e indireto sobre a probabilidade de migrar. O efeito direto seria o impacto na probabilidade migrar decorrente de mudanças nas variáveis contextuais no município de destino. Já o efeito indireto seria o impacto decorrente de mudanças das variáveis contextuais nos municípios vizinhos ao de destino. O primeiro efeito é captado pelos coeficientes das covariáveis do nível dois nas duas especificações do modelo hierárquico-espacial (com defasagem dos resíduos e com defasagem das covariáveis) e o segundo é captado pelos coeficientes das defasagens espaciais das variáveis do modelo hierárquico-espacial que as inclui.

Dessa forma, a estimação da probabilidade de migrar por meio do modelo hierárquico-espacial além de estar levando em conta a variação devido às diferenças regionais, captada pelo modelo hierárquico, leva em consideração também as correlações espaciais nos determinantes municipais da migração, que podem ser observáveis e não-observáveis. Os

resultados dessa análise revelaram que a decisão de migrar do indivíduo, principalmente do qualificado, é influenciada de várias formas por fatores de escalas diversas, sejam eles relacionados ao indivíduo, à sua ocupação, aos municípios de destino, assim como às características gerais da vizinhança do município de destino.

Tabela 8: Resultados dos modelos hierárquicos sem e com efeitos espaciais para a amostra total de indivíduos

Variáveis independentes	Modelo Hierárquico (Modelo 8)		Modelo com a defasagem dos resíduos		Modelo com a defasagem das variáveis independentes	
	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.
Efeito Fixo1						
Intercepto	0,58	0,066	0,588	0,060	0,430	0,418
Índice de Gini	-1,717	0,006	-1,647	0,007	-0,865	0,289
Escolaridade média da população	-0,079	0,000	-0,070	0,000	-0,042	0,032
Proporção de empresas inovadoras	0,110	0,442	0,050	0,728	-0,123	0,435
Renda <i>per capita</i>	0,002	0,000	0,002	0,004	2,95E-04	0,744
Admissões Líquidas	-	-	-	-	-	-
Densidade populacional	0,094	0,001	0,092	0,001	0,065	0,043
Crimes/habitantes	-0,914	0,657	-0,677	0,741	-0,581	0,797
Emissões de CO ₂	-0,095	0,041	-0,109	0,019	-0,122	0,018
Automóveis/habitantes	-0,143	0,658	-0,147	0,049	-0,135	0,071
Defasagem espacial do resíduo MQO			0,069	0,001	-	-
Defasagem espacial Índice de Gini					-0,146	0,596
Defasagem espacial Escolaridade média da população					-0,012	0,092
Defasagem espacial Proporção de empresas inovadoras					0,153	0,023
Defasagem espacial Renda per capita					0,001	0,027
Defasagem espacial Densidade populacional					0,012	0,486
Defasagem espacial Crimes/habitantes					-0,889	0,362
Defasagem espacial Emissões de CO ₂					0,002	0,948
Efeito Aleatório						
Componente da variância	0,370	0,000	0,364	0,000	0,365	0,000

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados dos modelos espaciais.

Tabela 9: Resultados dos modelos hierárquicos sem e com efeitos espaciais para os indivíduos qualificados

Variáveis independentes	Modelo Hierárquico (Modelo 7)		Modelo com a defasagem dos resíduos		Modelo com a defasagem das variáveis independentes	
	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.
Efeito Fixo						
Intercepto	-0,652	0,075	-0,177	0,624	-2,248	0,000
Índice de Gini	1,184	0,093	0,279	0,687	0,519	0,561
Escolaridade média da população	-0,086	0,000	-0,064	0,000	-0,027	0,202
Proporção de empresas inovadoras	0,446	0,004	0,235	0,112	0,008	0,959
Renda <i>per capita</i>	0,002	0,008	0,001	0,127	3,26E-04	0,733
Admissões líquidas	0,067	0,011	-	-	-	-
Densidade populacional	0,125	0,000	0,097	0,001	0,761	0,120
Crimes/habitantes			2,615	0,253	2,054	0,414
Emissões de CO ₂			-0,136	0,003	-0,118	0,013
Automóveis/habitantes			-0,126	0,248	-0,117	0,308
Defasagem espacial do resíduo MQO			0,137	0,000	-	-
Defasagem espacial Índice de Gini					0,870	0,005
Defasagem espacial Escolaridade média da população					-0,027	0,001
Defasagem espacial Proporção de empresas inovadoras					0,280	0,000
Defasagem espacial Renda per capita					0,001	0,005
Defasagem espacial Densidade populacional					0,029	0,070
Defasagem espacial Crimes/habitantes					-0,328	0,763
Defasagem espacial Emissões de CO ₂					0,050	0,130
Efeito Aleatório						
Componente da variância	0,375	0,000	0,330	0,000	0,331	0,000

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados dos modelos espaciais.

5 Conclusão

Os estudos de migração têm destacado o papel tanto dos fatores que tem relação direta com o indivíduo, como também dos fatores relacionados com o ambiente social e geográfico. Dessa forma uma análise ideal dos determinantes da migração deve levar em conta fatores pessoais e do contexto no qual o indivíduo está inserido. O objetivo desse trabalho foi determinar quais as características do indivíduo que migra, qual o papel que os fatores contextuais desempenham na definição dos fluxos e no padrão da migração, e mais especificamente, se os trabalhadores qualificados migram pelas mesmas razões que os trabalhadores em geral.

Esses objetivos foram realizados aplicando-se primeiramente um modelo hierárquico da probabilidade de migrar onde foi possível entender como fatores individuais e relativos à cidade de destino influenciam a migração, e identificar algumas diferenças que destacam os migrantes qualificados dos migrantes em geral. Posteriormente, aplicou-se técnicas de análise exploratória espacial para identificar a presença de heterogeneidade espacial, feito isso foi estimado o modelo hierárquico espacial incorporando essa heterogeneidade.

A análise do modelo hierárquico mostrou que os determinantes individuais da migração são todos estatisticamente significativos tanto para a amostra total de indivíduos como para os indivíduos mais educados. A experiência do trabalhador limita a mobilidade entre as regiões, e com isso o conhecimento tácito incorporado nesses indivíduos são menos prováveis de se mover. Já o salário no destino tem impacto positivo sobre a migração. Ser mulher diminui a probabilidade de migrar, assim como ter mais de 45 anos ou menos de 30 anos, relativo às pessoas na faixa dos 30 a 45 anos.

Para indivíduos em geral a probabilidade de migrar é maior se migra para trabalhar numa empresa grande ou média, em relação a migrar para trabalhar numa empresa pequena. Na amostra para qualificados, esse resultado é um pouco diferente, indicando que a probabilidade de migrar é menor se migrar implica em trabalhar numa empresa grande, relativo a trabalhar numa empresa pequena.

Com relação às variáveis de contexto, a densidade populacional ao invés de agir como um fator que repele os migrantes devido às qualidades negativas das grandes aglomerações apresenta sinal positivo, indicando que as grandes cidades populosas possuem características inerentes ao seu porte que atraem os migrantes. A desigualdade de renda apresentou sinais

controversos nas duas amostras. Para o total de trabalhadores quanto maior o nível de desigualdade de renda no destino menor a probabilidade de migrar, entretanto para os qualificados essa relação é positiva. Uma explicação seria que esses indivíduos estariam dando maior importância à sua renda relativa no destino, e dado que indivíduos qualificados têm maior chance de encontrar empregos com bons salários, eles estariam migrando para regiões menos igualitárias.

Outra variável com sinal controverso é escolaridade média da população no destino que apresentou sinal negativo. Para a amostra de qualificados uma possível explicação é que quanto maior a escolaridade média maior a concorrência no mercado de trabalho para esses indivíduos. A variável admissões líquidas, responsável por captar a dinâmica do mercado de trabalho no destino é significativa e positiva para todos os indivíduos, o que está em consonância com trabalhos anteriores. A proporção do produto das empresas inovadoras em relação ao produto total do município de destino foi significativa e com sinal positivo apenas para os indivíduos qualificados. Como pôde ser observado na análise espacial essa variável possui alguns *clusters* alto-alto no estado de São Paulo, que provavelmente possuem alta taxa de recebimento de migrantes qualificados. No melhor modelo especificado para o total de trabalhadores a inclusão das variáveis municipais explica 12,1% da variância do intercepto e para os trabalhadores qualificados explica 15,7%.

Com relação às amenidades negativas que muitas cidades possuem, esperava-se que elas afetassem de forma mais significativa os migrantes qualificados. Entretanto para esse tipo de migrante apenas uma variável foi significativa, emissões de CO₂ com sinal negativo, e o componente da variância explicada aumenta. Na amostra total de trabalhadores, além das emissões de CO₂ a quantidade de automóveis por habitantes também é significativa, diminuindo a probabilidade de migrar.

Os dados regionais possuem dependência espacial, com exceção da variável admissões líquidas que não apresentou índice de Moran estatisticamente significativo. Os mapas de *clusters* mostraram que a região sul do estado possui os piores indicadores de renda e educação, principalmente na região de Itapeva que mostra ser um *cluster* de altos valores de desigualdade de renda e baixos valores de educação média da população assim como de renda *per capita*.

A dependência espacial foi adicionada ao modelo hierárquico na forma de erro e defasagens espaciais das variáveis de contexto. Para a mostra total de indivíduos a dependência espacial se manifestou na forma de erro, pois foi este o modelo que melhor explicou a variância do intercepto. Já para os indivíduos qualificados o melhor modelo foi o

que incluiu a defasagem das variáveis explicativas. Assim, um choque aleatório positivo numa variável do município aumenta a probabilidade de migrar não apenas para nessa localidade, mas também para seus vizinhos.

Ao se aplicar a modelagem multinível pretendia-se captar o efeito das variáveis de contexto sobre a probabilidade de migrar, dado que os fatores individuais estariam controlados. Os resultados evidenciaram que as características municipais têm maior poder de explicar efeitos determinantes da probabilidade de migrar que não são captados pelas variáveis individuais na amostra de indivíduos qualificados. Os resultados indicam que esse tipo de migrante é atraído para grandes cidades cuja economia possui capacidade de geração de emprego, assim como encerra uma parcela relevante de seu produto determinada por empresas altamente inovativas e exportadoras.

Muitas perguntas surgem a partir destes resultados, e há muitos caminhos possíveis para trabalhos futuros. Por exemplo, embora um grande número de pessoas do mercado formal de trabalho migrem e mudem de emprego nem todas as empresas são igualmente afetadas por essas migrações. Logo, um trabalho a ser feito seria analisar quantas e quais empresas recebem migrantes qualificados e de quais empresas saem esses indivíduos, e incluir variáveis que indiquem a presença de áreas de excelência tecnológica para captar o efeito desses clusters inovativos na migração de trabalhadores qualificados.

Poderia-se também tentar captar como a recepção de migrantes qualificados é realmente vantajosa para as empresas, o que está ligado à difusão do conhecimento. É necessário estudar em que medida os trabalhadores usam e compartilham seus conhecimentos quando eles migram.

Os resultados apurados também incitam algumas sugestões de políticas públicas relevantes para o desenvolvimento do mercado de trabalho. Os resultados para migração de trabalhadores qualificados apontam que a migração é estimulada por uma alta proporção de empresas inovadoras no tecido econômico do município de destino. Logo, dada a importância da presença de mão-de-obra qualificada para aumento da produtividade e crescimento da produção, existem potenciais efeitos benéficos da integração das políticas no que diz respeito à educação, mercado de trabalho e inovação. Tais políticas devem ser pensadas não apenas em nível local, mas também estadual, dado que o aumento da capacidade inovativa das empresas de um município atrai migrantes qualificados não apenas para esta cidade, mas também para seus vizinhos, devido à presença de auto-correlação espacial positiva.

6 Referências

ALMEIDA, P., KOGUT, B. Localization of knowledge and the mobility of engineers in regional networks. *Management Science*, v. 45, n. 7, jul., 1999.

ALBURO, F., ABELLA, D. Skilled Labour Migration from Developing Countries: Study on Phillipines. *International Migration Papers* 51. 2002.

ANSELIN, L. 1988. *Spatial econometrics: Methods and models*. Boston: Kluwer Academic.

ANSELIN, L. 1999b. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. In *Geographical information systems*, 2d ed., edited by P. A. Longley, M. F. Goodchild, D. J. Maguire, and D.W. Rhind. New York: Wiley.

ANSELIN, L., BERA, A. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In: Ullah A. and Giles D. E. (eds). *Handbook of Applied Economic Statistics*, Marcel Dekker, New York, pp. 237-289, 1998.

AUDRETSCH D. B., FELDMAN M. P. R&D spillovers and the geography of innovation and production. *American Economic Review*, v. 86, n. 3, p. 630-640, 1996.

BAENINGER, R. Interiorização da migração em São Paulo: novas territorialidades e novos desafios teóricos. Trabalho apresentado no XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP, realizado em Caxambú-MG – Brasil, de 20-24 de Setembro de 2004.

BARKLEY, A. The Determinants of Interdistrict Labour In-migration in Pakistan, 1971-1980. *The Pakistan Development Review*, Vol (30), n. 3, pp. 275-296, 1991.

BAUMONT, C. Spatial Effects in Housing Price Models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)? Mimeo., Université de Bourgogne, 2004.

BEALS, R., LEVY, M., MOSES, L. Rationality and Migration in Ghana. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 49, No. 4, pp. 480-486, 1967.

BEINE, M., DOCQUIER, F. e RAPOPORT, H. Brain Drain and Human Capital Formation in Developing Countries: Winners and Losers. *The Economic Journal*, vol.118, p. 631-652. 2008.

BISWAS, T., MCHARDY, J., NOLAN, M. Inter-Regional Migration: The UK Experience. *Sheffield Economic Research Paper Series SERP No. 2008003*. 2009

BORJAS, G. The Economic Benefits from Immigration. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 2. (Spring, 1995), pp. 3-22.

BOVER, O., ARELLANO, M. Learning about migration decisions from migrants: Using complementary datasets to model intra-regional migrations in Spain. *Journal of Population Economics*. 15: 357-380. 2002.

- CEBULA, R. Internal Migration Determinants: Recent Evidence. *International Advances in Economic Research*, vol (11), pp. 267–274, 2005.
- CEBULA, R., ALEXANDER, G. Determinants of Net Interstate Migration, 2000-2004. *Special Selection on Migration, JRAP*, 36(2), p. 116-123. 2006.
- CHAUDHURI, S. International Migration of Skilled Labour, Welfare and Unemployment of Unskilled Labour: A Note. 2001.
- DAHL, M. Embodied Knowledge Diffusion, Labor Mobility and Regional Dynamics: Do Social Factors Limit the Development Potential of Regions? Paper for the DRUID Summer Conference. 2004
- DEBELLE, G., VICKERY, J. Labour Market Adjustment: Evidence on Interstate Labour Mobility. Reserve Bank of Australia. Research Discussion Paper 9801. 1998.
- DEDECCA, C., MONTALI, L., BAENINGER, R. Regiões Metropolitanas e Pólos Econômicos do Estado de São Paulo: desigualdades e indicadores para as Políticas Sociais. *Estudos Regionais. FINEP – FNDTC/NEPP/Regiões Metropolitanas*. 2009.
- DINIZ C. C., GONÇALVES E. (2001) Knowledge economy and regional development in Brazil, In: LES TROISIÈMES JOURNÉES DE LA PROXIMITÉ – THE THIRD CONGRESS ON PROXIMITY, Paris.
- DIRKS, S., GURDGIEV, C., KEELING, M. Smarter Cities for Smarter Growth. IBM Global Business Services, Executive Report. May 2010.
- DOSI, G. The nature of the innovative process. In: DOSI, G. *et al.* (org.), *Technical change and economic theory*. London: Pinter Publishers, 1988.
- DRIOUCHI, A., Boboc, C., Zouag, N. Emigration of Highly Skilled Labor: Determinants & Impacts. Munich Personal RePEc Archive. 2009.
- EZRA, M., KIROS, G. Rural Out-migration in the Drought Prone Areas of Ethiopia: A Multilevel Analysis. *International Migration Review*, Vol. (35), N. 3, pp. 749-771, 2001.
- ETZO, I. Determinants of interregional migration in Italy: A panel data analysis. MPRA Paper No. 5307. 2007.
- FAFCHAMPS, M., SHILPI, F. Determinants of Choice of Migration Destination. World Bank Policy Research Working Paper 4728, 2008.
- FAHR, R., SUNDE, U. Spatial mobility and competition for jobs: Some theory and evidence for Western Germany. *Regional Science and Urban Economics*. No. 36, p. 803–825. 2006.
- FELDMAN, M. P. The new economics of innovation, spillovers and agglomeration: a review of empirical studies, *Economics of Innovation and New Technology*, v. 8, p. 5-25, 1999.

- FERGUSON, M.P., The new economics of innovation, spillovers and agglomeration: a review of empirical studies. *Economics Innovation and new technologies*, v. 8, p. 5-25, 1999.
- FERREIRA, R., MATOS, R. Migração de trabalhadores no mercado formal brasileiro entre 1995 e 2003 e as tendências da reestruturação territorial. XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais. 2004.
- FIDRMUC, J. Migration and regional adjustment to asymmetric shocks in transition economies. *Journal of Comparative Economics*, vol. 32, pp. 230–247, 2004.
- FISCHER, M., VARGA, A. Spatial Knowledge Spillovers and University Research: Evidence from Austria. *The Annals of Regional Science*, Vol (37), pp. 303-322, 2003.
- FREGUGLIA, R. et al. Determinantes da mobilidade de trabalhadores qualificados em municípios do Estado de São Paulo (1999-2002). In: VII ENABER - Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos. 2009
- GARBER-YONTS, B.E. The economics of amenities and migration in the Pacific Northwest: a review of selected literature with implications for national forest management. General Technical Report. PNW-GTR-617. USDA Forest Service, Pacific Northwest Research Station, Portland, OR. 2004
- GELMAN, A., HILL, J. Data Analysis using Regression and Multilevel/Hierarchical Models. 2 ed. New York: Cambridge University Press, 2007. 625 p.
- GELMAN, A., HILL, J. Data Analysis using Regression and Multilevel/Hierarchical Models. 2 ed. New York: Cambridge University Press, 2007. 625 p.
- GOLDSTEIN, H. Multilevel Statistical Models. London: Arnold. 1995
- GOLGHER, A. As cidades e a classe criativa no Brasil: diferenças espaciais na distribuição de indivíduos qualificados nos municípios brasileiros. *Revista brasileira de Estatísticas Populacionais*. São Paulo, v. 25, n. 1, p. 109-129, jan./jun. 2008.
- GRAVERSEN, E. K. and FRIIS-JENSEN, K. Job Mobility Implications of the HRST definition: Illustrated by Empirical Numbers from Register Data. In: OECD – Innovative People: Mobility of Skilled Personnel in National Innovation Systems. 2001. (Cap. 4)
- HALL, B. H. Innovation and diffusion. In: FAGERBERG, J., MOWERY, D. C., NELSON, R. R. (Eds.), *The Oxford Handbook of Innovation*, New York: Oxford University Press, 2005. (Cap. 17)
- HARRIS, J., TODARO, M. Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis. *The American Economic Review*, Vol. 60, No. 1, pp. 126-142. (1970).
- HAZANS, M. Determinants of inter-regional migration in the Baltic countries. ZEI Working Paper B17. 2003

- HOX, J. *Multilevel Analysis: Techniques and Applications*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc. 2002.
- JACKMAN, R., SAVOURI, S. Migration in Britain: An Analysis of Gross Flows Using NHS Central Register Data. *The Economic Journal*, Vol. 102, No. 415, pp. 1433-1450. 1992
- JUSTMAN, M., THISSE, F. Implications of the mobility of skilled labor for local public funding of higher education. *Economics Letters* no. 55, 1997, p. 409-412.
- KULU, H., BILLARI, F. Multilevel Analysis of Internal Migration in a Transitional Country: The Case of Estonia. *Regional Studies*, Vol. 38.6, pp. 679–696, August 2004.
- LEMOS, M. B., S. MORO, E. P. DOMINGUES e R. M. RUIZ. A Organização Territorial da Indústria no Brasil. In: NEGRI, J. A. e SALERMO, M. (Ed.). *Inovação, Padrões Tecnológicos e Desempenho das Firms Industriais Brasileiras*. Brasília: IPEA, 2005.
- LITTLE, T., SCHNABEL, K., BAUMERT, J. *Modeling Longitudinal and Multilevel Data: practical issues, applied approaches and specific examples*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc. 2000.
- MACDISSI, C., NEGASSI. International R&D Spillovers: An Empirical Study. *Economics of Innovation and New Technology*, Vol. 11(2), pp. 77-91, 2002.
- MARTIN, P. *Highly Skilled Labor Migration: Sharing the Benefits*. International Labour Organization (International Institute for Labour Studies) 2003
- MATA, D., OLIVEIRA, C., PIN, C., RESENDE, G. Quais Características das Cidades Determinam a Atração de Migrantes Qualificados? *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 38, nº 3, jul-set. 2007
- MATOS, R., BRAGA, F. Migração e Rede Urbana: procedências e inserção ocupacional. XIII Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais. 2002.
- MENEZES FILHO, N., MENDES, M., ALMEIDA, E. O Diferencial de Salários Formal- Informal no Brasil: Segmentação ou Viés de Seleção? *Revista Brasileira de Economia*, 58(2):235-248, ABR/JUN 2004.
- MITCHELL, W. Migration and labour market outcomes by skill in Australia. Centre of Full Employment and Equity. Working Paper No. 08-02. October 2008
- MORENO, R., PACI, R. e USAI, S. Spatial spillovers and innovation activity in European regions. WP CRENoS 03/10, September 2004.
- MORENOFF, J. D. Neighborhood mechanisms and the spatial dynamics of birth weight. *American Journal of Sociology*, v.108, n.5, p.976-1017, Mar. 2003.
- NAKOSTEEN, R., WESTERLUND, O. The effects of regional migration on gross income of labour in Sweden. *Papers Reg. Sci.* 83, 581–595. 2004.

NETTO JÚNIOR, J., MOREIRA, I. Migrações e Diferenciais de Renda Estaduais: uma Análise por Dados em Painel no período de 1950-2000. In: Encontro Transdisciplinar Espaço e População, 2003, Campinas.

OBBERG, S. Theories on Interregional Migration: An Overview. International Institute for Applied Systems Analysis. Working Paper 95-47. June 1995.

OLIVER, F. Inter-Regional Migration and Unemployment, 1951-61. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, Vol. 127, No. 1, pp. 42-75. 1964.

PARTRIDGE, M.D. e RICKMAN, D.S. An SVAR model of fluctuations in U.S. migration flows and state labor market dynamics. *Southern Economic Journal* 72(4): 958-980. 2006.

PEDERSEN, P., PYTLIKOVA, M., SMITH, N. Selection and network effects—Migration flows into OECD countries 1990–2000. *European Economic Review* Volume 52, Issue 7, pp. 1160-1186, 2008.

PEKKALA, S. Migration Flows in Finland: Regional Differences in Migration Determinants and Migrant Types. *International Regional Science Review* 26, 4: 466–482 (October 2003)

PELLEGRINI, P. A., FOTHERINGHAM, A. S. Intermetropolitan migration and hierarchical destination choice: a disaggregate analysis from US Public Use Microdata Samples. *Environment and Planning A*, vol (31), pp. 1093-1118, 1999.

PÉRIDY, N. The European Union and its new neighbors: an estimation of migration potentials. *Economics Bulletin*, Vol. 6, No. 2, pp. 1–11, 2006.

PISSARIDES, C., WADSWORTH, J. Unemployment and the Inter-Regional Mobility of Labour. *The Economic Journal*. Vol. 99, No. 397, pp. 739-755. 1989.

QUEIROZ, B. L., GOLGHER, A. B. . Human capital differentials across municipalities and states in Brazil. *Population review*, v. 48, p. 1-1, 2008.

RAUDENBUSH, S. W., BRYK, A. S. Hierarchical linear models: applications and data analysis methods. 2.ed. Londres, Nova Deli: Sage, 2002. 265p.

REGETS, M. Reseach and Policy Issues in High-Skilled International Migration: A Perspective with Data from the United States. In: *Innovative People – Mobility of Skilled Personnel in National Innovation Systems*, OCDE 2001.

RIANE, J. Determinantes do Resultado Educacioanal no Brasil: Família, Perfil Escolar dos Municípios e Dividendo Geográfico numa Abordagem Hierárquica e espacial. UFMG/Cedeplar. 2005

SABBADINI, R., AZZONI, C. Migração Interestadual de Pessoal Altamente Educado: Evidências sobre a Fuga de Cérebros. 2006.

SAHOTA, G. An Economic Analysis of Internal Migration in Brazil. *The Journal of Political Economy*, Vol. 76, No. 2, pp. 218-245. 1968.

SCARDACCIONE, G. et al. Spatial Autocorrelation Analysis for the Evaluation of Migration Flows: the Italian case. *Computational Science and Its Applications – ICCSA 2010. Lecture Notes in Computer Science*, Vol. 6016, pp. 62-76, 2010.

SJAASTAD, L. The Cost and Return of Human Migration. *The Journal of Political Economy*, Vol. 70, No. 5, Part 2: Investment in Human Beings, pp. 80-93, 1962.

SMITH, K. Human Resources, Mobility and the Systems Approach to Innovation. In: OECD – Innovative People: Mobility of Skilled Personnel in: National Innovation Systems. 2001. (Cap. 1)

SNIJDERS, T. A., BOSKER, R.J. An introduction to basic and advanced multilevel modeling. 1 ed. London, Thousand Oaks, California, New Delhi: Sage, 1999. 266p.

STAMBOL, L. Regional labour market mobility by education and income. *Economic Survey* 2/2003, Statistics Norway.

STARK, O., BLOOM, D. *The American Economic Review*, Vol. 75, No. 2, Papers and Proceedings of the Ninety- Seventh Annual Meeting of the American Economic Association (May, 1985), pp. 173-178

STARK, O., MICAUSKA, M., MYCIELSKI, J. Relative poverty as a determinant of migration: Evidence from Poland. *Economics Letters*, vol. 103, pp. 119–122, 2009.

TSEGAI, D., LE Q. District-level Spatial Analysis of Migration Flows in Ghana: Determinants and Implications for Policy. PEGNet Conference 2010: Policies to foster and sustain equitable development in times of crisis. Development Bank of Southern Africa, Midrand, South Africa, 2-3 September 2010.

YANG, X., GUO, F. Gender Differences in Determinants of Temporary Labor Migration in China: A Multilevel Analysis. *International Migration Review*, Vol. 33, No. 4 (Winter, 1999), pp. 929-953

ZAICEVA, A., ZIMMERMAN, K. Scale, Diversity, and Determinants of Labour Migration in Europe. IZA Discussion Paper No. 3595. 2008.

ZUCKER, L. G., M. R. DARBY. Star scientists and institutional transformation: patterns of invention and innovation in the formation of the biotechnology industry. *Proceedings of the national Academy of Science*, November 12, 1996, 93 (23), p. 12709-12716