

PEDRO VASCONCELOS MAIA DO AMARAL

**DIFERENCIAIS SALARIAIS E MERCADO POTENCIAL:
EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL**

BELO HORIZONTE, MG

UFMG/CEDEPLAR

2008

PEDRO VASCONCELOS MAIA DO AMARAL

**DIFERENCIAIS SALARIAIS E MERCADO POTENCIAL:
EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL**

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Mauro Borges Lemos

Co-Orientadores: Prof. Dr. Rodrigo Ferreira Simões

Dr^a. Flávia Lúcia Chein Feres

Belo Horizonte, MG

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - CEDEPLAR/UFMG

Maio de 2008

*“Ai que prazer
não cumprir um dever.
Ter um livro para ler
e não o fazer!
Ler é maçada,
estudar é nada.
O sol doira sem literatura.
O rio corre bem ou mal,
sem edição original.
E a brisa, essa, de tão naturalmente matinal
como tem tempo, não tem pressa...*

*Livros são papéis pintados com tinta.
Estudar é uma coisa em que está indistinta.
A distinção entre nada e coisa nenhuma.
(...)”*

Liberdade - Fernando Pessoa

Agradecimentos

Mais uma vez agradeço a Deus por tudo que me proporcionou e as pessoas que colocou em meu caminho antes e durante a realização de meu mestrado. Em primeiro lugar, meus pais e irmãs, por serem fonte de tanto amor, carinho e compreensão, e por tentarem me convencer de que posso chegar onde quer que eu queira, se me esforçar o bastante. À Lu, refúgio seguro e fonte de muito amor, por estar ao meu lado sempre.

Aos professores Mauro Borges Lemos e Rodrigo Simões, pela orientação, confiança e amizade. À Flávia Chein Feres por mais uma vez se dispor a orientar um trabalho de conclusão de curso meu.

À Prof. Sueli Moro por toda ajuda, antes, durante e após a elaboração deste trabalho. Ao Prof. Danilo Iglioni pelos conselhos em relação a este trabalho e a meus projetos futuros. À Prof. Lízia Figueiredo por todos os comentários e apoio sempre imediato. Seria necessário falar aqui de todos os professores do Cedeplar, mas espero que todos saibam da grande importância que tiveram em minha formação, acadêmica e pessoal. Agradeço também por todos os funcionários do Cedeplar / UFMG, que sempre me ajudaram e que transformam esse centro em um ambiente perfeito para o desenvolvimento de pesquisas acadêmicas.

Por fim, mas nem de longe menos importante, agradeço a Deus por colocar em meu caminho novos amigos e permitir que eu continue a desfrutar do convívio com os velhos. Todos vocês são, no mínimo, fundamentais.

Sumário

RESUMO	2
ABSTRACT	3
INTRODUÇÃO	4
1 A NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA	7
1.1 <i>O modelo teórico básico</i>	7
1.2 <i>Investigação Empírica da Estrutura Espacial dos Salários</i>	10
1.3 <i>Proposta de Abordagem da Equação Salarial da NGE</i>	22
2 MÉTODO DE ESTIMAÇÃO DE DADOS EM PAINEL COM COMPONENTES DO ERRO ESPACIALMENTE E TEMPORALMENTE CORRELACIONADOS	26
2.1 <i>O Modelo Básico Genérico</i>	27
2.2 <i>As Condições de Momento</i>	32
2.3 <i>Os Estimadores GM</i>	34
2.4 <i>Adequação do Método</i>	36
3 ESTIMAÇÃO E INFERÊNCIAS	42
3.1 <i>Estratégia de estimação</i>	42
3.2 <i>Análise exploratória</i>	44
3.3 <i>Resultados e inferências</i>	58
CONSIDERAÇÕES FINAIS	67
REFERÊNCIAS	71
ANEXOS	77

Resumo

O Brasil apresentou nas últimas décadas não só momentos de crescimento econômico como também de crise e estagnação. A resposta das regiões brasileiras aos desafios e oportunidades apresentados não foi de modo algum similar, o que pode ser percebido pela grande desigualdade regional em termos de produção e salários. A compreensão dos fatores que afetam o nível do produto (absoluto ou per capita) numa determinada região é crucial para a busca de melhorias de bem estar da população e redução das disparidades regionais. A questão de seus determinantes é controversa, contendo abordagens teóricas que identificam diferentes fatores responsáveis pelo seu crescimento. O objetivo deste trabalho é analisar empiricamente a estrutura regional de produção e salários no Brasil, tendo como base o arcabouço teórico da Nova Geografia Econômica (NGE). Como usual na literatura, uma maneira de fazê-lo é através da estrutura espacial salarial e os diferenciais de mercado potencial, que no presente trabalho têm como referência empírica os municípios brasileiros no período 1980-2000.

Um avanço deste trabalho é a utilização de um modelo de dados em painel com componentes do erro espacialmente e temporalmente correlacionados, modelagem esta que mais adequada para a estimação, que nos forneceu resultados robustos e ainda não havia sido aplicada à realidade brasileira. Os resultados apontam para uma forte relação entre o mercado potencial de determinada localidade e seu nível salarial, indicando uma boa adequação do arcabouço da NGE à realidade municipal brasileira nas últimas décadas.

Palavras-chave: Nova geografia econômica, mercado potencial, Brasil.

Abstract

Brazil presented in the last 30 years not only periods of economic growth but also crises and stagnation. The Brazilian regions' performance (in face of the challenges and opportunities presented during this period) was not even at all, as we can see by the massive regional imbalances around the country. To understand the factors that influence the production (in total or per capital levels) is crucial to wealthy improvements and reduction of disparities. What are its determinants is a controversy question. The theoretical approaches identify different factors as related to economic growth. The purpose of this essay is to analyze the unbalances on the regional production under the light of the New Economic Geography. As usual in the literature, one way to perform this empirical verification is thru the NEG's wage equation.

Using 1980, 1991 and 2000 Brazilian Census data (at comparables municipalities areas), this essay aims to estimate the NEG wage equation, using panel data model with spatially correlated errors components. The results point to a strong relationship between market potential and wages, indicating that the NEG theoretical framework might be well fit to recent Brazilian municipalities' reality.

Keywords: New economic geography, market potential, Brazil.

Introdução

Cada vez mais o entendimento dos determinantes do nível do produto (absoluto ou *per capita*) tem se tornado foco de preocupação e análise dos economistas. A compreensão dos fatores que o afetam numa determinada região é crucial para a busca de melhorias de bem estar da população e redução das disparidades regionais. A questão de seus determinantes é controversa, contendo abordagens teóricas que identificam diferentes fatores responsáveis pelo seu crescimento. O objetivo deste trabalho é a verificação empírica da eficiência do arcabouço teórico da Nova Geografia Econômica para compreender os desequilíbrios do produto regional. Como usual na literatura, uma maneira de analisá-lo é através da estrutura espacial salarial e seus diferenciais, que no presente trabalho tem como referência empírica os municípios brasileiros no período 1980-2000.

Há muito, teóricos como VON THÜNEN (1966), MARSHALL (1985), WEBER (1929), CHRISTÄLLER (1966), LÖSCH (1954), MYRDAL (1957), HIRSCHMAN (1958) e PERROUX (1967), dentre outros, trataram do problema da distribuição e concentração espacial das atividades econômicas. Todavia, alguns desses autores ficaram à margem da economia tradicional, principalmente pela dificuldade de compreensão de suas idéias em um contexto de competição e por sua pouca formalização matemática e empírica (KRUGMAN, 1991). A Nova Geografia Econômica (NGE) busca recuperar o problema da concentração produtiva no espaço, com um aparato teórico bem desenvolvido e formalizado, inaugurado pelo trabalho supra citado de KRUGMAN (1991) e condensado no trabalho de FUJITA *et al.* (2002).

De acordo com este arcabouço teórico, a concentração das atividades econômicas no espaço seria uma conseqüência dos retornos crescentes propiciados pelas economias de aglomeração e dos custos de transporte em um contexto de concorrência monopolística, conforme modelagem de DIXIT e STIGLITZ (1977). Tais fatores levariam à aglomeração das atividades produtivas nos centros de maior mercado potencial, uma vez que a proximidade ao mercado consumidor, ou fornecedor de insumos, implica menores custos de transporte e propicia externalidades pecuniárias (LÖSCH, 1954). Tais externalidades se materializam pela concentração espacial da produção do setor produtor de bens com retornos crescentes, propiciando ampliar o número de variedades,

reduzir ao nível da firma uni-planta os custos fixos e auferir economias de escala (MARSHALL, 1985).

Além dos fatores exógenos, como dotação inicial de insumos, o mercado potencial seria o grande responsável pela escolha de localização das firmas. Assim, como proposto por HARRIS (1954), a demanda potencial de determinada localidade estaria relacionada ao poder de compra local acrescido ao das demais localidades, ponderado pelo custo de transporte. Deste modo, mercados consumidores próximos teriam maior impacto sobre a economia local (*demand linkages*) que mercados consumidores mais distantes, caso possuíssem a mesma renda total.

Entretanto, a aglomeração não possui apenas efeitos positivos sobre a atividade produtiva. A concentração espacial da atividade produtiva também gera externalidades negativas (*congestion costs*), relacionadas principalmente à demanda por fatores de produção fixos e intransportáveis, como a terra, bem como a fatores sócio-ambientais como poluição, violência e congestionamentos urbanos, elevando os custos de produção. Se considerarmos a oferta de mão-de-obra local como não perfeitamente elástica, a concentração produtiva e conseqüente elevação da demanda por trabalho acarretariam também um aumento no preço deste fator, elevando os salários nominais.

A relação entre mercado potencial e valor dos salários nominais em determinada localidade é um dos pontos centrais da NGE e uma de suas principais diferenças em relação à teoria neoclássica, que prevê a igualação dos preços dos fatores entre as localidades em um mercado competitivo em seus modelos de crescimento exógeno, ainda que esta igualação seja restrita a clubes de convergência. Todavia, esta constatação teórica da NGE tem sido objeto de poucos testes empíricos que busquem identificar sua adequação com a realidade.

O objetivo de nosso trabalho é justamente colaborar no preenchimento desta lacuna, através da investigação da relação entre mercado potencial e os salários nominais, tomando a realidade brasileira como referência empírica. Os resultados encontrados apontam para uma forte relação entre o mercado potencial de determinada localidade e seu nível salarial, indicando uma boa adequação do arcabouço da NGE à realidade municipal brasileira nas últimas décadas e a relevância de atributos regionais, bem como individuais, na determinação salarial.

Além dessa parte introdutória, o trabalho se encontra dividido em três capítulos, além dessa introdução. O primeiro capítulo introduz as idéias da NGE, seguido de uma breve resenha dos principais trabalhos que se dedicaram à investigação da relação entre mercado potencial e a estrutura espacial dos salários nominais e à estimação da equação salarial deste arcabouço teórico. Buscamos ressaltar a evolução da literatura empírica, algumas de suas limitações e, principalmente, os avanços conquistados. O segundo capítulo é dedicado ao método de estimação adotado, detalhando seus procedimentos, vantagens e limitações. O terceiro capítulo apresenta a estratégia adotada para a estimação da equação salarial proposta pela NGE através de um modelo de dados em painel com componentes do erro espacialmente e temporalmente correlacionados, a análise exploratória dos dados e os resultados das estimativas. Por fim, nossas considerações finais encerram o trabalho.

Capítulo 1

1 A Nova Geografia Econômica

1.1 O MODELO TEÓRICO BÁSICO

A teoria da NGE parte da suposição da existência de dois setores econômicos distintos: um cuja estrutura de mercado é a concorrência perfeita, produtos homogêneos e retornos constantes de escala e outro baseado na concorrência monopolística, com grande variedade de bens diferenciados e retornos crescentes de escala ao nível da empresa individual. Formalmente, o modelo geral da NGE é a versão espacial do modelo de DIXIT E STIGLITZ (1977). Assume que a função de utilidade dos consumidores é uma Cobb-Douglas, como se segue:

$$U = M^\mu A^{1-\mu} \quad (1)$$

em que M representa o consumo de bens do setor de concorrência monopolística (chamado de setor manufatureiro); A o consumo dos bens do setor de concorrência perfeita (chamado de setor agrícola ou residual); e μ é uma constante que representa a fração de dispêndio em bens manufaturados.

O índice de consumo M é uma função de sub-utilidade em que $m(i)$ denota o consumo de cada variedade disponível e n o número de variedades produzidas, supondo que M seja definido por uma função de elasticidade de substituição constante (CES):

$$M = \left[\int_0^n m(i)^\rho di \right]^{1/\rho}, \quad 0 < \rho < 1 \quad (2)$$

em que ρ representa a intensidade da preferência por uma variedade de bens industrializados.

Quanto mais ρ se aproxima de 1, menos diferenciados são os bens, o que os torna substitutos quase-perfeitos. À medida em que ρ se aproxima de zero, maior a diferenciação dos produtos, que se manifesta pelo maior número de variedades. Determinando $\sigma \equiv 1/(1 - \rho)$, σ representa a elasticidade de substituição entre quaisquer duas variedades de bens. O mesmo vale para o índice A de consumo dos bens produzidos em concorrência perfeita, cuja elasticidade de substituição entre as variedades será representada aqui por η .

A partir da modelagem de FUJITA *et al.* (2002), chega-se a quatro grupos de equações cuja solução simultânea determina a renda, o índice de preço dos produtos, o salário nominal e real dos trabalhadores de cada região.

Considerando a existência de L^A trabalhadores do setor agrícola, cada região (r) é dotada de uma fração exógena fixa desta força de trabalho, representada por ϕ_r . Além disso, cada região possui uma fração λ_r da força de trabalho manufatureira, L^M , considerada móvel em qualquer ponto do tempo. Convenientemente podemos definir o total da força de trabalho como uma unidade, tal que $L^M = \mu$ e $L^A = 1 - \mu$. Assim, o primeiro grupo de equações, de determinação da renda Y_r , pode ser definido como:

$$Y_r = \mu \lambda_r w_r^M + (1 - \mu) \phi_r w_r^A \quad (3)$$

em que w_r^M é o salário nominal do setor manufatureiro e w_r^A o salário nominal do setor agrícola.

O segundo grupo de equações refere-se ao índice de preço dos produtos em cada região. Um dos pontos centrais da teoria é a consideração da fricção espacial. Os custos de transporte são vistos na forma “iceberg”, em que os custos são considerados como perda de mercadoria durante o transporte entre as regiões. Tem-se assim que o preço final dos bens manufaturados e agrícolas produzidos na região r e transportados para a região s , p_{rs} , são, respectivamente:

$$\begin{aligned} p_{rs}^M &= p_r^M T_{rs}^M \\ p_{rs}^A &= p_r^A T_{rs}^A \end{aligned} \quad (4)$$

em que p_r é o preço *f.o.b.* do produto na localidade em que é produzido e T_{rs} é o custo de transporte entre as regiões r e s , que pode ser diferente para os bens agrícolas ou manufaturados.

Assim, os índices de preço dos bens manufaturados, G^M , e agrícolas, G^A , na localidade r são, respectivamente:

$$\begin{aligned} G_r^M &= \left[\sum_s \lambda_s (w_s^M T_{Mrs})^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \\ G_r^A &= \left[\sum_s \phi_s (w_s^A T_{Ars})^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}} \end{aligned} \quad (5)$$

Essas equações incorporam os chamados efeitos de oferta “para frente”, pois quanto maior a concentração da produção (λ ou ϕ) em r e nas regiões próximas de r , o que implica reduzido valor de T_{rs} , menores serão os índices de preço em r^l . Assim, a concentração da produção numa localidade r qualquer possui efeito de redução do custo de vida nessa região e nas regiões a ela próximas. Isto porque a concentração da produção em uma localidade permite maiores economias de escala, reduzindo os custos de produção p_r , o que, aliado a menores custos de transporte, resulta em menores preços finais p_{rs} , conforme a equação (4).

O terceiro grupo de equações, o mais importante para este trabalho, é o de determinação dos salários nominais de equilíbrio:

$$w_r^M = \left[\sum_s Y_s (G_s^M)^{\sigma-1} T_{Mrs}^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{\sigma}}$$

$$w_r^A = \left[\sum_s Y_s (G_s^A)^{\eta-1} T_{Ars}^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{\eta}}$$
(6)

Pelas equações de determinação dos salários nominais podemos perceber os efeitos de demanda “para trás”, ou seja, o efeito do mercado potencial sobre os salários em determinada região. Como mostra a equação (6), quanto maior a renda em dada região e nas regiões próximas a ela, ou quanto maior o seu mercado potencial, maior será o salário nominal nessa região, considerando índices de preços semelhantes em todas as demais. Isto pois, como explicado anteriormente, considerando elasticidade imperfeita no mercado de trabalho, um maior mercado potencial resulta em maior demanda por produtos, que por sua vez resulta maior demanda pelo fator trabalho, elevando seu preço.

O último grupo de equações define o salário real ω na região r , que é equivalente ao salário nominal, ponderado pelo índice de preços ou custo de vida de acordo com a proporção de dispêndio entre os produtos dos diferentes setores:

$$\omega_r^M = w_r^M (G_r^M)^{-\mu} (G_r^A)^{\mu-1}$$

$$\omega_r^A = w_r^A (G_r^M)^{-\mu} (G_r^A)^{\mu-1}$$
(7)

¹ Lembrando que, por definição, $\sigma \equiv 1/(1-\rho)$. Uma vez que ρ varia entre 0 e 1, tem-se que $\sigma > 1$. Analogamente, $\eta > 1$.

Em síntese, o equilíbrio instantâneo do modelo proposto pela NGE pode ser pensado como a solução simultânea das equações de renda (3), índices de preço (5), equações salariais (6) e de salários reais (7). A dinâmica do sistema é dada principalmente pelas conexões para frente e para trás, explicitadas nas equações (6) e (7). Se considerarmos uma distribuição simétrica da atividade manufatureira em duas regiões e caso haja, por qualquer motivo fortuito, uma alteração dessa concentração, pelas conexões para frente o índice de preços na região com maior produção de manufaturas seria reduzido, já que haveria economia de custos de transporte. Essa redução no índice de preços elevaria os salários reais, incentivando a migração de trabalhadores para a região. De modo análogo, pelas conexões para trás, se houvesse a elevação no mercado potencial de determinada região, as firmas ali localizadas teriam maior acesso a mercado consumidor, o que reduziria os custos de transporte e permitiria o pagamento de maiores salários, incentivando a migração de mão-de-obra.

Tanto pelas conexões para frente como para trás, um maior número de trabalhadores representa maior massa de renda, i.e., maior mercado potencial. E assim tem-se o fechamento de um ciclo retro-alimentado em que maior número de trabalhadores implica maior mercado consumidor, que por sua vez possibilita maiores salários, incentivando o aumento no número de trabalhadores. É essa relação estreita entre mercado potencial e salários que verificamos neste trabalho.

1.2 INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA DA ESTRUTURA ESPACIAL DOS SALÁRIOS

A questão da relação entre mercado potencial e diferenciais salariais, que resultaria em uma estrutura espacial dos salários, é um dos pontos da NGE que mais freqüentemente tem sido foco de investigação empírica. A estimação da equação de determinação dos salários nominais foi o objeto de diversos trabalhos e autores. Dedicamos esta seção à apresentação de alguns destes, destacando a abordagem de cada um e a evolução das estratégias de estimação.

HANSON (1998) foi o primeiro a estimar os parâmetros estruturais do modelo da NGE, inicialmente proposto por KRUGMAN (1991). O autor parte da idéia de que o nível de atividade econômica em uma determinada localidade é condicionado pelo acesso a mercados consumidores para seus produtos. Este atributo é o fator endógeno decisivo para caracterizar as forças que contribuem para a concentração espacial da atividade produtiva. É bom lembrar que os fatores exógenos, como dotação de recursos naturais,

são analiticamente ignorados pela NGE, da mesma forma fizeram os autores clássicos de economia regional que supuseram concorrência imperfeita e retornos crescentes no espaço, especialmente LÖSCH (1954). Esta simplificação ocorre já que os fatores exógenos são fatores não diretamente econômicos que influenciam a localização das atividades produtivas.

Para testar a relevância empírica do acesso a mercados para o crescimento do produto, HANSON (1998) analisa a correlação entre densidade espacial do emprego, salários e poder de compra na economia dos condados dos Estados Unidos no período 1970-1990, estimando as equações estruturais do modelo de KRUGMAN (1991). Como o próprio Hanson afirma, a modelagem adotada se assemelha a uma função espacial de demanda por trabalho, em que a proximidade aos mercados consumidores determina os salários e o emprego. Todavia, buscando um maior realismo na estimação da distribuição espacial do emprego industrial, HANSON (1998) insere no modelo o setor de habitação em substituição ao setor agrícola com rendimentos constantes e mão-de-obra imóvel, proposto por KRUGMAN (1991). Assim, o modelo apresentado por HANSON (1998) pode ser considerado como uma simplificação da versão proposta por HELPMAN (1995), que primeiro sugeriu a modificação do modelo de KRUGMAN (1991) substituindo o setor agrícola pela demanda por terra. Com a inserção de um setor de concorrência perfeita, com dotação fixa de um produto não transportável e, portanto, não comercializado inter-regionalmente – a terra – HANSON (1998) busca evitar as conseqüências que chama de “extremas” do modelo original: a simetria entre todas as regiões no emprego industrial ou a concentração, ainda simétrica, desse setor em poucas localidades.

Deste modo, o modelo proposto por HELPMAN (1995) e estimado por HANSON (1998) nos remete claramente às idéias de VON THÜNEN (1966), em que o fator terra é o protagonista da distribuição espacial da atividade produtiva. De acordo com VON THÜNEN (1966), a disputa pelo monopólio da terra visando o acesso ao mercado é a grande responsável pelas forças centrífugas, que atuam em favor da dispersão radial da atividade produtiva. Como VON THÜNEN (1966), HELPMAN (1995) baseia o jogo de forças entre concentração e dispersão espacial da produção em duas fontes principais: i) em favor da concentração tem-se a fricção espacial, que faz com que a maior proximidade aos consumidores seja refletida em possibilidade de redução de custos com transportes; ii) atuando concomitantemente em prol da dispersão, a disputa pelo fator

terra, cuja oferta é pouco elástica, implica maiores custos de reprodução da força de trabalho e a necessidade de maiores salários, que possibilitem aos trabalhadores arcar com a elevada renda fundiária do centro produtivo. É este jogo de forças que desenha a estrutura espacial da produção e configura os centros urbanos industriais.

O primeiro modelo estimado por HANSON (1998) é uma versão simplificada da equação salarial apresentada por KRUGMAN (1991), combinando dados dos condados e dados agregados dos entes federados dos Estados Unidos da América, de modo a reduzir a demanda computacional e minimizar problemas causados por possíveis choques exógenos sobre as localidades:

$$\log(z_j) = \alpha_0 + \alpha_1 \log\left(\sum_k Y_k e^{-\alpha_2 d_{jk}}\right) + \varepsilon_j \quad (8)$$

em que a variável dependente z é o salário nominal ou a densidade do emprego no condado j , Y é a renda total de cada estado americano k , excluída a renda do condado j , d_{jk} é a distância entre o condado j e o estado k e ε é o termo de erro aleatório.

Como podemos perceber, em sua estimação, HANSON (1998) exclui o mercado interno de cada condado de seu mercado potencial, sob a prerrogativa de eliminar os problemas advindos da endogeneidade que seria provocada por sua consideração. Tal simplificação implica um desvio, a nosso ver um grande desvio, em relação à teoria da NGE. A exclusão do mercado interno da análise faz com que não mais se tenha em referência o mercado potencial total, mas somente o mercado externo. Como veremos adiante, trabalhos como FINGLETON (2006a) encontram indícios de que o mercado interno seria mais relevante para entender a disparidades salariais que o mercado externo. Ademais, teóricos como ROSENSTEIN-RODAN (1943), NURKSE (1953) e FURTADO (1976) há muito demonstraram a importância do mercado interno como propulsor da atividade econômica. O próprio trabalho de KRUGMAN (1980), cujo desenvolvimento acabou por culminar em KRUGMAN (1991), inaugurando a Nova Geografia Econômica tal qual temos hoje, tinha como pilar fundamental o chamado “efeito do mercado interno” (*home market effect*). Portanto, negligenciar a importância do mercado interno para a determinação do nível de atividade econômica e seu conseqüente impacto sobre salários nos parece um preço muito caro a se pagar pela resolução de problemas econométricos, o que de modo algum obscurece a importância do trabalho de HANSON (1998) para a literatura empírica da NGE.

Além do modelo representado pela equação (8), o trabalho apresenta ainda a estimação de um modelo mais completo, que, como nosso trabalho, resente a ausência de dados sobre os índices locais de nível de preços:

$$\log(w_j) = \theta + \sigma^{-1} \log\left(\sum_k Y_k^{\frac{\sigma(\mu-1)+1}{\mu}} H_k^{\frac{(1-\mu)(\sigma-1)}{\mu}} w_k^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{jk}}\right) + \eta_j \quad (9)$$

em que w representa o salário nominal na localidade j ou k , θ é uma função de parâmetros fixos, σ é a elasticidade de substituição entre as variedades de bens, Y é a renda total de cada estado americano k , μ é a proporção de gastos com bens industrializados, H é a oferta de habitações, τ é o parâmetro que mede os custos de transporte, d_{jk} é a distância entre o condado j e o estado k e η é o termo de erro aleatório. Todos os dados foram calculados de modo a excluir as informações do condado j de seu respectivo estado k .

Pela forma das equações (8) e (9) fica fácil perceber a necessidade de um método não linear de estimação. O método adotado por HANSON (1998) foi o de mínimos quadrados não lineares. Visando ainda reduzir a influência de fatores não observados em seus modelos, o autor utiliza o método de estimação em primeira diferença, o que elimina os fatores não observados constantes no tempo. Assim, foram estimadas separadamente duas regressões para cada modelo, uma para o período 1970-1980 e outra para 1980-1990. E mais, para verificar a ausência de correlação espacial nos resíduos de suas estimações, foi realizado um mapeamento geográfico desses resíduos, a partir do qual o autor conclui que não havia correlação espacial nos erros.

Os resultados encontrados por HANSON (1998) para a equação (8) sugerem que uma elevação do potencial de mercado, ajustada pelo custo de transporte, resulta num aumento do emprego e dos salários nominais. De modo análogo, uma distância maior aos mercados consumidores reduz a demanda por emprego e os salários. Os valores estimados para os parâmetros da equação (8) com a variável dependente salário foram $\alpha_1 = 0,33$ e $\alpha_2 = 4,74$ para o período 1970-1980 e $\alpha_1 = 0,53$ e $\alpha_2 = 10,23$ para 1980-1990, indicando forte relação entre os mercados potenciais e os salários nominais, com um elevado índice de fricção espacial.

Por sua vez, os resultados encontrados com a estimação da equação (9) também não ultrapassaram os limites teóricos impostos aos parâmetros e seus sinais

corresponderam aos previstos, indicando fortes conexões de demanda, altamente localizadas, entre as regiões. De acordo com KRUGMAN (1991), a razão $\sigma/(\sigma-1)$ equivale à proporção entre o preço e o custo marginal da produção. Os valores estimados por HANSON (1998) para essa razão foram de 1,11 para a equação do período 1970-1980 e 1,21 para 1980-1990. Por serem valores superiores à unidade e considerando que, em equilíbrio, preço e custo médio se igualariam, os resultados indicam a presença de retornos crescentes de escala. Ademais, os valores estimados dos parâmetros foram tais que $\sigma(1-\mu) < 1$, o que implicaria em distribuição espacialmente concentrada da atividade produtiva. Portanto, HANSON (1998) conclui que seu esforço empírico corrobora a proposta teórica de que a concentração geográfica das atividades econômicas é resultado da interação entre economias de aglomeração e fricção espacial.

Seguindo a mesma linha de enfoque baseado nas equações salariais, BRAKMAN *et al.* (2000) demonstram a relação entre a demanda por bens manufaturados e a produção nas regiões da Alemanha unificada. Um aumento na demanda por manufaturados com conseqüente elevação em sua produção resultaria em maiores salários nominais, de acordo com o nível de (in)elasticidade da oferta de mão-de-obra. Assim, partindo da hipótese de que a oferta de trabalho não é perfeitamente elástica, os autores identificam se as regiões que possuem maior demanda por manufaturas são também as regiões que pagam salários mais altos, ou seja, se os salários diminuem à medida que se distancia dos grandes centros consumidores, conforme roga a teoria da Nova Geografia Econômica.

O autor critica a estimação de HANSON (1998) da equação (9) alegando que a estimação dos parâmetros do modelo de competição monopolística do tipo Dixit-Stiglitz fornece resultados sugestivos, porém pouco condizentes com a realidade, como afirmam também FUJITA *et al.* (2002). Tal estimação pressupõe o equilíbrio de longo prazo de que parte a NGE, que prevê a igualação dos salários reais, o que, segundo BRAKMAN *et al.* (2000), seria uma hipótese por demais forte, ainda mais quando se tem sob foco a economia alemã poucos anos após sua unificação.

Portanto, BRAKMAN *et al.* (2000) se concentram na estimação de uma equação similar à equação (8), usando dados de 1994/95 relativos a 114 unidades administrativas alemãs, chamadas de distritos-cidades (*kreisfreie Städte*). O modelo estimado pelos autores se diferencia da equação (8) estimada por HANSON (1998) apenas pela substituição da variável de renda do estado pelo valor adicionado por todos os setores

de cada distrito-cidade e pela adoção do tempo de viagem de carro entre os distritos-cidades como medida de distância.

Assim, BRAKMAN *et al.* (2000) encontram indícios que confirmam a presença de uma estrutura espacial de salários altamente localizada, o que indica a relevância da demanda potencial e da distância na determinação salarial. Os valores estimados para os parâmetros da equação (8) foram $\alpha_1 = 0,21$ e $\alpha_2 = 0,14$, bem inferiores aos encontrados por HANSON (1998), principalmente o parâmetro que mede o efeito da distância sobre os salários (α_2). Ademais, BRAKMAN *et al.* (2000) repetem a estimação testando para diferenciais salariais exógenos entre as porções ocidental e oriental da Alemanha e adicionando à análise o acesso a alguns mercados externos. Os autores identificam assim um forte efeito da “antiga” fronteira entre a Alemanha oriental e ocidental, de modo que as conexões de demanda são bem mais fortes internamente a seus antigos limites do que através da antiga fronteira. Tem-se, portanto, uma indicação empírica do peso da história como fator de rigidez da dinâmica econômica. Como afirma NORTH (1990) no início de seu livro: “*History matters*” (p. vi).

Cabe ressaltar que, ao adotar a variável de valor adicionado como medida para o acesso a mercados, BRAKMAN *et al.* (2000) resolvem um dos problemas de HANSON (1998), mantendo todas as variáveis em uma mesma escala regional de análise. Todavia, recaem assim no problema que HANSON (1998) buscou evitar: a endogeneidade. Como a NGE considera apenas o trabalho como insumo, em seu arcabouço teórico o valor adicionado das firmas possui estreita relação com a massa de salários pagos, o que geraria um viés de simultaneidade nas estimações de BRAKMAN *et al.* (2000).

ROOS (2001) apresenta outra estimação similar ao trabalho de HANSON (1998) para a Alemanha, considerando por sua vez somente sua porção ocidental. Todavia, diferentemente de BRAKMAN *et al.* (2000), o autor busca a estimação dos parâmetros de ambas as equações (8) e (9) para os anos de 1992 e 1996, usando como unidade geográfica os 327 “condados” (*Landkreise and kreisfreie Städte*) da Alemanha ocidental, o que torna sua amostra mais abrangente para esta parte do país que a de BRAKMAN *et al.* (2000), já que este último considerou apenas 88 distritos da Alemanha ocidental.

Assim como HANSON (1998), ROOS (2001) assume que todas as variáveis não-observadas que possam ter relação com os salários nominais são fixas no tempo e não

correlacionadas com as demais, de modo que a estimação de seu modelo por mínimos quadrados não-lineares em primeira diferença resolva o problema de variáveis omitidas.

Os resultados encontrados por ROOS (2001) para a estimação da equação (9) possuem notáveis diferenças em relação à HANSON (1998). Ainda que os valores estimados dos parâmetros e seus sinais tenham se comportado conforme o previsto pelo arcabouço teórico da NGE, apenas o parâmetro μ foi estatisticamente significativo ao nível de 5%. O autor justifica esse fato alegando que a mão-de-obra alemã possui pouca mobilidade e que a definição dos salários no país é um processo centralizado, liderado pelo Estado e pelos sindicatos.

Os resultados da estimação da equação (8) foram ainda mais contraditórios. Os valores estimados para os parâmetros α_1 e α_2 foram negativos, o que indicaria uma relação inversa entre salários nominais e mercado potencial, contradizendo o ponto central da NGE. Todavia, o autor identificou correlação nos resíduos, o que faz com que as estimativas não sejam eficientes, lançando dúvida sobre a significância estatística das mesmas. Na suspeita de que esse resultado contraditório seja devido à instabilidade dos parâmetros no tempo, ROOS (2001) realiza uma estimação para 1992 e outra para 1996. Entretanto, esta solução implica a ausência de controle para os efeitos não observados omitidos da equação, o que pode acarretar uma estimação enviesada dos parâmetros. De todo modo, a correlação serial dos resíduos se manteve na estimação separada por recorte temporal e o valor estimado para os parâmetros foi praticamente idêntico nos dois períodos. Por trabalhar com um recorte geográfico tão reduzido, nos parece que o problema da correlação residual de ROOS (2001) seja apenas uma dependência espacial não modelada, suspeita essa não levantada ou verificada pelo autor.

ROOS (2001), diferentemente de BRAKMAN *et al.* (2000), conclui que aparentemente o arcabouço teórico da NGE não é adequado para compreender os diferenciais salariais na Alemanha Ocidental. Após outros vários testes, apenas o salário de profissionais qualificados estaria relacionado ao mercado potencial, segundo o autor. Entretanto, ao utilizar os mesmos métodos de estimação de HANSON (1998), com agregação das variáveis independentes e a exclusão do mercado interno, ROOS (2001) adota também os mesmos problemas do trabalho no qual se baseou, o que prejudica a análise da adequação do arcabouço teórico da NGE à realidade alemã.

Por sua vez, MION (2003) busca estimar os parâmetros da função de mercado potencial derivada da NEG para as 103 províncias italianas no período de 1991 a 1998. Assim como os demais, o autor se baseia no modelo proposto por HELPMAN (1995), uma vez que este propõe um padrão menos acentuado de concentração da atividade econômica, o que seria mais condizente com a distribuição espacial da produção. Um avanço importante alcançado por MION (2003) é a preocupação com o rigor dos métodos de estimação, visando tratar os problemas advindos da endogeneidade e correlação espacial dos dados.

Assim como ROOS (2001), MION (2003) alega que os salários são definidos na Europa de um modo muito centralizado e que é pequena a mobilidade da mão-de-obra. Por isso, o autor propõe a substituição da variável salário nominal pelo produto interno bruto, subtraídos os gastos fixos medidos na forma de gastos com aluguéis, e dividido pela população ativa. A variável obtida para substituir os salários nominais seria então uma *proxy* para a remuneração média de todos os fatores móveis, incluindo lucros, sendo assim apenas indiretamente relacionada ao salário das províncias.

Buscando incorporar em sua análise as dimensões tempo e espaço, MION (2003) adota o método de estimação de dados em painel dinâmico de acordo com a metodologia proposta por ARELLANO e BOND (1991) e ANSELIN e KELEJIAN (1997). O modelo estimado pelo autor se difere da equação (9) estimada por HANSON (1998) apenas no tratamento dado à variável de distância e pela inclusão dos sub-escritos t , que indicam os períodos do painel de dados:

$$\ln(w_{i,t}) = \alpha + \sigma^{-1} \log \left[\sum_k Y_{k,t}^{\frac{\sigma(\mu-1)+1}{\mu}} H_{k,t}^{\frac{(1-\mu)(\sigma-1)}{\mu}} w_{k,t}^{\frac{\sigma-1}{\mu}} + \theta d_{i,k}^{-1} \right] + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

em que o índice i corresponde às províncias e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo aleatório, sobre o qual se assume a ausência de correlação inter-temporal.

Para resolver o problema da endogeneidade, MION (2003) adota o método de estimação por variáveis instrumentais. Dessa forma, o autor pode manter todas suas variáveis em um mesmo recorte geográfico, não sendo necessária a agregação realizada por HANSON (1998). Todavia, para comparar os dois métodos, o de variáveis instrumentais e a agregação das variáveis independentes, o autor realiza estimações com ambas as formas.

Assim, o autor permanece com um problema: a combinação de uma modelagem não linear com endogeneidade e instrumentalização de variáveis. Portanto, MION (2003) opta por linearizar seu modelo (10), o que, acrescentando as *dummies* de tempo e a *lag* temporal de $\ln(w_{i,t})$ resulta em:

$$\ln(w_t) = i \text{ dum}_t + \ln(w_{t-1})A + W\bar{Y}_t B_1 + W\bar{H}_t B_2 + W\bar{w}_t B_3 + \varepsilon_t \quad (11)$$

em que W é a matriz de pesos espaciais composta pelo inverso das distâncias entre as províncias, *dum* são as *dummies* de tempo e i é um vetor de unidades.

Em resumo, o que MION (2003) apresenta é uma estimação da equação (10) utilizando o método de mínimos quadrados não lineares com agregação das variáveis independentes tal qual HANSON (1998), e também pelo método de variáveis instrumentais, à guisa de comparação, buscando identificar os problemas advindos da não homogeneidade no recorte geográfico. Ademais, para possibilitar o uso do método de painel dinâmico proposto por ARELLANO e BOND (1991) visando tratar corretamente o problema da endogeneidade, foi necessária a linearização da equação (11).

Os resultados encontrados por MION (2003) usando a metodologia de HANSON (1998) são bastante similares aos deste último. Entretanto, a comparação com os resultados do método por variáveis instrumentais sugere que a agregação das variáveis independentes causava viés e perda de eficiência nas estimações dos parâmetros.

As estimações realizadas pelo método de dados em painel apresentaram parâmetros com comportamento de acordo com o previsto pela NGE, respeitando seus sinais e intervalos. A estimativa da elasticidade de substituição σ foi igual a 3,43, um valor bem inferior ao de HANSON (1998), mas que seria mais condizente com a realidade. O modelo teórico de HELPMAN (1995) abrange apenas dois setores, um de bens comercializáveis e outro de não comercializáveis, o que agrega, como exemplifica MION (2003), de carros a sapatos em um mesmo setor, de modo que não seria realista esperar um valor elevado de elasticidade de substituição entre estes bens. Já a razão $\sigma/(\sigma-1)$, equivalente à razão entre o preço e o custo marginal da produção, teve um valor estimado elevado – 1,41 – o que implicaria um acréscimo das firmas de cerca de 40% sobre seus custos marginais. Segundo MION (2003), tal inconsistência com o senso comum seria devido às simplificações adotadas por HELPMAN (1995).

Assim, as estimativas de MION (2003) utilizando dados das províncias italianas corroboram o arcabouço teórico proposto pela NGE, indicando uma forte atuação das conexões inter-regionais de demanda. Entretanto, ao nosso ver, a busca pelo rigor econométrico na tentativa de estimar todos os parâmetros propostos pelo já pouco realista modelo de KRUGMAN (1991) demandou um grande número de hipóteses e ajustes que afastaram ainda mais a modelagem da realidade e tornaram a interpretação dos resultados ainda mais complexa. Como veremos mais adiante, modelagens mais simples que se atêm às idéias centrais da NGE, como FINGLETON (2006a), obtiveram resultados mais interessantes e por isso nos parecem mais adequadas.

NIEBUHR (2004) encontra evidências para a elevação dos salários regionais de acordo com seus mercados potenciais em 158 regiões da Europa². O trabalho apresenta dois modelos principais para testar a adequação empírica da teoria de uma estrutura espacial de salários. No primeiro, o índice de preços regionais é estimado de acordo com a condição de equilíbrio de igualação dos salários reais:

$$\log(w_j) = \theta + \frac{1}{\sigma} \log \left(\sum_{i=1}^J Y_i w_i^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{ij}} \right) + \varepsilon_j \quad (12)$$

No segundo, o autor assume que não há diferenciação no nível de preços entre as regiões, visando prescindir da necessidade de dados sobre os preços regionais. O segundo modelo de NIEBUHR (2004) se aproxima dos mais comumente estimados pela literatura empírica da NGE, sendo similar à equação (8), estimada inicialmente por HANSON (1998):

$$\log(w_j) = \alpha_0 + \alpha_1 \log \left(\sum_{i=1}^J Y_i e^{-\alpha_2 d_{ij}} \right) + \varepsilon_j \quad (13)$$

O autor ainda acrescenta à equação (13) algumas variáveis de controle buscando capturar os efeitos de outros fatores que, além do mercado potencial, influenciam a localização da atividade produtiva, como amenidades locais, composição setorial da economia regional e qualificação da mão-de-obra. Além dessas variáveis de controle, o autor inclui uma medida de densidade populacional, o que acrescenta ao seu modelo um ingrediente usualmente adotado pelos métodos de Economia Urbana; e *dummies* de

² Uma limitação das estimações de NIEBUHR (2004) é a ausência de dados sobre o poder de compra de países do centro e leste europeus. A falta dessas informações faz com que autor limite o mercado potencial das regiões analisadas apenas à porção oeste do continente.

países junto ao fator que mede dos custos de transporte, buscando captar o efeito exógeno das fronteiras entre as entidades nacionais sobre a relação entre os mercados potenciais e os salários.

NIEBUHR (2004) adota os cuidados usuais na estimação de seus modelos. Visando mitigar os efeitos de possíveis variáveis não observadas constantes no tempo, o autor executa suas estimações em primeira diferença. Ademais, com o objetivo de evitar os problemas causados pela endogeneidade entre os salários e o mercado potencial, além do método de Mínimos Quadrados Não-Lineares, adota também o método não linear por variáveis instrumentais. Além destes, NIEBUHR (2004) estima ainda modelos considerando uma possível correlação espacial dos resíduos.

As estimativas para seu primeiro modelo, representado pela equação (12), resultam em estimações controversas para os parâmetros, não condizentes com a teoria da NGE ou não estatisticamente diferentes de zero.

Já os resultados encontrados para a segunda estimação, similar à realizada por HANSON (1998), apresentaram sinais e valores estimados bem comportados para os parâmetros, com os sinais esperados e respeitando os limites impostos pela teoria. Entretanto, o valor estimado da elasticidade de substituição entre os produtos manufaturados foi ainda maior que o encontrado por HANSON (1998), chegando a 12,01, o que parece, a nós e a MION (2003), pouco condizente com a realidade. Quanto maior a elasticidade de substituição, mais os consumidores consideram as diversas variedades de produtos como similares, ou seja, mais indiferentes seriam entre sapatos e carros, por exemplo.

Em resumo, os resultados de NIEBUHR (2004) corroboram a proposta de uma estrutura espacial dos salários e, em contraste com HANSON (1998), sugerem uma redução dos efeitos das conexões de demanda ao longo da década dos 90. A partir de suas estimações, NIEBUHR (2004) conclui que assumir o mesmo nível de preços entre as regiões é uma melhor saída para a ausência de dados de preços regionais, hipótese esta que também adotamos nesse trabalho³.

³AZZONI, CARMO *et al.* (2000) apresentam o cálculo de um índice de custo de vida comparativo para as principais regiões metropolitanas brasileiras. Entretanto, uma vez que utilizamos neste trabalho dados municipais, a adoção deste indicador é inviável. Portanto, assim como NIEBUHR (2004), consideramos como melhor opção a suposição irrealista de igualdade nos índices de preços à hipótese de equilíbrio de longo prazo e igualação dos salários reais.

Já o trabalho de FINGLETON (2006a) confronta as hipóteses da teoria neoclássica de convergência condicional com as da NGE buscando explicação para os diferenciais de produto *per capita* de 77 países ao longo dos anos 70, 80, 90 e 2000. Utilizando modelagem artificialmente aninhada e erro espacial auto-regressivo e de média móvel, o autor encontra indícios de verificação empírica de ambos os arcabouços teóricos. Todavia, conclui que a NGE seria mais eficiente para compreender os diferenciais salariais. A abordagem proposta por FINGLETON (2006a) nos parece ser a que melhor equilibra rigor metodológico e simplificação teórica, combinação que resulta em resultados consistentes e de fácil interpretação. Portanto, apresentamos mais detalhes do método usado pelo autor na próxima seção, quando detalhamos também nossa proposta de abordagem da equação salarial da NGE para verificação da relação entre os salários nominais e os mercados potenciais nos municípios brasileiros entre 1980 e 2000.

Ainda são raros os trabalhos que, como este, possuem como foco o arcabouço teórico da Nova Geografia Econômica e investigam sua verificação empírica para o Brasil. Segundo FUJITA e MORI (2005), diversos trabalhos estão relacionados à NGE, todavia poucos tratam especificamente da NGE. Os poucos trabalhos que tratam da realidade brasileira à luz da Nova Geografia Econômica abordam temas complementares ao de nosso interesse. FIGUEIREDO (2002) analisa o efeito das economias de escala sobre a distribuição das atividades produtivas entre os estados brasileiros à luz da NGE, em um contexto de custos de transportes decrescentes. BATISTA DA SILVA e SILVEIRA NETO (2005) também utilizam o arcabouço da NGE na tentativa de identificação do papel que os diversos tipos de economias de aglomeração exercem sobre o crescimento do emprego industrial brasileiro. Já SOUZA (2007) busca investigar os fatores aglomerativos que influenciam na localização da atividade produtiva, compreendendo como fatores aglomerativos os encadeamentos para frente e para trás propostos pela NGE e a densidade do mercado de trabalho de modo similar à Economia Urbana, dentre outros fatores geradores de economias externas. Entretanto, nenhum destes busca identificar a relação entre o mercado potencial e o preço do fator trabalho, objeto deste trabalho.

Uma exceção é o trabalho de PAILLACAR (2007), que estima a relação entre os salários nominais e o mercado potencial entre os estados brasileiros com dados de 1999. Em seu trabalho, o mercado potencial é calculado por meio de estimativas de fluxos de comércio. O autor sugere que a influência do mercado potencial sobre os salários

nominais nos estados brasileiros é significativa ainda que sejam contabilizados atributos individuais. Todavia, a adoção de uma escala geográfica tão abrangente para uma análise regional, como é o caso dos estados brasileiros, faz com que a hipótese teórica de mobilidade dos trabalhadores seja de difícil compatibilidade com a realidade e que a natureza das externalidades e economias de aglomeração se perca com a agregação dos dados. Nas palavras de MION (2003): “(...) [*the geographical reference unit*] *should not be too large in order to account for the nature of externalities that the model wants to capture*”. Assim, com o recorte geográfico municipal que adotamos neste trabalho buscamos evidenciar as externalidades econômicas em um contexto em que a mobilidade de trabalhadores possui poucos obstáculos.

1.3 PROPOSTA DE ABORDAGEM DA EQUAÇÃO SALARIAL DA NGE

Tomando como base a evolução dos trabalhos que visam testar a verificação empírica do arcabouço da NGE, a metodologia por nós adotada tem como inspiração principal o trabalho de FINGLETON (2006a), que apresenta uma abordagem teoricamente simplificada e metodologicamente complexa, visando mitigar os principais problemas econométricos comuns em estimações com dados regionais, sem com isso perder a capacidade de interpretação direta dos resultados.

Como afirmam FUJITA *et al.* (2002), o modelo Dixit-Stiglitz se baseia em hipóteses irrealistas, ainda que bastante simplificadoras. Por conseqüência, os modelos da NGE também carecem de maior aproximação à realidade. A literatura empírica da NGE busca contornar essa carência através da adoção de outras variáveis de análise e de controle à equação salarial simplificada. Visando injetar uma dose extra de realismo nas equações de determinação do salário nominal (6), FINGLETON (2006a) supõe que os salários dependem também do nível de eficiência da força de trabalho. Inserindo o efeito causado pela eficiência da força de trabalho (X_r) sobre salário nominal, podemos re-escrever (6):

$$\begin{aligned}
 w_r^M &= \left[\sum_s Y_s (G_s^M)^{\sigma-1} T_{Mrs}^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{\sigma}} X_r^M \\
 w_r^A &= \left[\sum_s Y_s (G_s^A)^{\eta-1} T_{Ars}^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{\eta}} X_r^A
 \end{aligned}
 \tag{14}$$

Se assumirmos custos de transporte, índices de preço e elasticidade de substituição iguais entre os setores competitivo e de concorrência monopolística, temos:⁴.

$$w_r = \left[\sum_s Y_s (G_s)^{\sigma-1} T_{rs}^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{\sigma}} X_r \quad (14b)$$

Representando o mercado potencial por $P_r = \sum_s Y_s (G_s)^{\sigma-1} T_{rs}^{1-\sigma}$, temos:

$$w_{rt} = P_{rt}^{1/\sigma} X_{rt} \quad (15)$$

Como se pode perceber, acrescentamos à equação (15) o índice t para contemplar os efeitos provocados pela migração de mão-de-obra, seguindo FINGLETON (2006a). Ao acrescentar o índice de tempo, visamos considerar em nossas estimações o efeito das migrações sobre o nível de renda, índices de preços e mercado potencial em cada região. Tal modificação, aparentemente simples, esconde um grande desvio em relação à teoria formal da NGE. Uma vez que assumimos a possibilidade de migração da mão-de-obra agrícola estamos assumindo a possibilidade de alteração de sua concentração ϕ_r ao longo do tempo, concentração esta que é mantida constante pela NGE⁵.

Assim como FINGLETON (2006a), assumimos a heterogeneidade regional da eficiência do trabalho como oriunda de diferentes níveis de escolaridade (S_1) e alfabetização (S_2) dos adultos com mais de 25 anos, o que nos permite apreciar os efeitos da escolaridade e o efeito adicional do primeiro ano de estudo.

$$\ln X_t = b_0 + b_1 \ln S_{1t} + b_2 \ln S_{2t} + \xi_t \quad (16)$$

$$\xi_t \sim N(0, \Omega_t^2)$$

⁴ Tais hipóteses consistem um desvio da realidade. Todavia, com a recente evolução dos mercados, precipuamente o agropecuário, acreditamos que esse desvio é de pequenas proporções. Ademais, procuramos minimizar os erros de medida provenientes dessas suposições através da metodologia adotada.

⁵ Manter ϕ_r constante no tempo, compreendendo apenas a possibilidade de especialização na produção agrícola e não de concentração ou variação na proporção de mão-de-obra agrícola contida em cada região permitiu à NGE escapar de um grande debate na literatura de desenvolvimento econômico. Tal debate, preconizado por LEWIS (1969), trata da migração inter-setorial de trabalhadores e das características de uma economia dual. Cientes das implicações das hipóteses simplificadoras que aqui fazemos, tal debate de elevada complexidade foge do escopo deste trabalho e não será aqui contemplado. Portanto, assim como a teoria formal da NGE, consideramos nesse trabalho a concentração da mão-de-obra do setor de concorrência perfeita como constante.

em que X_t , S_{1t} , S_{2t} e ξ_t são vetores e b_0 , b_1 , b_2 e Ω são parâmetros escalares.

Desta forma, substituindo (16) em (15), transformada em logaritmos, temos a equação estendida dos salários nominais:

$$\ln w_t = \frac{1}{\sigma} \ln P_t + b_0 + b_1 \ln S_{1t} + b_2 \ln S_{2t} + \xi_t \quad (17)$$

Pela teoria da NGE, o equilíbrio se dá quando as migrações de mão-de-obra são cessadas, o que seria consequência da igualação dos salários reais entre as regiões, considerando mobilidade do fator trabalho. Nesta situação de equilíbrio, a atividade econômica do setor de concorrência monopolística pode se encontrar dividida simetricamente entre as diversas regiões, ou concentrada em uma ou mais regiões, seguindo uma dinâmica centro-periferia, de acordo com os parâmetros de elasticidade de substituição entre as variedades, custo de transporte e proporção do dispêndio em bens manufaturados.

A análise para o espaço contínuo de FUJITA *et al.* (2002) demonstra que a frequência de concentração, ou o número de regiões que concentrarão a atividade econômica, será tal que se tenha a maximização da variação do salário real em resposta a variações infinitesimais do índice de concentração λ . Ou seja, a frequência de equilíbrio é determinada pelo máximo de $\delta_\omega / \delta_\lambda$.

Assim, pela NGE, existe a possibilidade de igualação ou não do nível de produção *per capita* em equilíbrio, seja de acordo com: i) o chamado ponto de sustentação da estrutura centro-periferia, a partir do qual a aglomeração simétrica se torna um equilíbrio estável; ii) ou de acordo com o ponto de ruptura da distribuição simétrica da atividade produtiva, a partir do qual a simetria da aglomeração se torna um equilíbrio instável e prevalece a estrutura centro-periferia. Independentemente de o equilíbrio se dar em um contexto de centro-periferia ou simetria, a NGE prevê que a migração de mão-de-obra só cessará com a igualação dos salários reais no longo prazo.

Uma vez que nosso foco é a determinação dos salários nominais, deixaremos de lado a questão da igualação dos salários reais no longo prazo e nos focaremos no curto prazo, considerando índices de preços iguais entre as regiões ainda que na presença de diferenciais salariais.

A estimação do modelo proposto foi baseada em dados dos municípios brasileiros no período 1980-2000, dos quais tratamos melhor no terceiro capítulo. Para que tivéssemos uma estimação adequada aos dados e às hipóteses assumidas neste trabalho, adotamos o método de dados em painel com componentes do erro espacialmente e temporalmente correlacionados. Com este método visamos mitigar principalmente os efeitos advindos da adoção de hipóteses simplificadoras como a igualdade dos índices de preços entre as regiões, do custo de transporte e da elasticidade de substituição entre os diferentes setores da economia. Ao considerarmos a presença de um componente constante no tempo e outro aleatório nos resíduos para cada unidade espacial, a omissão de variáveis explicativas é controlada. Ademais, com o método avançamos na consideração da influência espacial nas estimações.

Capítulo 2

2 Método de estimação de dados em painel com componentes do erro espacialmente e temporalmente correlacionados

A análise de dados em painel traz para este trabalho benefícios que vão além da simples elevação nos graus de liberdade. Com a análise de dados em painel podemos controlar os efeitos fixos no tempo (*time-invariant*) específicos de cada região sobre o salário nominal, principalmente aqueles efeitos não-observados, omitidos em nosso modelo.

Mais que isso, com a análise espacial dos erros identificamos o efeito dos possíveis transbordamentos, i.e. *spillovers*, que podem acontecer entre as regiões ao longo do período analisado. Para tal, nos baseamos na metodologia desenvolvida por KAPOOR *et al.* (2007) e FINGLETON (2006a).

KAPOOR *et al.* (2007) apresentam um modelo de dados em painel com componentes do erro correlacionados tanto espacialmente quanto temporalmente. Segundo os autores, os modelos espaciais que consideram alguma medida de distância entre os indivíduos analisados utilizam, em geral, alguma modelagem análoga à apresentada em CLIFF e ORD (1973, 1981). Todavia, os autores argumentam que até mesmo a forma mais simples de estimação dos modelos do tipo Cliff-Ord apresentam problemas computacionais substanciais quando o número de indivíduos é grande.

Portanto, baseados nas generalizações do Método de Momentos Generalizados (GMM) de KELEJIAN e PRUCHA (1998, 1999), KAPOOR *et al.* (2007) apresentam uma modelagem para dados em painel envolvendo um termo de perturbação espacialmente auto-regressivo em primeira ordem, cujas inovações possuem uma estrutura de componente do erro. Através de três estimadores GM (*Generalized Moments*), que correspondem a esquemas alternativos de ponderação para os momentos, a especificação dos autores permite perturbações potencialmente autocorrelacionadas no tempo e no espaço, além de heterocedásticas. Deste modo, tem-se que os atributos de cada localidade no tempo t são potencialmente influenciados pelos atributos das localidades vizinhas, ou seja, pelo contexto regional em que a localidade está inserida. Além disso, tais atributos podem ainda ser influenciados por características locais constantes no tempo mas não compreendidas no modelo. Assim, o modelo considera

não somente o contexto regional em que a localidade está inserida, como também suas especificidades locais. Ou seja, a modelagem proposta por KAPOOR *et al.* (2007) compreende tanto as vantagens advindas dos modelos de erro espacial como da modelagem de dados em painel. Os autores definem também estimadores de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (FGLS) para os parâmetros da regressão, baseados em transformação do tipo Cochrane-Orcutt.

2.1 O MODELO BÁSICO GENÉRICO

Uma vez que modelagem proposta por KAPOOR *et al.* (2007) considera uma regressão linear de dados em painel que permite a correlação das perturbações tanto espacialmente como ao longo do tempo, os autores assumem que em cada período do tempo t os dados são gerados de acordo com a seguinte especificação:

$$y_N(t) = X_N(t)\beta + u_N(t) \quad (18)$$

em que N indica a localidade; $y_N(t)$ é um vetor $N \times 1$ de observações da variável dependente no tempo t ; $X_N(t)$ é uma matriz $N \times K$ de regressores que pode conter o termo constante; β é o vetor $K \times 1$ correspondente aos parâmetros da regressão e $u_N(t)$ denota o vetor $N \times 1$ das perturbações geradas por um processo de erro aleatório.

Para modelar a dependência espacial das perturbações, considera-se o processo auto-regressivo espacial de primeira ordem para cada período do tempo:

$$u_N(t) = \rho W_N u_N(t) + \varepsilon_N(t) \quad (19)$$

em que W_N é uma matriz $N \times N$ de pesos constantes independentes de t ; ρ é um parâmetro escalar auto-regressivo e $\varepsilon_N(t)$ é um vetor $N \times 1$ de inovações no período t .

Considerando análise transversal dos dados (i.e. análise com dados empilhados), tem-se de (18) e (19):

$$\begin{aligned} y_N &= X_N \beta + u_N \\ u_N &= \rho(I_T \otimes W_N)u_N + \varepsilon_N \end{aligned} \quad (20)$$

em que I_T é uma matriz identidade $T \times T$.

Diferentemente de grande parte da literatura tradicional de modelos de dados em painel, KAPOOR *et al.* (2007) realizam o agrupamento dos dados de acordo com os

períodos de tempo e não com as unidades espaciais. Usando os termos de BALTAGI (2005, p.11), o agrupamento é feito tendo como índice mais lento o de tempo e índice mais rápido o de indivíduos. Tal forma, segundo os autores, é mais conveniente para modelar a correlação espacial via (19).

Para permitir a correlação das inovações ao longo do tempo, assume-se a seguinte estrutura de componentes do erro para o vetor de inovações ε_N :

$$\varepsilon_N = (e_T \otimes I_N)\mu_N + v_N \quad (21)$$

em que e_T é um vetor de unidades de dimensão $T \times 1$, μ_N representa o vetor dos componentes do erro específicos de cada localidade e v_N contém os componentes do erro que variam espacial e temporalmente.

Deste modo, as inovações são autocorrelacionadas no tempo, mas não são espacialmente correlacionadas entre as localidades. Em notação escalar, a equação (21) pode ser escrita como:

$$\varepsilon_{it,N} = \mu_{i,N} + v_{it,N} \quad (22)$$

Tal especificação corresponde ao modelo de componente de erro de uma via para as perturbações (i.e. *one-way error component regression model*), que é o modelo adotado na maior parte das aplicações de dados em painel, de acordo com BALTAGI (2005). Neste tipo de modelagem, $\mu_{i,N}$ representa os efeitos individuais específicos não observados, ou seja, é um termo não incluído na regressão constante em qualquer período do tempo específico de cada localidade. Já o termo $v_{it,N}$ varia ao longo do tempo e dos indivíduos e pode ser pensado como o termo de erro usual de regressões (BALTAGI, 2005). Como na modelagem de dados em painel tradicional, o termo resultante $\varepsilon_{it,N}$ é autocorrelacionado no tempo, mas não no espaço. É a soma do termo de inovações ε_N com a ponderação espacial das perturbações $\rho(I_T \otimes W_N)u_N$ que vai resultar em um termo de erro com componentes correlacionados no tempo e no espaço (20).

Conforme a equação (20), o termo de erro final considera interações espaciais também nos atributos locais específicos constantes no tempo, $\mu_{i,N}$, e não somente no termo de erro aleatório, $v_{it,N}$. Essa característica é uma das principais inovações da

modelagem de KAPOOR *et al.* (2007) em relação a outros métodos que também consideram especificações de componentes do erro em um contexto de dados espaciais, como BALTAGI *et al.* (2003) e BALTAGI e LI (2004). Assim como ANSELIN (1988), tais trabalhos adotam a seguinte modelagem para o termo de erro:

$$\begin{aligned} u_{it,N} &= \mu_{i,N} + \varepsilon_{it,N} \\ \varepsilon_{it,N} &= \rho W_N \varepsilon_{it,N} + v_{it,N} \end{aligned} \quad (23)$$

Desta forma, tais autores restringem a interação espacial ao termo aleatório do erro variável no tempo e no espaço, fazendo com que a autocorrelação espacial seja independente da heterogeneidade espacial, ou seja, das especificidades de cada unidade espacial constantes no tempo. Já a modelagem de KAPOOR *et al.* (2007), ao assumir a interação espacial após o cálculo da heterogeneidade local ($\mu_{i,N}$), permite que também essa seja passível de influência de seu contexto regional, i.e., das unidades espaciais definidas como vizinhas de acordo com W_N .

Resolvendo o vetor de perturbação em termos do vetor de inovações, tem-se:

$$\begin{aligned} u_N(t) &= (I_N - \rho W_N)^{-1} \varepsilon_N(t) \\ y_N(t) &= X_N(t)\beta + (I_N - \rho W_N)^{-1} \varepsilon_N(t) \end{aligned}$$

ou, em análise transversal:

$$\begin{aligned} u_N &= [I_T \otimes (I_N - \rho W_N)^{-1}] \varepsilon_N \\ y_N &= X_N \beta + [I_T \otimes (I_N - \rho W_N)^{-1}] \varepsilon_N \end{aligned} \quad (24)$$

Assume-se então que $E(u_N) = 0$ e $E(u_N u_N') = \Omega_{u,N}$. Assim, caso $\rho > 0$, as perturbações são espacial e temporalmente correlacionadas e:

$$E[u_N(t)u_N'(t)] = (\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2)(I_N - \rho W_N)^{-1}(I_N - \rho W_N')^{-1} \quad (25)$$

em que σ_μ^2 representa a variância do componente do erro μ_N e σ_v^2 representa a variância do componente do erro v_N .

Cabe ressaltar que os autores assumem as hipóteses comuns a modelos de regressão com dados espaciais, como a necessidade de que: i) os elementos da diagonal da matriz de pesos W_N sejam nulos, o que implica uma localidade não ter nenhum grau de vizinhança consigo mesma; ii) a matriz $I_N - \rho W_N$ seja não singular, de modo que

exista sua inversa; e iii) $|\rho| < 1$. Além disso, outra restrição em relação à matriz de pesos W_N é que ela seja esparsa, i.e., cada localidade tenha um número limitado de vizinhos e seja vizinha de um número limitado de localidades. Essa hipótese pode ser satisfeita ainda que a matriz não seja de fato esparsa, mas que seus elementos possuam valores decrescentes à medida que a amostra aumenta. Ou seja, quanto maior a amostra, maior deve ser a “velocidade” em que a distância entre as localidades aumenta. Em nosso trabalho, cuidamos para que não só a matriz seja esparsa, mas que também seus elementos possuam valores decrescentes à medida que a amostra aumenta, conforme (45).

Ademais, a partir de (22), assumindo-se hipóteses comuns a modelos de regressão, tem-se que $E(\varepsilon_{it,N}) = 0$ e:

$$E(\varepsilon_{it,N} \varepsilon_{js,N}) = \begin{cases} \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2 & \text{se } i = j; t = s \\ \sigma_\mu^2 & \text{se } i = j; t \neq s \\ 0 & \text{se } i \neq j \end{cases}.$$

A matriz de variâncias e covariâncias de ε_N é definida como:

$$\begin{aligned} \Omega_{\varepsilon,N} &= E(\varepsilon_N \varepsilon_N') = \sigma_\mu^2 (J_T \otimes I_N) + \sigma_v^2 I_{NT} \\ &= \sigma_v^2 Q_{0,N} + \sigma_1^2 Q_{1,N} \end{aligned} \quad (26)$$

em que $\sigma_1^2 = \sigma_v^2 + T\sigma_\mu^2$, J_T é uma matriz $T \times T$ de unidades e $Q_{0,N}$ e $Q_{1,N}$ são matrizes de transformação padrão, ajustadas devido ao método de agrupamento de dados adotado.

$Q_{0,N}$ e $Q_{1,N}$ são definidas como:

$$\begin{aligned} Q_{0,N} &= \left(I_T - \frac{J_T}{T} \right) \otimes I_N \\ Q_{1,N} &= \frac{J_T}{T} \otimes I_N \end{aligned} \quad (27)$$

Tais matrizes possuem as seguintes características: (i) são simétricas e idempotentes, o que implica $Q_{i,N} = Q_{i,N}' = (Q_{i,N})^2$, $rank(Q_{1,N}) = tr(Q_{1,N}) = N$ e $rank(Q_{0,N}) = tr(Q_{0,N}) = N(T-1)$, já que o posto de uma matriz idempotente é igual ao seu traço; (ii) são ortogonais entre si, de modo que seu produto é zero; e (iii) sua soma é

igual a uma matriz identidade de ordem NT . Na verdade, quaisquer duas hipóteses de (i), (ii) e (iii) implicariam na terceira (BALTAGI, 2005).

A função da matriz $Q_{0,N}$ é extrair a média amostral específica de determinada variável original de cada unidade espacial. Se considerarmos, a título de exemplo, a transformação do vetor ε_N por $Q_{0,N}$ teríamos $Q_{0,N}\varepsilon_N$. O elemento de posição (i,t) da

matriz $Q_{0,N}\varepsilon_N$ seria igual a $\varepsilon_{it,N} - \hat{\varepsilon}_{i..N}$, em que $\hat{\varepsilon}_{i..N} = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it,N}}{T}$. Ou seja, o elemento de posição (i,t) da matriz $Q_{0,N}\varepsilon_N$ equivaleria ao desvio da inovação de i no tempo t em relação à média das inovações de i . Desse modo, a transformação do vetor ε_N em $Q_{0,N}\varepsilon_N$ eliminaria o componente do erro específico da unidade espacial i . Já a matriz de transformação $Q_{1,N}$ é responsável por manter apenas o valor desse componente do erro específico, ou seja, sua média ao longo do tempo. Portanto, o elemento de posição (i,t) da matriz $Q_{1,N}\varepsilon_N$ seria igual a $\hat{\varepsilon}_{i..N}$. Fica fácil perceber partir de (27) que $Q_{0,N} = I_{NT} - Q_{1,N}$, o que facilita a computação de $Q_{0,N}$.

Para obter estimativas consistentes para os parâmetros desconhecidos ρ , σ_v^2 e σ_1^2 , KAPOOR *et al.* (2007) definem seis condições de momentos, que resultam em três estimadores GM para esses parâmetros. Em um primeiro estágio, apenas quatro das condições de momentos são utilizadas para que se chegue a estimativas iniciais de ρ , σ_v^2 e σ_1^2 , chamadas de estimativas não ponderadas $\tilde{\rho}$, $\tilde{\sigma}_v^2$ e $\tilde{\sigma}_1^2$. Em seguida, $\tilde{\sigma}_v^2$ e $\tilde{\sigma}_1^2$ são utilizados para formular os outros dois estimadores GM: o segundo a partir de ponderação completa e o terceiro parcialmente ponderado.

A definição de um terceiro estimador, parcialmente ponderado, tem como motivação principal a simplificação computacional de todo o processo, já que a estimação da matriz de ponderação completa envolve cálculos de ordem de até $O(n^3)$. Diferentemente do método de ponderação completa, o processo de estimação parcialmente ponderado atribui a mesma ponderação às três primeiras condições de momentos e uma única outra ponderação para as demais condições. Ainda que a amostra que utilizamos em nosso trabalho seja de $N=3930$, o que implica enorme demanda computacional, optamos pelo método de estimação de ponderação completa. Portanto, trataremos aqui apenas dos dois primeiros estimadores GM.

2.2 AS CONDIÇÕES DE MOMENTO

As condições de momento são, para $T \geq 2$:

$$E \begin{bmatrix} \frac{1}{N(T-1)} \varepsilon'_N Q_{0,N} \varepsilon_N \\ \frac{1}{N(T-1)} \bar{\varepsilon}'_N Q_{0,N} \bar{\varepsilon}_N \\ \frac{1}{N(T-1)} \bar{\varepsilon}'_N Q_{0,N} \varepsilon_N \\ \frac{1}{N} \varepsilon'_N Q_{1,N} \varepsilon_N \\ \frac{1}{N} \bar{\varepsilon}'_N Q_{1,N} \bar{\varepsilon}_N \\ \frac{1}{N} \bar{\varepsilon}'_N Q_{1,N} \varepsilon_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_v^2 \\ \sigma_v^2 \frac{1}{N} \text{tr}(W'_N W_N) \\ 0 \\ \sigma_1^2 \\ \sigma_1^2 \frac{1}{N} \text{tr}(W'_N W_N) \\ 0 \end{bmatrix} \quad (28)$$

em que $\bar{\varepsilon}_N = (I_T \otimes W_N) \varepsilon_N$.

KAPOOR *et al.* (2007) ressaltam que, caso os dados se resumam a apenas um período do tempo ($T = 1$), a especificação de seu modelo é reduzida ao tradicional modelo Cliff-Ord espacial auto-regressivo de primeira ordem [AR(1)], já que nesse caso $Q_{0,N} = 0$ e as três primeiras condições de momento perdem significado.

Pelas condições 1 e 4, fica fácil perceber que se o vetor de inovações ε_N fosse observado, os estimadores para as variâncias σ_v^2 e σ_1^2 seriam, respectivamente, $\frac{1}{N(T-1)} \varepsilon'_N Q_{0,N} \varepsilon_N$ e $\frac{1}{N} \varepsilon'_N Q_{1,N} \varepsilon_N$. A terceira e sexta condições garantem a independência espacial das inovações.

Considerando $\bar{u}_N \equiv (I_T \otimes W_N) u_N$ e $\bar{\bar{u}}_N \equiv (I_T \otimes W_N) \bar{u}_N$, de (20) tem-se que:

$$\begin{aligned} \varepsilon_N &= u_N - \rho(I_T \otimes W_N) u_N = u_N - \rho \bar{u}_N \\ \bar{\varepsilon}_N &= \bar{u}_N - \rho \bar{\bar{u}}_N \end{aligned} \quad (29)$$

Substituindo esses valores nas condições de momento (28), tem-se um sistema de seis equações envolvendo as variâncias dos termos u_N , \bar{u}_N e $\bar{\bar{u}}_N$, além dos parâmetros ρ , σ_v^2 e σ_1^2 . Considerando dados amostrais, em que $\tilde{\beta}$ é um estimador de β , tem-se:

$$\begin{aligned}
\tilde{u}_N &= y_N - X_N \tilde{\beta}_N \\
\tilde{u}_N &= (I_T \otimes W_N) \tilde{u}_N \\
\tilde{\tilde{u}}_N &= (I_T \otimes W_N) \tilde{u}_N = (I_T \otimes W_N^2) \tilde{u}_N
\end{aligned} \tag{30}$$

Assim, o sistema pode ser expresso como:

$$G_N[\rho, \rho^2, \sigma_v^2, \sigma_1^2]' - g_N = \xi_N(\rho, \sigma_v^2, \sigma_1^2) \tag{31}$$

em que $\xi_N(\rho, \sigma_v^2, \sigma_1^2)$ é um vetor de resíduos, cuja esperança matemática é zero,

e:

$$G_N = \begin{bmatrix} g_{11,N}^0 & g_{12,N}^0 & g_{13,N}^0 & 0 \\ g_{21,N}^0 & g_{22,N}^0 & g_{23,N}^0 & 0 \\ g_{31,N}^0 & g_{32,N}^0 & g_{33,N}^0 & 0 \\ g_{11,N}^1 & g_{12,N}^1 & 0 & g_{13,N}^1 \\ g_{21,N}^1 & g_{22,N}^1 & 0 & g_{23,N}^1 \\ g_{31,N}^1 & g_{32,N}^1 & 0 & g_{33,N}^1 \end{bmatrix}, \quad g_N = \begin{bmatrix} g_{1,N}^0 \\ g_{2,N}^0 \\ g_{3,N}^0 \\ g_{1,N}^1 \\ g_{2,N}^1 \\ g_{3,N}^1 \end{bmatrix}.$$

Admitindo o índice i como 0 ou 1, de acordo com o caso, tem-se que os componentes da matriz G_N e do vetor g_N são:

$$g_{11,N}^i = \frac{2}{N(T-1)^{1-i}} \tilde{u}'_N Q_{i,N} \tilde{u}_N$$

$$g_{12,N}^i = \frac{-1}{N(T-1)^{1-i}} \tilde{u}'_N Q_{i,N} \tilde{u}_N$$

$$g_{13,N}^i = 1$$

$$g_{21,N}^i = \frac{2}{N(T-1)^{1-i}} \tilde{\tilde{u}}'_N Q_{i,N} \tilde{\tilde{u}}_N$$

$$g_{22,N}^i = \frac{-1}{N(T-1)^{1-i}} \tilde{\tilde{u}}'_N Q_{i,N} \tilde{\tilde{u}}_N$$

$$g_{23,N}^i = \frac{1}{N} \text{tr}(W'_N W_N)$$

$$g_{31,N}^i = \frac{1}{N(T-1)^{1-i}} (\tilde{u}'_N Q_{i,N} \tilde{\tilde{u}}_N + \tilde{\tilde{u}}'_N Q_{i,N} \tilde{u}_N)$$

$$g_{32,N}^i = \frac{-1}{N(T-1)^{1-i}} \tilde{u}'_N Q_{i,N} \tilde{\tilde{u}}_N$$

$$g_{33,N}^i = 0$$

$$g_{1,N}^i = \frac{1}{N(T-1)^{1-i}} \tilde{u}'_N Q_{i,N} \tilde{u}_N$$

$$g_{2,N}^i = \frac{1}{N(T-1)^{1-i}} \tilde{u}'_N Q_{i,N} \tilde{\tilde{u}}_N$$

$$g_{3,N}^i = \frac{1}{N(T-1)^{1-i}} \tilde{u}'_N Q_{i,N} \tilde{\tilde{u}}_N$$

Como se pode perceber a partir de G_N , o produto da multiplicação da matriz G_N pelo vetor de parâmetros ρ , σ_v^2 e σ_1^2 – ou seja $G_N[\rho, \rho^2, \sigma_v^2, \sigma_1^2]'$ – resulta em seis equações das quais as três primeiras são independentes de σ_1^2 e as três últimas são independentes de σ_v^2 . Pode-se então reescrever a equação (31) empregando o índice $i = 0$ ou 1 de modo que:

$$\begin{aligned} G_N^0[\rho, \rho^2, \sigma_v^2]' - g_N^0 &= \xi_N^0(\rho, \sigma_v^2) \\ G_N^1[\rho, \rho^2, \sigma_1^2]' - g_N^1 &= \xi_N^1(\rho, \sigma_1^2) \end{aligned} \quad (32)$$

em que $\xi_N(\rho, \sigma_v^2, \sigma_1^2) = [\xi_N^0(\rho, \sigma_v^2)', \xi_N^1(\rho, \sigma_1^2)']'$.

2.3 OS ESTIMADORES GM

Como apresentado anteriormente, em um primeiro estágio, apenas quatro das condições de momentos são utilizadas para que se chegue a estimativas iniciais de ρ , σ_v^2 e σ_1^2 , chamadas de estimativas não ponderadas $\tilde{\rho}$, $\tilde{\sigma}_v^2$ e $\tilde{\sigma}_1^2$. Em particular, a estimação de $\tilde{\rho}$, $\tilde{\sigma}_v^2$ utiliza apenas as três primeiras equações de (31), atribuindo a mesma ponderação para os três primeiros momentos. De (32) tem-se que $G_N^0[\rho, \rho^2, \sigma_v^2]' - g_N^0 = \xi_N^0(\rho, \sigma_v^2)$. Como os elementos de G_N^0 e g_N^0 são observáveis a partir de uma regressão inicial $\tilde{u}_N = y_N - X_N \tilde{\beta}_N$, os estimadores $\tilde{\rho}$, $\tilde{\sigma}_v^2$ podem ser calculados através de uma regressão não-linear de g_N^0 em G_N^0 , tal que:

$$\begin{aligned} g_N^0 &= G_N^0[\underline{\rho}, \underline{\rho}^2, \underline{\sigma}_v^2]' + \xi_N^0(\underline{\rho}, \underline{\sigma}_v^2) \\ g_{i,N}^0 &= \tilde{\rho} g_{i1,N}^0 + \tilde{\rho}^2 g_{i2,N}^0 + \tilde{\sigma}_v^2 g_{i3,N}^0 + \xi_N^0(\underline{\rho}, \underline{\sigma}_v^2) \end{aligned} \quad (33)$$

em que $i = 1, 2, 3$, de acordo com as observações de cada uma das “variáveis”.

A não-linearidade advém da restrição imposta sobre os primeiros dessa regressão: $\underline{\rho}$ e $\underline{\rho}^2$. Dessa forma, os estimadores $\tilde{\rho}$, $\tilde{\sigma}_v^2$ podem ser definidos como:

$$(\tilde{\rho}_N, \tilde{\sigma}_{v,N}^2) = \arg \min \left\{ \xi_N^0(\underline{\rho}, \underline{\sigma}_v^2)' \xi_N^0(\underline{\rho}, \underline{\sigma}_v^2) \right\} \quad (34)$$

Lembrando que, por definição, $|\tilde{\rho}_N| < 1$ e $\tilde{\sigma}_{v,N}^2 \geq 0$.

Uma vez calculados $\tilde{\rho}$, $\tilde{\sigma}_v^2$, pode-se obter $\tilde{\sigma}_1^2$ a partir da quarta condição de momento, equivalente à quarta equação de (31): $g_{11,N}^1 \tilde{\rho}_N + g_{12,N}^1 \tilde{\rho}_N^2 + g_{13,N}^1 \tilde{\sigma}_{1,N}^2 = g_{1,N}^1$.

Portanto:

$$\begin{aligned} \tilde{\sigma}_{1,N}^2 &= g_{1,N}^1 - g_{11,N}^1 \tilde{\rho}_N - g_{12,N}^1 \tilde{\rho}_N^2 \\ \tilde{\sigma}_{1,N}^2 &= \frac{1}{N} (\tilde{u}_N - \tilde{\rho}_N \tilde{u}_N)' Q_{1,N} (\tilde{u}_N - \tilde{\rho}_N \tilde{u}_N) \end{aligned} \quad (35)$$

Em um segundo estágio, as estimativas de $\tilde{\sigma}_v^2$ e $\tilde{\sigma}_1^2$ são utilizadas para estimar a matriz de variâncias e covariâncias dos momentos da amostra, definida como:

$$\tilde{\Xi}_N = \begin{bmatrix} \frac{1}{T-1} \tilde{\sigma}_v^4 & 0 \\ 0 & \tilde{\sigma}_1^4 \end{bmatrix} \otimes T_W \quad (36)$$

em que:

$$T_W = \begin{bmatrix} 2 & 2tr\left(\frac{W'_N W_N}{N}\right) & 0 \\ 2tr\left(\frac{W'_N W_N}{N}\right) & 2tr\left(\frac{W'_N W_N W'_N W_N}{N}\right) & tr\left(\frac{W'_N W_N (W'_N + W_N)}{N}\right) \\ 0 & tr\left(\frac{W'_N W_N (W'_N + W_N)}{N}\right) & tr\left(\frac{W'_N W_N + W'_N W_N}{N}\right) \end{bmatrix}$$

Assim, o segundo estimador GM, com ponderação completa, é definido por KAPOOR *et al.* (2007) como:

$$(\hat{\rho}_N, \hat{\sigma}_{v,N}^2, \hat{\sigma}_{1,N}^2) = \arg \min \left\{ \xi_N(\underline{\rho}, \underline{\sigma}_v^2, \underline{\sigma}_1^2)' \tilde{\Xi}_N^{-1} \xi_N(\underline{\rho}, \underline{\sigma}_v^2, \underline{\sigma}_1^2) \right\} \quad (37)$$

em que, por definição, $|\hat{\rho}_N| < 1$, $\hat{\sigma}_{v,N}^2 \geq 0$ e $\hat{\sigma}_{1,N}^2 \geq 0$.

Deste modo, assim como no primeiro estimador GM, a estimação de $\hat{\rho}_N$, $\hat{\sigma}_{v,N}^2$ e $\hat{\sigma}_{1,N}^2$ pode ser feita através de uma regressão não-linear de g_N em G_N ponderada pela matriz $\tilde{\Xi}_N^{-1}$.

Uma vez estimados $\hat{\rho}_N$, $\hat{\sigma}_{v,N}^2$ e $\hat{\sigma}_{1,N}^2$, o modelo original pode então ser transformado levando em consideração a correlação espacial dos dados. Para tanto, KAPOOR *et al.* (2007) apresentam uma estimação espacial por mínimos quadrados generalizados factíveis. Todavia, a estimação da equação salarial da NGE requer alguns cuidados econométricos especiais. As hipóteses simplificadoras que adotamos para o cálculo do mercado potencial, como índices de preços equivalentes entre os municípios e custos de transportes constantes, induzem erros de medida nesta variável, já que na realidade tanto o índice de preços quanto a tarifa de transporte podem ter variações regionais. Ademais, a dependência do mercado potencial sobre os salários de uma mesma localidade implica endogeneidade. Uma vez que a variável independente, mercado potencial, é também, em parte, determinada pela variável que dela depende, o salário nominal, tem-se um problema de simultaneidade. Tal simultaneidade se manifesta inclusive pelos pressupostos teóricos da NGE, já que, como vimos no Capítulo 1, a relação entre mercado potencial e salários nominais se fecha em um ciclo em que ambos se retro-alimentam. A simultaneidade implica correlação entre a variável explicativa, mercado potencial, e os resíduos da regressão. Na presença dessa correlação, não se pode afirmar que a probabilidade limite do parâmetro estimado seja igual a seu valor real. Ou seja, quando um dos regressores é considerado endógeno, não mais se tem garantia de consistência nas estimações por mínimos quadrados ordinários. O método de KAPOOR *et al.* (2007) considera apenas regressores exógenos, o que impossibilita sua aplicação direta em nosso modelo. Por não ser adequado para a estimações com presença de variáveis endógenas, como é o nosso caso, não apresentamos aqui o método de estimação espacial por mínimos quadrados generalizados factíveis proposto por KAPOOR *et al.* (2007).

2.4 ADEQUAÇÃO DO MÉTODO

Buscando adequar a metodologia de KAPOOR *et al.* (2007) ao nosso modelo, seguimos as modificações propostas por FINGLETON (2006c, b). O processo envolve três

estágios. No primeiro, considerado aqui como Modelo 1, estima-se os resíduos da regressão por meio de variáveis instrumentais. Com a estimação por variáveis instrumentais buscamos solucionar tanto os problemas advindos dos erros de mensuração em nossa variável de mercado potencial quanto o problema causado por variáveis omitidas que variem no tempo, (WOOLDRIDGE, 2003; GREENE, 2003), haja vista que, conforme já apresentado neste capítulo, as variáveis omitidas constantes no tempo são modeladas pelo método de KAPOOR *et al.* (2007).

A estimação por variáveis instrumentais depende da escolha de variáveis que possam ser consideradas bons instrumentos para a variável endógena. A definição de uma variável instrumental requer a satisfação de duas hipóteses básicas: i) que a correlação entre o instrumento (z) e o resíduo da regressão (u) seja nula, i.e. $Cov(z,u) = 0$; e ii) o instrumento (z) deve ser correlacionado à variável endógena (x), i.e. $Cov(z,x) \neq 0$ (WOOLDRIDGE, 2003; GREENE, 2003). Todavia, a hipótese i) não pode ser testada uma vez que o erro (u) não é observado. “*We must maintain this assumption by appealing to economic behavior or a gut feeling*” (WOOLDRIDGE, 2003, p. 463). Já a hipótese ii) pode ser testada por uma regressão simples em que a variável endógena é considerada dependente e os instrumentos compõem o conjunto de independentes. Caso o coeficiente estimado para os instrumentos seja diferente de zero, com significância estatística, tem-se um bom indício de que a hipótese ii) é satisfeita. A definição de bons instrumentos é de extrema importância para a consistência dos parâmetros estimados pelo modelo. O coeficiente estimado pelo método de variáveis instrumentais tem sua probabilidade limite relacionada à correlação entre os instrumentos (z), termo de erro (u) e a variável endógena (x), bem como o desvio-padrão dessas últimas (σ_u e σ_x):

$$p \lim \tilde{\beta}_1 = \beta_1 + \frac{Corr(z,u)}{Corr(z,x)} \cdot \frac{\sigma_u}{\sigma_x}$$

em que $\tilde{\beta}_1$ é o coeficiente estimado pelo método de variáveis instrumentais e β_1 é o valor real do coeficiente.

Portanto, uma vez que a correlação entre o instrumento (z) e o resíduo da regressão (u) não pode ser testada, deve-se buscar uma alta correlação entre os instrumentos (z) e a variável endógena (x), de modo a minimizar o viés de estimação.

Como instrumentos para a variável endógena $\ln P$ utilizamos as variáveis P_1 e P_{WI} , juntamente com as variáveis exógenas de nosso modelo S_1 e S_2 , conforme FINGLETON (2006a). De acordo com o autor, P_1 é definido como 0 para os municípios que possuem $\ln P$ acima da mediana e -1 para os demais. Já $P_{WI} = (I_T \otimes \tilde{W}_S)P_1$, em que \tilde{W}_S é uma matriz de pesos não-estocásticos de ordem 3930 por 3930, padronizada de modo que a soma de cada uma de suas linhas seja 1. A divisão da base de dados em dois grupos de igual tamanho é um método de instrumentalização baseado em WALD (1940). Como demonstra WALD (1940), a definição de dois grupos é um método eficiente de estimação na presença de erros de medida nas variáveis. Desta forma, a adoção do método em modelos de variáveis instrumentais gera resultados consistentes, conforme apresentado por JOHNSTON (1984) e KENNEDY (1992).

Feitas essas considerações, o primeiro estágio do método consiste na estimação dos resíduos da regressão (\tilde{u}_N), conforme (30), por meio de variáveis instrumentais. Todavia, diferentemente do apresentado por KAPOOR *et al.* (2007), os estimadores $\tilde{\beta}_N$ serão:

$$\tilde{\beta}_N = (Z'_N X_N)^{-1} Z'_N y_N \quad (38)$$

em que Z é a matriz que contém os instrumentos da regressão.

No segundo estágio, segue-se o proposto por KAPOOR *et al.* (2007) e os resíduos são utilizados para que se estime, por meio de otimização não-linear, uma equação de momentos que resulte em estimativas para os parâmetros $\hat{\rho}_N$, $\hat{\sigma}_{v,N}^2$ e $\hat{\sigma}_{1,N}^2$ e, por consequência, para a matriz de variâncias e covariâncias Ω_ξ , cujo valor estimado é:

$$\hat{\Omega}_\xi = E(\xi\xi') = \hat{\sigma}_\mu^2 (J_T \otimes I_N) + \hat{\sigma}_v^2 I_{TN} = \hat{\sigma}_v^2 Q_0 + \hat{\sigma}_1^2 Q_1 \quad (39)$$

Lembrando de (26), temos que J_T é uma matriz $T \times T$ de unidades e as matrizes Q_0 e Q_1 são matrizes de transformação padrão, simétricas, idempotentes e ortogonais entre si.

O terceiro estágio utiliza os valores estimados de $\hat{\rho}_N$, $\hat{\sigma}_{v,N}^2$ e $\hat{\sigma}_{1,N}^2$, que são os estimadores GM, calculados neste trabalho pela estimação com pesos completos proposta por KAPOOR *et al.* (2007), para calcular as estimativas consistentes e não-viesadas dos parâmetros e desvios de nosso modelo. Para tal, os dados originais passam

por uma transformação do tipo Cochrane-Orcutt para que a dependência espacial seja considerada.

Conforme KAPOOR *et al.* (2007), tem-se:

$$\begin{aligned} y_N^* &= [I_T \otimes (I_N - \rho W_N)] y_N \\ X_N^* &= [I_T \otimes (I_N - \rho W_N)] X_N \end{aligned} \quad (40)$$

Uma nova estimação por variáveis instrumentais deve então ser realizada utilizando as variáveis transformadas. Todavia, uma vez que nosso modelo apresenta heterocedasticidade e correlação dos resíduos, não podemos assumir a hipótese padrão de erros com estrutura esférica. A estimação do modelo de variáveis instrumentais com perturbações não-esféricas (BOWDEN e TURKINGTON, 1990) requer cuidados específicos⁶. Na presença de perturbações não esféricas tem-se que $E(uu') = \Omega$ em que $\Omega \neq \sigma^2 I$.

Assim como no primeiro estágio, utilizamos como instrumento um conjunto linearmente independente de variáveis exógenas Z . O estimador de Aitken sugerido por BOWDEN e TURKINGTON (1990) é então adotado, considerando as variáveis transformadas:

$$\hat{b}^* = [X^{*'} Z (Z' \hat{\Omega} Z)^{-1} Z' X^*]^{-1} X^{*'} Z (Z' \hat{\Omega} Z)^{-1} Z' y^* \quad (41)$$

Se considerarmos, para simplificar, $P_z = Z (Z' \hat{\Omega} Z)^{-1} Z'$, tem-se:

$$\hat{b}^* = (X^{*'} P_z X^*)^{-1} X^{*'} P_z y^* \quad (42)$$

Os autores ressaltam que, caso o número de instrumentos seja igual ao número de regressores, o estimador (42) é reduzido a $\hat{b}^* = (Z' X^*)^{-1} Z' y^*$, similar a (38), e se $Z = X$, tem-se o mesmo resultado do método de mínimos quadrados ordinários.

A matriz de variância-covariância dos parâmetros pode então ser estimada por:

$$\hat{C} = (X^{*'} P_z X^*)^{-1} \quad (43)$$

⁶ Cabe ressaltar que no estágio 1 assume-se $\rho = 0$, o que implica $y^* = y$ e $X^* = X$. Além disso, assume-se ainda que $\sigma_v^2 = 1$ e $\sigma_1^2 = \sigma_v^2 + T \sigma_\mu^2 = 1$. Portanto, no estágio 1, a estimação do modelo de variáveis instrumentais com perturbações não-esféricas é correspondente à estimação por variáveis instrumentais padrão.

A raiz quadrada dos valores constantes na diagonal principal da matriz de variância-covariância equivale ao desvio-padrão dos parâmetros estimados.⁷ Entretanto, esta metodologia não provê o desvio-padrão de $\hat{\rho}$, cuja significância estatística pode ser testada por meio de métodos de *Bootstrap* (FINGLETON, 2006c, b).

Para que seja possível fazer inferências sobre o valor estimado de $\hat{\rho}$ é necessário estimar uma distribuição de *Bootstrap* para ρ . Os métodos de *Bootstrap* têm sua origem em EFRON (1982) e baseiam-se em sub-amostras dos dados amostrais analisados. De acordo com MACKINNON (2002), a abordagem mais simples e popular para inferências em econometria parte da re-amostragem dos resíduos estimados \tilde{u}_N . Para gerar uma única amostra de *Bootstrap* se extrai aleatoriamente de uma amostra de n observações qualquer valor entre 1 e n , com a mesma probabilidade e reposição, gerando uma sub-amostra, também com n observações. Conforme FINGLETON (2006c, b), como em nosso caso o objetivo é testar a hipótese nula de $\rho = 0$, podemos gerar as amostras de *Bootstrap* simplesmente formando diversas sub-amostras dos resíduos estimados \tilde{u}_N e estimando novos valores de $\hat{\rho}$ mantendo constantes as variáveis exógenas. Assim, a única causa de variação entre os estimadores *Bootstrap* $\hat{\rho}_j$ ($j=1...J$) é a re-amostragem de \tilde{u}_N .

Devido à aleatoriedade e a probabilidade idêntica da extração de valores de \tilde{u}_N , tem-se que a autocorrelação espacial nas sub-amostras de \tilde{u}_N é quebrada, de modo que os momentos da distribuição *Bootstrap* $\hat{\rho}_j$ podem ser assumidos como iguais aos obtidos quando $\rho = 0$. Segundo FINGLETON (2006c, b), a inferência é então baseada na comparação do valor original estimado $\hat{\rho}$ com a distribuição de *Bootstrap* $\hat{\rho}_j$. Caso o valor estimado original $\hat{\rho}$ seja bastante diferente da distribuição, tem-se razões para acreditar que o valor é significativamente diferente de zero. Por outro lado, caso o valor original estimado $\hat{\rho}$ esteja próximo aos valores centrais da distribuição de *Bootstrap* $\hat{\rho}_j$ tem-se razões para acreditar que a hipótese nula de $\rho = 0$ não deve ser rejeitada.

Entretanto, MACKINNON (2002) sugere que para se calcular exatamente o p-valor de $\hat{\rho}$ basta gerar um número B de sub-amostras de *Bootstrap*, estimando um valor de $\hat{\rho}_j$ ($j=1...J$) para cada uma delas e em seguida calcular o p-valor de $\hat{\rho}$ como sendo

⁷ A rotina de programação utilizada para a estimação dos modelos encontra-se nos Anexos.

a proporção de valores de $\hat{\rho}_j$ ($j=1\dots J$) maiores do que o valor estimado original $\hat{\rho}$. Assim, se essa proporção for menor que o nível de significância α estabelecido, rejeita-se a hipótese nula de $\rho = 0$.

Utilizando os métodos apresentados neste capítulo, buscamos estimar a equação salarial apresentada pela Nova Geografia Estatística para a realidade brasileira. Apresentamos no capítulo a seguir a base de dados, as estratégias, análises exploratórias, resultados e inferências a que chegamos com nossa estimação.

Capítulo 3

3 Estimação e inferências

3.1 ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO

Para a estimação do modelo utilizamos dados dos três últimos Censos Demográficos realizados no Brasil pelo IBGE nos anos 1980, 1991 e 2000. A utilização dos dados censitários nos permite construir uma base de dados a nível municipal, sendo as malhas municipais compatibilizadas conforme CHEIN *et al.* (2005). Com a compatibilização chega-se a 3951 unidades territoriais de análise. Portanto, onde se lê município neste trabalho entenda-se unidades territoriais resultantes da compatibilização das áreas municipais para o período 1970-2000, cuja denominação foi dada segundo o município com maior população em 2000 pertencente à cada área geográfica.

Como demonstramos no Capítulo 1, com o desenvolvimento formal da NGE, as simplificações que assumimos, como igualdade do custo unitário de transporte dos produtos e índices de preços entre as regiões, e a adoção de fatores para captar o efeito da eficiência da mão-de-obra sobre os salários chegamos a um modelo simplificado da equação salarial da NGE, representado pela equação (17):

$$\ln w_t = \frac{1}{\sigma} \ln P_t + b_0 + b_1 \ln S_{1t} + b_2 \ln S_{2t} + \xi_t$$

Para a estimação deste modelo, as variáveis utilizadas são a escolaridade média da população de 25 anos ou mais no município (S_1); o percentual de alfabetizados da população com 25 anos ou mais (S_2); a renda média oriunda da ocupação principal dos trabalhadores com pelo menos 12 anos de idade (w); e a soma da renda oriunda de todas as fontes da população de 12 anos ou mais (Y), sendo todos os valores deflacionados de acordo com os deflatores propostos por CORSEUIL e FOGUEL (2002), especificamente para os dados censitários⁸.

O mercado potencial (P) equivale à soma do mercado interno da localidade e do mercado externo, correspondente às demais localidades. Para o cálculo do mercado externo foi utilizado o total da renda oriunda de todas as fontes da população de 12 anos ou mais dividida pela distância até a localidade de referência, somados para todas as

⁸ Especificamente, os valores extraídos dos Censos Demográficos foram corrigidos para moeda e preços de janeiro de 2002. Para tal, os valores do censo de 2000 foram divididos por 0,9027, os do censo de 1991 por 185,9063 e os valores de 1980 foram divididos por 15,8895.

3951 unidades territoriais de análise. A distância (d_{ij}) foi medida de acordo com a *great circle distance*⁹ entre os centróides dos municípios. Por sua vez, o mercado interno é a soma dos rendimentos de todas as fontes da população de 12 anos ou mais da localidade de referência. Portanto, o mercado potencial é definido como:

$$P_i = Y_i + \sum \frac{Y_j}{d_{ij}} \quad (44)$$

em que i e j representam municípios tal que $i \neq j$.

A definição da matriz de pesos W foi realizada seguindo FINGLETON (2006a), substituindo a distância limite de 1000 milhas utilizada pelo autor em sua análise internacional por 100 milhas, o que equivale a 160,9 Km, mais condizente com nossa análise regional. Tem-se então:

$$W_{ij} = \left(1 - \frac{d_{ij}}{100}\right)^2 \text{ se } d_{ij} \leq 100$$

$$W_{ij} = 0 \text{ se } d_{ij} > 100 \text{ ou } i = j \quad (45)$$

em que i e j representam municípios.

A limitação de vizinhança ao máximo de 100 milhas resultou em 21 municípios sem vizinhos, que foram excluídos da amostra¹⁰, totalizando 3930 municípios analisados. Desta forma, a matriz de pesos W contém nada menos que 15,445 milhões de elementos.

⁹ A *great circle distance* é a menor distância entre dois pontos quaisquer na superfície de uma esfera, medida através de sua superfície e não de seu interior. Uma vez que o formato da Terra se aproxima de uma esfera, é a medida mais comumente utilizada para aferir a menor distância entre duas localidades geográficas.

¹⁰ Os municípios retirados da amostra foram: Altamira, Aripuanã, Atalaia do Norte, Barcelos, Barra do Garças, Boa Vista, Caracaraí, Carauari, Chapada dos Guimarães, Fernando de Noronha, Itaituba, Japurá, Lábrea, Luciara, Nobres, Santa Isabel do Rio Negro (Ilha Grande), Santo Antônio do Içá, São Félix do Xingu, São Gabriel da Cachoeira, Tapauá e Vila Bela da Santíssima Trindade. São municípios que, à exceção das ilhas, pertencem à região Norte ou Centro-Oeste do país e, em sua grande maioria, sofreram fortes alterações em suas áreas devido à compatibilização geográfica. A área resultante seria então de grande heterogeneidade, o que justifica sua eliminação da amostra utilizada. Ademais, muitos se encontram na região da Floresta Amazônica, em que há virtual ausência de estradas de rodagem e o tamanho médio dos municípios é imenso. Altamira, por exemplo, possui uma extensão territorial de 161445,9 km², o que o torna o município de maior extensão territorial do mundo, com área pouco menor à soma de Holanda, Bélgica e Portugal.

3.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA

Antes de apresentarmos os resultados da estimação do modelo proposto para a equação salarial da NGE, cabe fazer uma breve análise exploratória dos dados, o que além de clarificar melhor a realidade que pretendemos analisar fornece indicativos para a adoção da metodologia apresentada no Capítulo 2. Os dados dessa seção apresentam as médias municipais não ponderadas dos valores de cada localidade. Ou seja, cada município possui o mesmo peso no cálculo dos valores médios. Optamos por não ponderar as informações de acordo com a população, pois o foco de nosso trabalho é a determinação da renda regional e suas disparidades, de modo que nosso objeto de análise são os municípios e não os indivíduos. Ponderar pela população mascararia as disparidades. Se assim fizéssemos, por exemplo, o fato de Cristália, município do interior de Minas Gérias, ter renda média em 2000 de R\$ 72,71 enquanto o município de São Paulo, capital, possuía renda média de R\$ 1296,61 seria escondido pela média ponderada. Uma vez que Cristália possuía em 2007 o número de 5731 habitantes e quase 11 milhões de pessoas habitavam o município de São Paulo tal discrepância seria suavizada, sendo justamente o objeto de nossa análise os fatores que determinam ou influenciam essa heterogeneidade regional da renda. Para nossa análise, é mais relevante o fato de um município possuir uma renda 1683% superior à de outro e o efeito desta desigualdade sobre a média que a renda média ponderada de ambos.

A evolução das condições socioeconômicas dos municípios analisados no período 1980-2000 foi bastante significativa. O valor do salário nominal e o nível de escolaridade tiveram uma elevação em torno de 100%. O mercado potencial e o percentual de alfabetizados também aumentaram significativamente no período, ainda que em menor escala.

Tabela 1
Médias municipais por ano

	1980	1991	2000
Salário *	202.17	316.50	416.00
Mercado potencial **	96.96	107.42	160.67
Anos de estudo	2.11	3.17	4.17
% de alfabetizados	56.07	64.33	73.76

Notas: * em reais a preços de 2002; ** em milhões de reais a preços de 2002.
Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

Entretanto, a evolução destes indicadores culminou em uma realidade regional de grandes disparidades. Como mostra a TAB. 2, os diferenciais regionais em todas as

variáveis eram de grande monta: o salário médio na região Sul superava no ano 2000 o da região Nordeste em 114% e o mercado potencial do Sudeste era 3,64 vezes maior que o do Norte brasileiro.

Tabela 2
Médias municipais por região, ano 2000

	Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Sudeste	Sul
N. de municípios	248	1374	181	1410	717
Salário *	499.51	253.48	382.16	499.83	542.22
Mercado potencial **	128.75	87.83	68.46	249.40	160.10
Anos de estudo	4.56	3.03	3.66	4.82	5.05
% de alfabetizados	79.46	57.45	70.07	82.42	86.92

Notas: * em reais a preços de 2002; ** em milhões de reais a preços de 2002.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

O GRAF. 1 apresenta a evolução do salário nominal medido pela renda média obtida de todas as ocupações dos trabalhadores com 12 anos ou mais segundo região geográfica. O diferencial inter-regional dos rendimentos teve uma considerável elevação no período entre 1980 e 2000. Enquanto em 1980 um trabalhador nordestino possuía um salário médio inferior em R\$ 150,18 ao de um trabalhador da região Sul, esse diferencial passou para R\$ 288,74 em 2000, uma elevação de 92,3%. Também o hiato de rendimento da Região Norte em relação às regiões mais desenvolvidas, Sul e Sudeste, aumentou no período analisado, enquanto que o aumento no ganho salarial médio no Norte – R\$ 190,07 – foi maior que na Região Nordeste – R\$ 144,07. A diferença entre os rendimentos na Região Norte e na Região Sul passou de R\$ 67,50 em 1980 para R\$ 160,06 em 2000, um aumento de 137,1%.

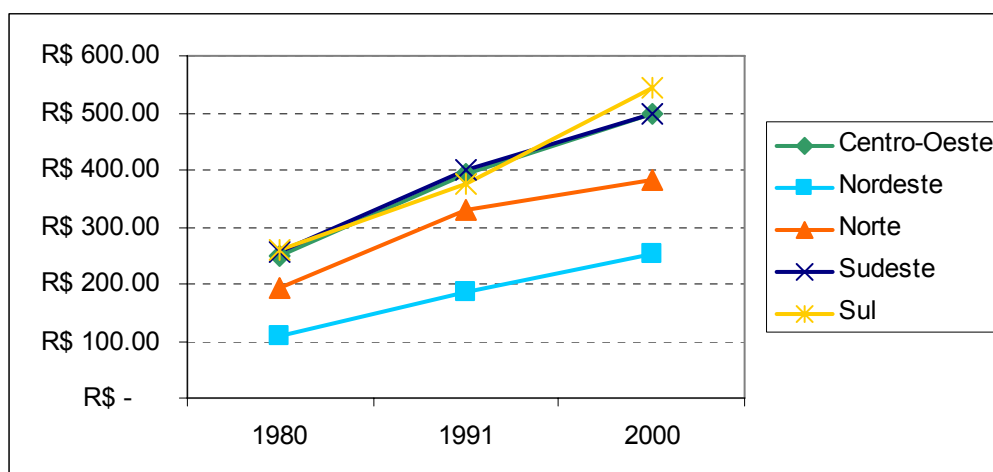


GRÁFICO 1 – Evolução da renda média municipal de pessoas com 12 anos ou mais segundo regiões geográficas, anos 1980, 1991 e 2000

Nota: Valores em reais a preços de 2002.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

A evolução do mercado potencial de cada região teve dinâmica semelhante no período 1980-2000. Como mostra o GRAF. 2, o mercado potencial de todas as regiões teve aumento significativo, especialmente no período 1991-2000. O mercado da Região Norte foi o que teve maior aumento relativo, com uma elevação de 81,3%. Todavia, foi também essa região a que teve menor aumento absoluto – 30,7 milhões de reais. Tal aparente paradoxo se justifica por ter sido o mercado potencial da região Norte o menor em 1980 e ter-se mantido nessa posição durante todo o período.

Assim como na média de rendimentos, os diferenciais regionais de mercado potencial tiveram elevação no período 1980-2000. O hiato entre o mercado potencial da Região Sudeste em relação à Região Norte aumentou em 55,2%, e em relação à Região Sul, que se manteve como detentora do segundo maior mercado potencial no Brasil, este hiato aumentou em 50,1%.

Ademais, pode-se notar o tímido aumento do mercado potencial na década dos oitenta, considerada a “década perdida”, e sua substantiva expansão durante os anos 90, principalmente na região Sudeste. O mercado potencial desta região, no período 1980-1991, teve elevação de apenas 0,85% ao ano, em média, enquanto no período 1991-2000 a expansão do mercado potencial adquiriu um crescimento médio de 4,39% ao ano.

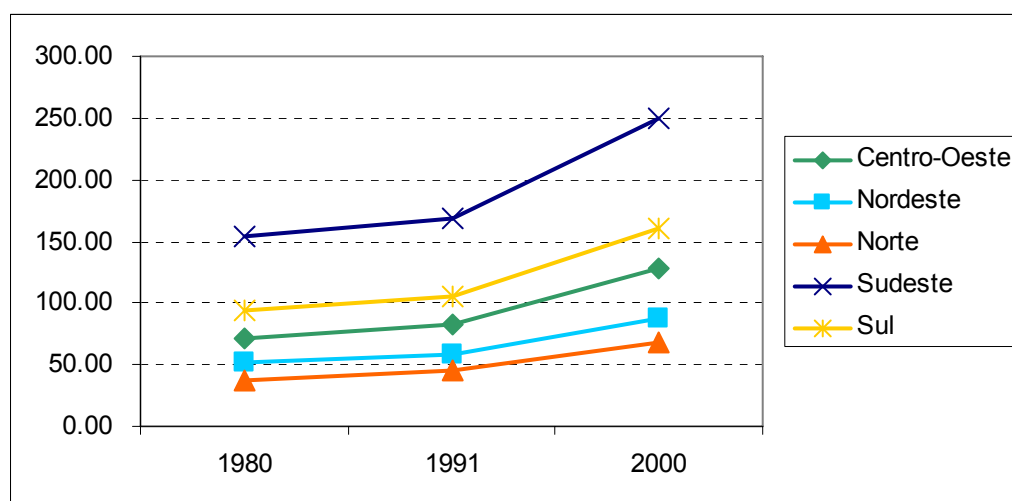


GRÁFICO 2 – Evolução do mercado potencial municipal médio segundo regiões geográficas, anos 1980, 1991 e 2000

Nota: Valores em milhões de reais a preços de 2002.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

Uma questão relevante evidenciada pelos GRAF. 1 e 2 é o maior crescimento do mercado potencial da região mais desenvolvida em relação a seu salário nominal. Como esta dinâmica indica que o crescimento da renda das regiões menos desenvolvidas vem favorecendo o mercado potencial das mais desenvolvidas e, por conseqüência, seu salário nominal, fica difícil vislumbrar uma redução das desigualdades de renda regionais. Ou seja, parece que a evolução regional dos rendimentos no Brasil condiz com os supostos da NGE da formação de uma estrutura de centro-periferia na distribuição das atividades econômicas. Tal discussão em relação à convergência ou divergência de renda no Brasil é uma questão de grande relevância, principalmente para a definição de políticas públicas, que vem sendo debatida recentemente na literatura brasileira¹¹. Entretanto, este debate foge ao escopo de nosso trabalho e não será tratado aqui. Concentramos nossa atenção apenas na identificação da influência dos atributos regionais, representados pelo mercado potencial, sobre os diferenciais municipais de salários.

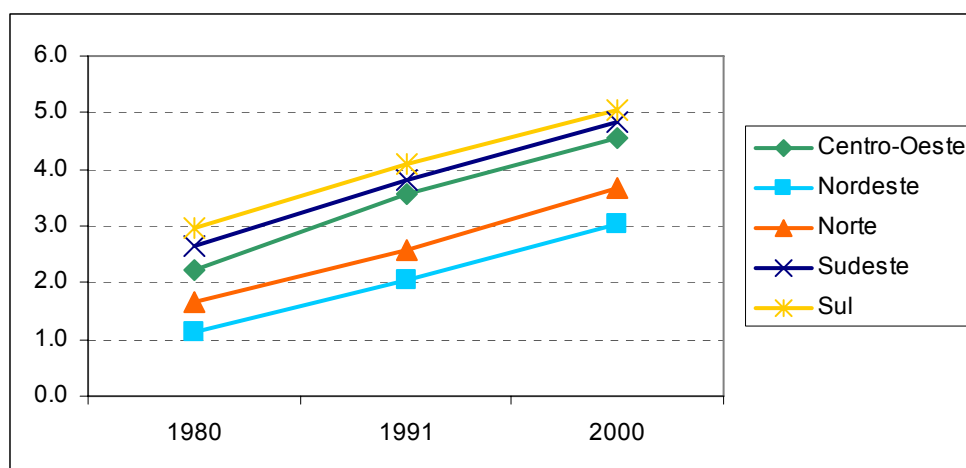


GRÁFICO 3 – Evolução da média municipal de anos de estudos da população com 25 anos ou mais segundo regiões geográficas, anos 1980, 1991 e 2000

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

A evolução da escolaridade média da população com 25 anos ou mais se deu de forma similar entre todas as regiões. Houve no período um acréscimo de cerca de 2 anos de estudo nas médias municipais. Cabe, entretanto, ressaltar que o fato de a Região Sul ter sua média de anos de estudo elevada de 3,0 para 5,1 é mais significativo que a elevação na média da Região Nordeste, de 1,1 para 3,0 anos, já que os acréscimos

¹¹ Dentre os trabalhos que tratam da convergência de renda no Brasil vale ressaltar, AZZONI *et al.* (2000), FERREIRA (2000), BAROSSA-FILHO e AZZONI (2003), ANDRADE *et al.* (2004) e COELHO (2006).

marginais na escolaridade média são mais difíceis de serem obtidos em um contexto de mais alta escolaridade da população no período inicial (LEIBOWITZ, 1976; HANUSHEK e WELCH, 2006).

Já o percentual médio de alfabetizados entre pessoas com 25 anos ou mais evoluiu em sentido à redução, ainda que não muito expressiva, das disparidades regionais. As regiões Nordeste e Centro-Oeste foram as que tiveram maior ganho em pontos percentuais: 20 p.p. e 19 p.p. respectivamente. Enquanto em 1980 o percentual de alfabetizados na Região Sul era duas vezes maior que na Região Nordeste, em 2000 essa razão havia caído para 1,51.

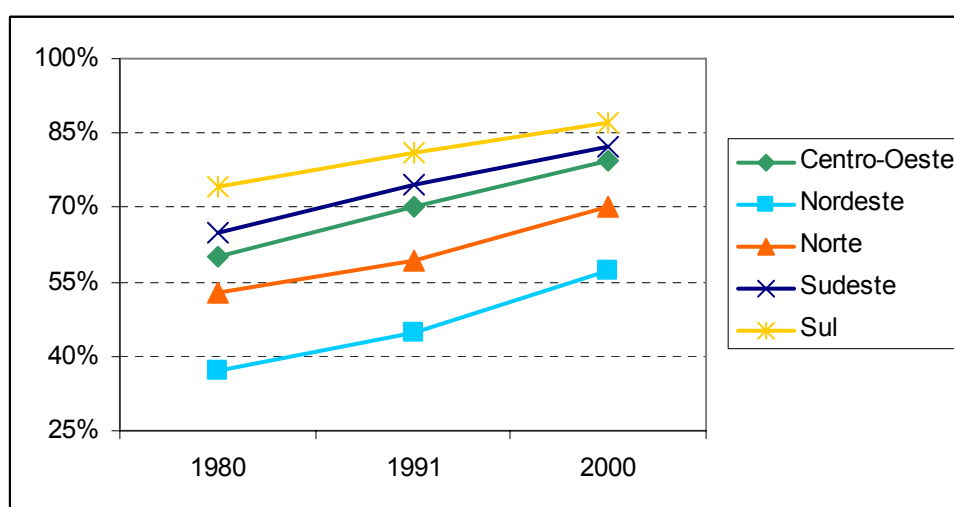


GRÁFICO 4 – Evolução da média municipal de percentual de alfabetizados da população com 25 anos ou mais segundo regiões geográficas, anos 1980, 1991 e 2000

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

Há um consenso na literatura sobre a importância da escolaridade como redutora das disparidades regionais de renda¹². Como podemos verificar pela evolução das variáveis relacionadas à escolaridade, houve um processo, ainda que tímido, de redução das disparidades regionais entre 1980 e 2000. Entretanto, enquanto a escolaridade evoluiu rumo à convergência inter-regional, houve uma elevação no hiato salarial entre as regiões. Tal resultado sugere a participação de algum outro processo além da escolaridade na diferenciação salarial entre as regiões, que segundo a NGE seria o mercado potencial. Hipótese essa que verificamos neste trabalho.

¹² Ver, por exemplo, BECKER (1964), MINCER (1974), RAUCH (1993), HANUSHEK e KIMKO (2000), dentre outros. Especificamente para o caso brasileiro, vale citar REIS e BARROS (1990) e QUEIROZ (2003).

Visando investigar um pouco mais a distribuição espacial das variáveis consideradas, as FIG. 1 a 4 apresentam a associação espacial das médias municipais no ano 2000, medida pelo indicador I de Moran local, também conhecido como *Local Indicator of Spatial Association – LISA* (ANSELIN, 1995). O índice local de associação espacial foi calculado a partir de uma matriz de vizinhança do tipo *queen*¹³ de primeira ordem.

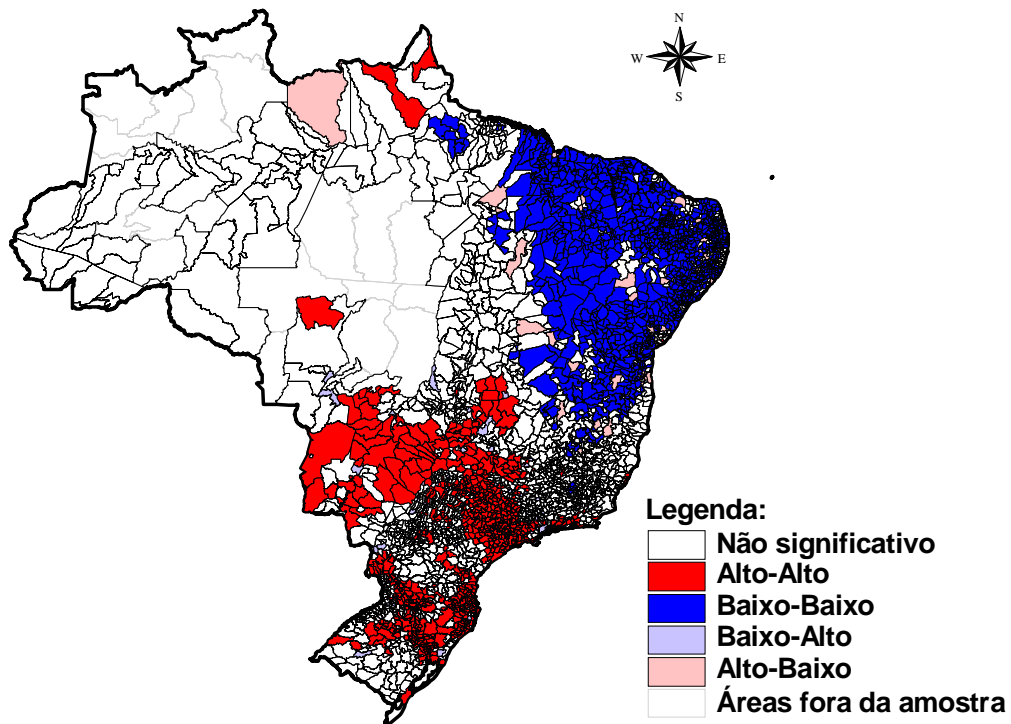


FIGURA 1 – Indicador I de Moran Local do rendimento médio do trabalho principal, ano 2000

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

¹³ Uma matriz de vizinhança do tipo *queen* de primeira ordem considera como vizinha toda localidade que compartilha fronteira com a de referência, em qualquer sentido geográfico.

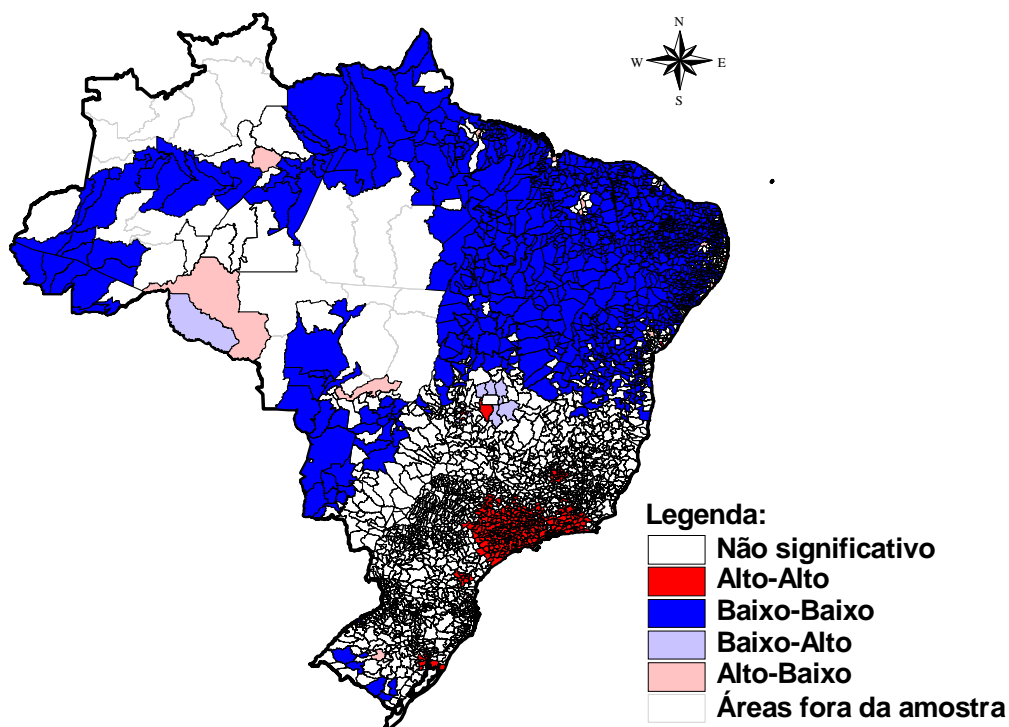


FIGURA 2 – Indicador I de Moran Local do mercado potencial, ano 2000

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

Como podemos perceber na FIG. 1, é clara a segregação na distribuição espacial dos rendimentos médios do trabalho no Brasil. Enquanto a porção centro-sul do país apresenta um padrão em que municípios com elevada taxa salarial possuem entorno onde também se paga altos salários (Alto-Alto), o que se vê na região Nordeste é uma grande concentração espacial de municípios em que os níveis salariais são baixos (Baixo-Baixo). Em relação à distribuição espacial do mercado potencial (FIG. 2), o que se percebe é a grande concentração econômica nos estados de São Paulo e Rio de Janeiro, responsáveis por 46% de toda a renda do país no ano 2000. Tal concentração se reflete na escassez de mercado nas regiões Norte e Nordeste¹⁴. Somados todos os 16 estados dessas regiões, estes são responsáveis por apenas 19,3% da renda auferida no país, considerando os rendimentos de todas as fontes das pessoas de 12 anos ou mais no ano 2000.

¹⁴ Tal escassez de mercado possui forte relação e semelhança com a escassez de centralidades nessas regiões, como apresentado em SIMÕES *et al.* (2006).

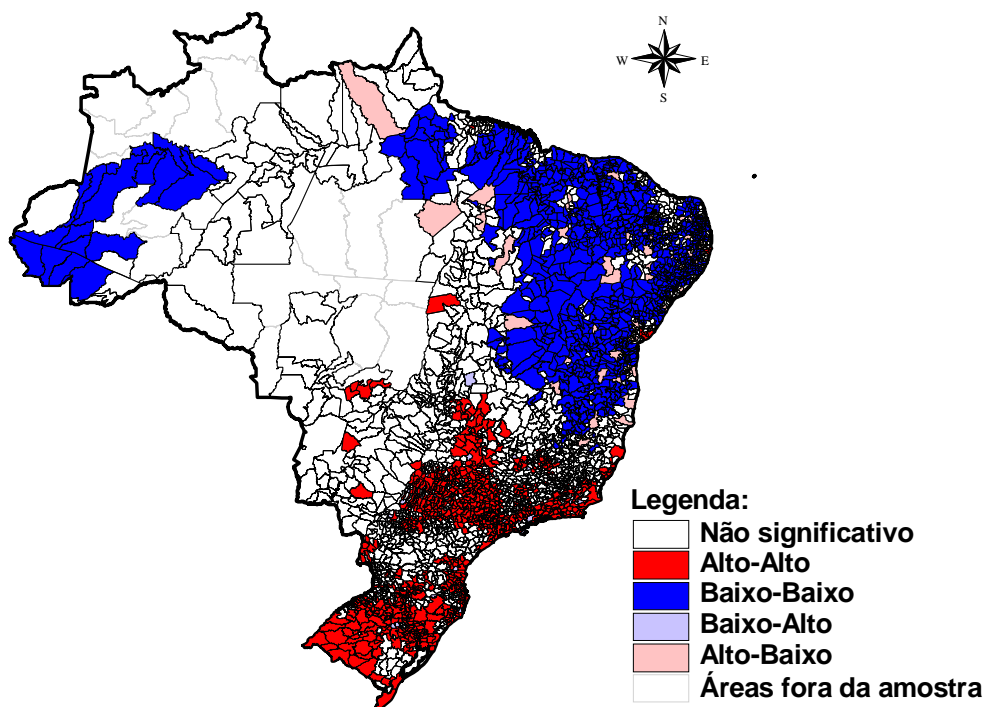


FIGURA 3 – Indicador I de Moran Local da média de anos de estudo da população de 25 anos ou mais, ano 2000

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

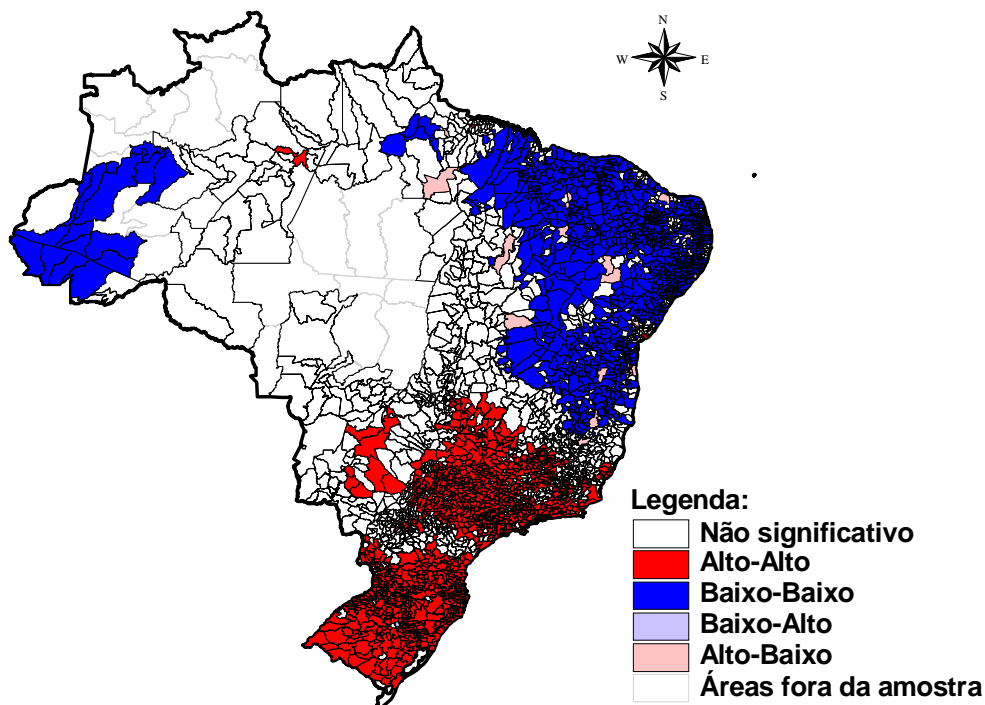


FIGURA 4 – Indicador I de Moran Local do percentual municipal de alfabetizados com 25 anos ou mais, ano 2000

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

Em relação aos indicadores de escolaridade (FIG. 3 e 4), o padrão espacial de associação da média de anos de estudo e do percentual de alfabetização é bem parecido ao do rendimento médio do trabalho, como era de esperar, dada a forte correlação entre escolaridade e rendimento. Cabe destacar a região Sul do país, que apresenta os melhores índices de escolaridade, conforme também apresentado nos GRAF. 3 e 4. Este elevado nível de escolaridade explica o fato de a região Sul apresentar uma associação espacial de altos rendimentos ainda que não apresente associação espacial significativa em relação a seu mercado potencial, sugerindo que nesta região existe maior relação espacial entre os atributos pessoais e os rendimentos em comparação a atributos regionais como o mercado potencial.

Para explorar um pouco mais a relação entre o mercado potencial e rendimentos, apresentamos na FIG. 5 a densidade da distribuição espacial da renda do trabalho e do mercado potencial no Brasil no ano 2000. Em sua parte superior, a figura apresenta um mapa onde cada ponto corresponde a uma renda média da ocupação principal de R\$ 200,00. Caso o salário médio de determinado município seja, por exemplo, de R\$ 600,00, três pontos serão distribuídos no mapa respeitando as fronteiras deste município. O mesmo se aplica para a parte inferior da figura, que apresenta a distribuição do mercado potencial: para cada 100 milhões de reais de mercado potencial, um ponto é distribuído dentro das fronteiras do município. Todavia, para facilitar a visualização, as fronteiras não são apresentadas. Como podemos perceber, mais uma vez, é grande a concentração de renda e de mercado nas regiões Sul e Sudeste do Brasil. Entretanto, a concentração de mercado potencial é ainda maior, uma vez que São Paulo e Rio de Janeiro são os detentores de maior massa de rendimentos no país e, por conseqüência, de consumo. Já o Norte do país aparenta possuir salários relativamente maiores em relação a seu mercado potencial, suspeita essa que confirmaremos com a análise espacial dos resíduos do Modelo 1.

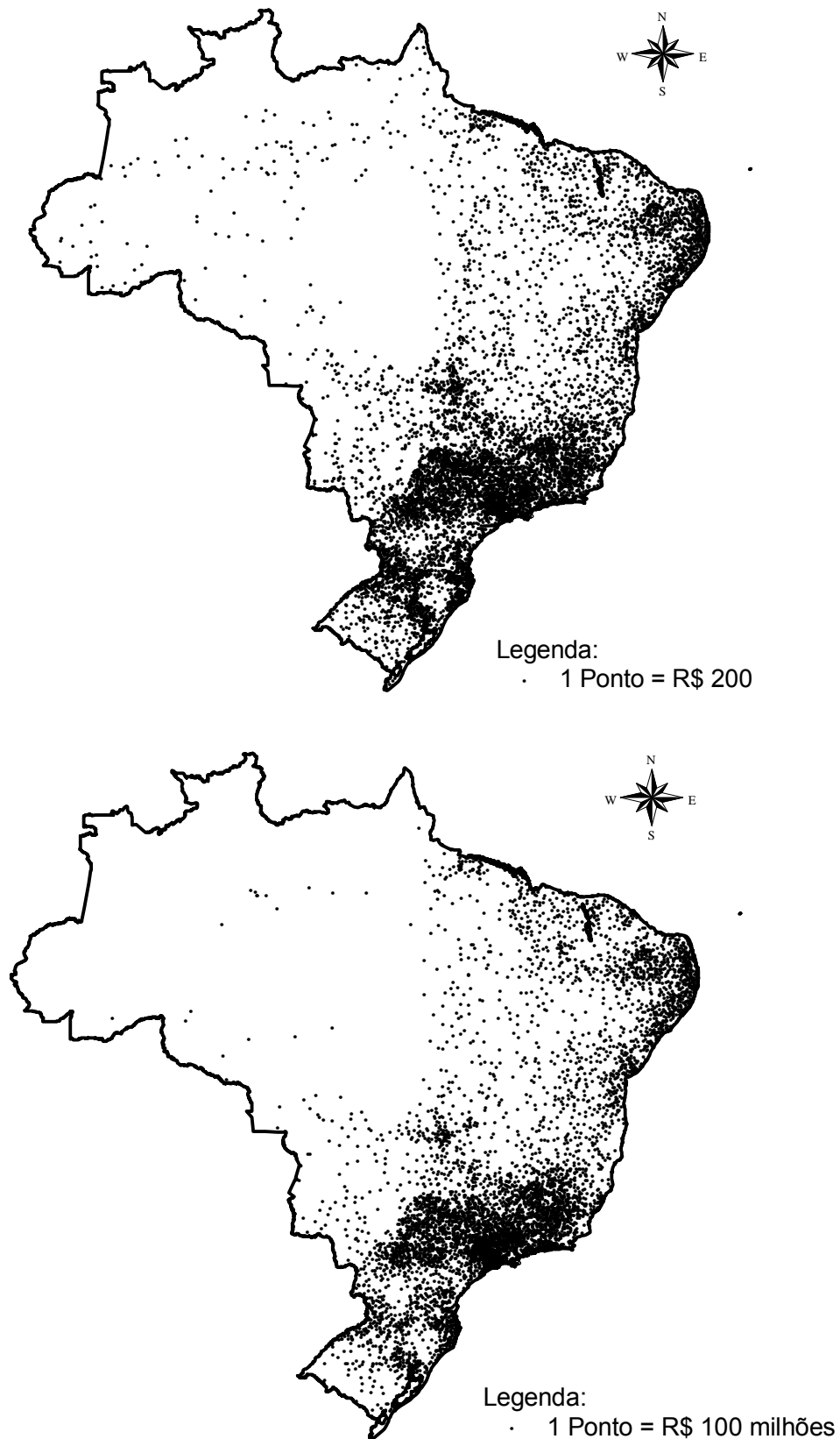


FIGURA 5 – Densidade de renda da ocupação principal e mercado potencial, ano 2000

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

A primeira estimação feita neste trabalho, apresentada na TAB. 3, consiste na estimação pelo método de variáveis instrumentais com análise transversal dos dados da equação (17), que relaciona salário nominal a mercado potencial, percentual de alfabetizados e anos de estudo. Cabe adiantarmos parte de seus resultados, pois é na análise dos resíduos do Modelo 1 que temos a justificativa para a utilização de um modelo de dados em painel com componentes do erro correlacionados espacial e temporalmente. A FIG. 6 apresenta a distribuição dos resíduos de cada município em relação aos resíduos de seus vizinhos geográficos para cada ano de análise, de acordo com uma matriz de pesos do tipo *queen* de primeira ordem. A representação gráfica dessa distribuição é conhecida como *Moran Scatterplot* (ANSELIN, 1996). A reta de tendência do diagrama de dispersão dos resíduos do Modelo 1 equivale à estatística I de Moran relativa a esta variável. A estatística I de Moran mede a associação geográfica global da distribuição espacial de determinado atributo, no caso, dos resíduos da regressão (CLIFF e ORD, 1981; ANSELIN, 1996).

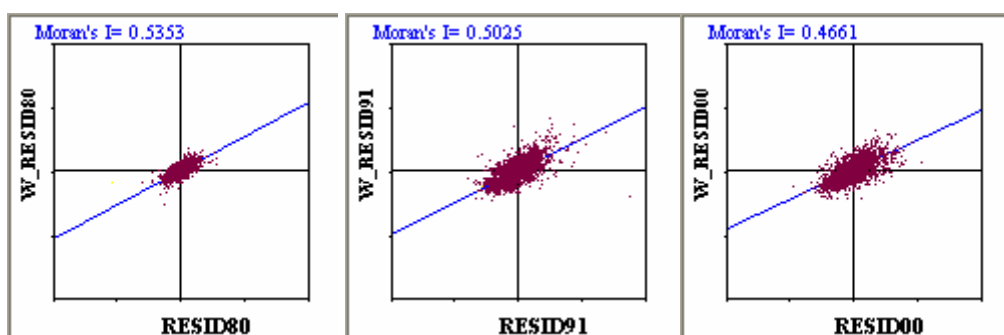


FIGURA 6 – Moran scatterplot dos resíduos do Modelo 1, anos 80, 91 e 2000

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE, e do software GeoDa.

Ainda que o indicador I de Moran, que mede a dependência espacial da variável em questão, aponte para uma pequena redução desta ao longo do período de análise, tem-se que a dependência espacial dos resíduos é bem forte e não pode ser desconsiderada. Tal dependência viola hipóteses do método de mínimos quadrados, elevando a variância dos parâmetros estimados e prejudicando sua eficiência. Buscando resolver este problema, adotamos neste trabalho o método de dados em painel com componentes do erro espacialmente e temporalmente correlacionados. A FIG. 7 apresenta os indicadores I de Moran locais para os resíduos do Modelo 1 para o ano

2000. Pode-se perceber que os resíduos da regressão tendem a ser maiores nas regiões Norte e Centro-Oeste. As FIG. 8 e 9, que apresentam os indicadores I de Moran locais para os demais anos, mostram que o mesmo padrão se repete para os resíduos da estimação com os dados de 1991 e 1980. Os resíduos utilizados na análise de associação espacial são resultado da estimação do Modelo 1 pelo método de dados em painel tradicional, contendo simultaneamente os três períodos de análise. Apresentamos as estatísticas separadamente para cada década para viabilizar a visualização gráfica.

A concentração de resíduos significativos e positivos na região Norte pode ser explicada pela grande relevância do setor público no emprego de boa parte de seus municípios. A determinação dos rendimentos em cargos públicos é central e independente do nível de atividade na localidade. Mais que isso, alguns cargos apresentam remuneração maior quando a localidade carece de amenidades e equipamentos urbanos, como serviços e bens diversificados e de maior centralidade. Portanto, a maior relevância do setor público no emprego na região Norte é um fator que eleva o salário médio regional, independente do nível de atividade econômica e do mercado potencial. Apenas os setores de administração pública, defesa e seguridade social representavam, em 2000, 7,45% do emprego na região. Isso significa uma participação do setor público no mercado de mão-de-obra regional 50% maior que no restante do país, desconsiderando neste cálculo os setores públicos de educação, saúde e demais.

Ademais, ao se pensar a região Norte do Brasil não se pode perder de vista sua grande extensão territorial, correspondente a 45,2% do território nacional, e sua baixa densidade populacional, uma vez que a região responde por apenas 7,9% da população brasileira, de acordo com os dados de contagem da população de 2007, publicados pelo IBGE. A grande extensão da região e sua baixa densidade populacional, aliados à precariedade do sistema de transportes regional, reduzem a integração regional, a mobilidade de fatores de produção e o fluxo de produtos. Maior custo de transporte e menor nível de concorrência implicam maiores preços, o que resulta em salários nominais maiores. O fato de o Modelo 1 desconsiderar o efeito de variáveis não observadas, como a caracterização setorial do emprego na região, influencia no viés positivo dos resíduos para os municípios da região Norte, problema esse que buscamos mitigar com a inserção de efeitos aleatórios no Modelo 3.

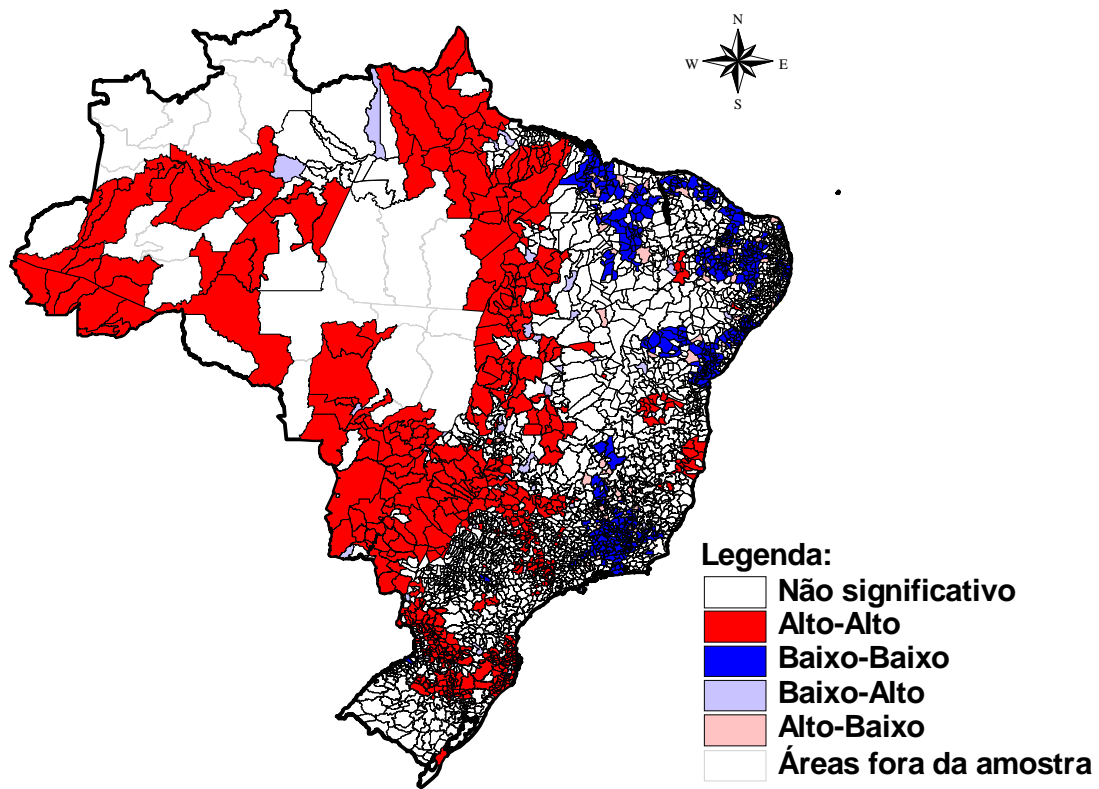


FIGURA 7 – Indicador I de Moran Local dos resíduos do Modelo 1, ano 2000

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

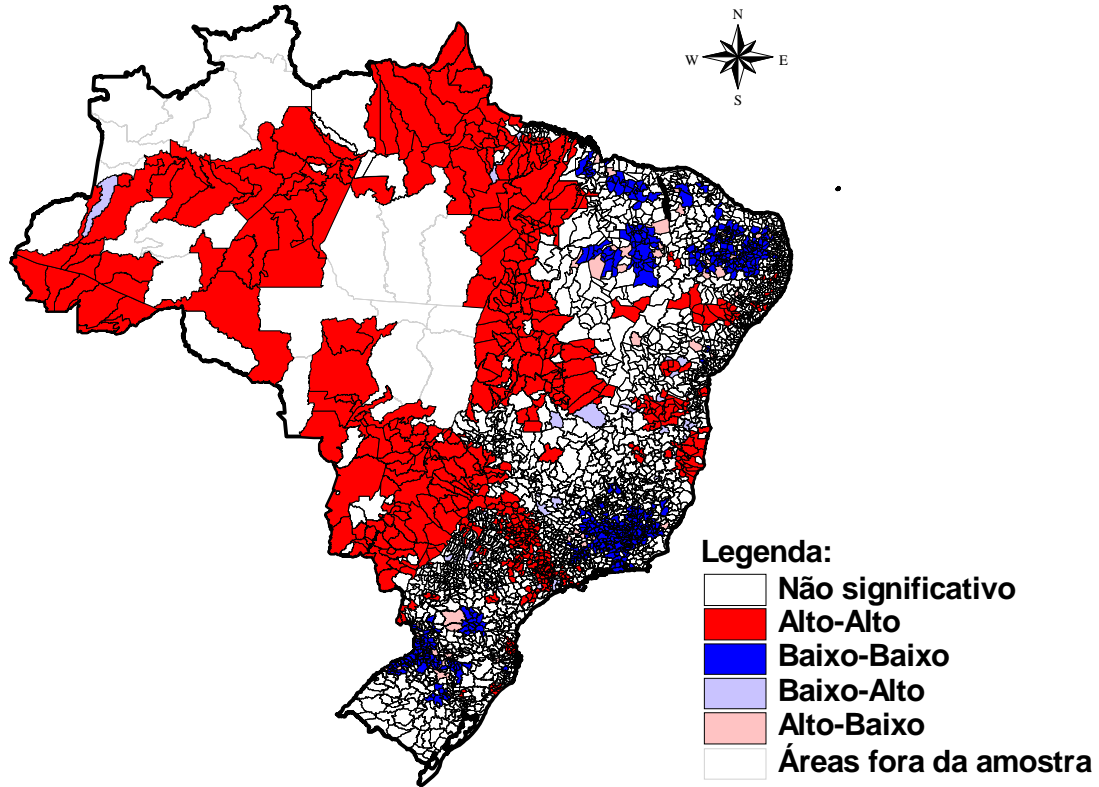


FIGURA 8 – Indicador I de Moran Local dos resíduos do Modelo 1, ano 1991

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

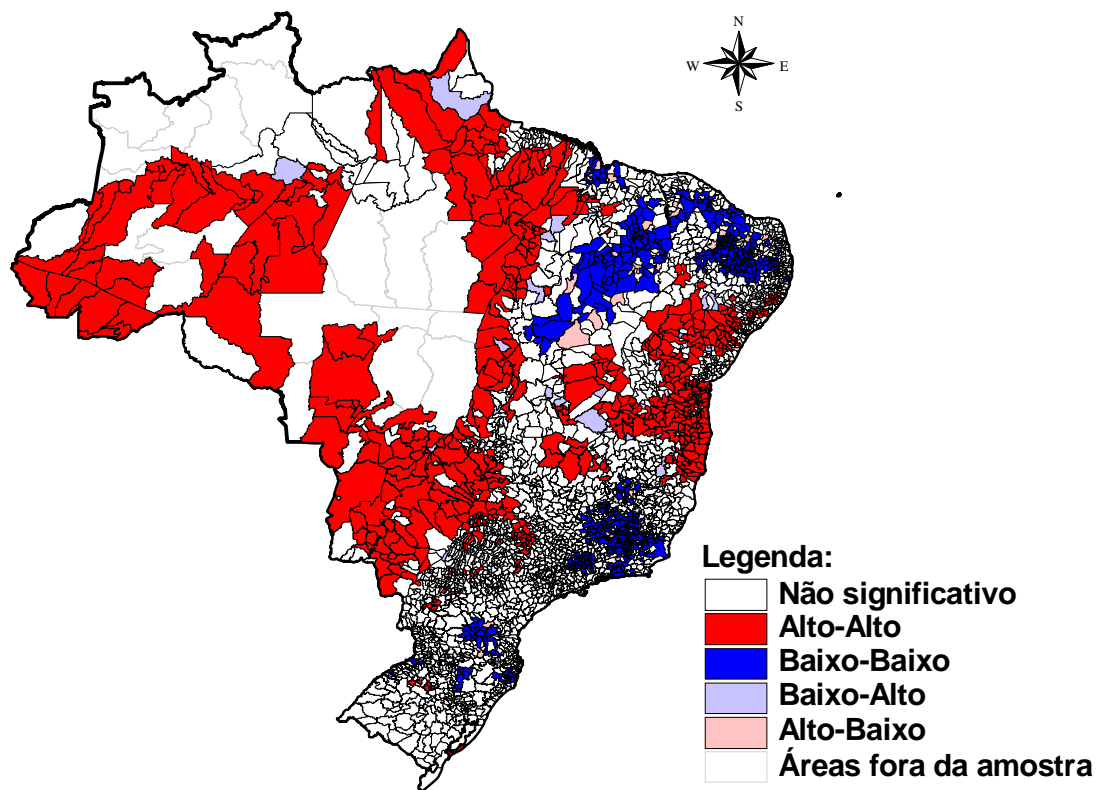


FIGURA 9 – Indicador I de Moran Local dos resíduos do Modelo 1, ano 1980

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

Já na região Centro-Oeste a especialização econômica na agropecuária para exportação faz com que o mercado potencial, considerado aqui apenas em termos nacionais, subestime os potenciais consumidores da região, provenientes do exterior. Tem-se na região Centro-Oeste uma agropecuária mercantil por excelência, com a formação de um estruturado mercado de mão-de-obra no campo. E mais, a especialização produtiva em *commodities* agropecuárias faz com que o sistema de preços da região seja fortemente afetado pelas variáveis do mercado internacional, reduzindo os efeitos das características locais.

Os agrupamentos *baixo-baixo* são encontrados principalmente na Região Nordeste Setentrional e na porção sudeste do estado de Minas Gerais. No Nordeste, este fato pode ser atribuído à economia de subsistência que ainda vigora em muitos municípios da região, o que mantém parte da população fora do mercado. No estado de Minas Gerais, tem-se a grande proximidade de São Paulo e Rio de Janeiro, que impulsionam fortemente o mercado potencial da região, sem a correspondência no nível de atividade econômica e nos salários. A atividade produtiva precipuamente industrial teve seu processo de expansão para Minas Gerais a partir de 1970, segundo DINIZ

(1993). No entanto, esta expansão se concentrou no sul, sudoeste e área metropolitana do estado, que integram o que o autor chamou de *polígono do desenvolvimento* do país. O sudeste mineiro, de ocupação antiga e grande número de municípios, ficou isolado desse processo de desconcentração da indústria paulista. São municípios cuja economia no Império se baseava em parte na policultura semi-mercantil e em parte na produção de café para exportação baseado em mão-de-obra escrava. Sua falta de competitividade com o advento da economia cafeeira paulista na República, baseada no regime assalariado, resultou em forte depressão econômica. A região hoje, conhecida como Zona da Mata, padece de forte fragmentação territorial, com a convivência de poucos municípios bem desenvolvidos como Juiz de Fora e muitos de economia estagnada, que não foram capazes de realizar sua conversão produtiva após o ciclo cafeeiro (AMARAL, 2005).

3.3 RESULTADOS E INFERÊNCIAS

Além do modelo de dados em painel (Modelo 1) e do modelo de dados em painel com efeitos aleatórios, com componentes do erro correlacionados espacial e temporalmente (Modelo 3), estimamos também, à guisa de comparação, um modelo com efeitos fixos introduzindo *dummies* municipais (Modelo 2) pelo método LSDM (*Least Squares Dummy Variables*), que leva em conta as heterogeneidades espaciais. Todavia, esse tipo de modelagem não considera a dependência espacial dos erros ou das heterogeneidades regionais. Assim, a estimação com efeitos aleatórios nos parece ser a mais adequada.

Os resultados apresentados na TAB. 3 mostram as estimativas dos parâmetros em cada modelo. O Modelo 1 sugere que o modelo reduzido da equação salarial da Nova Geografia Econômica provê boa explicação para os diferenciais regionais de salários nos municípios brasileiros no período 1980-2000. Os sinais dos parâmetros são todos positivos, como esperado, de modo que quanto maior o mercado potencial de uma dada localidade, maior é também o preço do fator trabalho. Relação esta que, segundo a NGE, é consequência da elevação da demanda por mão-de-obra gerada pela concentração espacial da atividade produtiva, favorecida pela proximidade ao mercado consumidor. As variáveis de controle escolaridade média e taxa de alfabetização também apresentaram sinais apropriados: quanto maior a escolaridade e taxa de

alfabetização no município, maior seu salário médio. Todas as estimativas possuem alta significância estatística.

Tabela 3
Resultados das regressões sobre a variável dependente $\ln w$

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Intercepto	1,2567 (0,1799)	-3,1383 (0,8595)	-0,7109 (0,1098)
LnP	0,1992 (0,0098)	0,4106 (0,0428)	0,3082 (0,0061)
LnS1	0,7009 (0,0125)	0,7377 (0,0226)	0,6295 (0,0040)
LnS2	0,1151 (0,0208)	-0,2025 (0,0316)	-0,0299 (0,0065)
ρ	-	-	0,8466
σv	-	-	0,0340
$\sigma 1$	-	-	0,0784
R^2	0,7508	0,9148	0,7212
$\hat{\sigma}^*$	5,02	2,44	3,25
Instrumentos	LnS1, LnS2, PI, PWI	LnS1, LnS2, PI, PWI, dummies	LnS1, LnS2, PI, PWI

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

Nota: Erro-padrão entre parênteses. Todas as estimações dos parâmetros são significativas a 1%.

* Parâmetro referente ao inverso do coeficiente estimado para o mercado potencial, conforme equação (17).

O Modelo 2, estimado com a introdução de variáveis *dummy* para os municípios, apresenta maior relevância do mercado potencial na determinação dos salários. Entretanto, o sinal do parâmetro da taxa de alfabetização foi invertido e o valor do coeficiente sofreu grande alteração. Este fato pode ser explicado pela grande correlação entre a taxa de alfabetização e a escolaridade média, cujo valor é 0,91. Essa colinearidade interfere na estimação dos parâmetros dessas variáveis de controle.

Os resultados do Modelo 3, considerados os efeitos aleatórios e a dependência espacial e temporal no termo de erro, indicam que a relevância do mercado potencial na determinação do salário médio é ainda maior. Todos os parâmetros estimados possuem alta significância estatística, atestando que de fato seus valores são diferentes de zero. O sinal não esperado da variável de controle taxa de alfabetização segue o que já foi exposto para o Modelo 2 e é objeto de análise numa equação alternativa, o Modelo 4, que apresenta os resultados de sua exclusão.

O valor do coeficiente da variável de mercado potencial é bastante superior ao encontrado por FINGLETON (2006a) – 0,1962. De acordo com as estimações do Modelo 3, uma elevação de 1% no mercado potencial de determinada localidade estaria relacionada a uma elevação de 0,31% em seus salários nominais. Tal diferença em relação ao trabalho de Fingleton já era esperada, pois o autor utiliza dados internacionais, e não regionais como fizemos. Este fato sugere que os impactos do mercado potencial na determinação dos salários é maior quando considerado em termos regionais do que internacionais. Isso possivelmente porque os efeitos de uma menor ou maior concentração produtiva em certa localidade sobre seu mercado de mão-de-obra são relativamente maiores quando consideramos municípios e não regiões de vários países. Ou seja, os *backward* ou *forward effects* preconizados pela NGE possuiriam maior intensidade em unidades espaciais sub-nacionais¹⁵.

O parâmetro estimado para o mercado potencial é quase metade do valor estimado para os efeitos da escolaridade média. Este resultado sugere que o mercado potencial e a resultante concentração produtiva possuem forte influência sobre os salários nominais, ainda que essa relação não seja tão importante quanto à relação entre anos de estudo e salários, como seria de se esperar. Tal resultado sugere que autores como PESSÔA (2001) se equivocam ao afirmar que não haveria um problema de desigualdade regional no Brasil, alegando que a baixa produtividade de uma região seria oriunda exclusivamente dos atributos individuais de sua população, características estas que seriam correlacionadas com baixa renda. Modelos teóricos como os da NGE, que supõem retornos crescentes de escala localizados e concorrência imperfeita, possibilitam identificar fatores de desigualdade de renda que vão além dos atributos individuais, em contrapartida ao que sugerem esses autores, aferrados às hipóteses simplificadoras dos modelos de convergência.

Cabe ressaltar a elevação do coeficiente do mercado potencial com a introdução dos efeitos aleatórios com componentes do erro espacialmente dependentes, de modo a considerar a heterogeneidade regional e outros efeitos não modelados manifestos como

¹⁵ Em um contexto da Teoria do Lugar Central de CHRISTÄLLER (1966), a existência de um maior mercado potencial pode ser entendida como o preenchimento de um pré-requisito para a oferta de bens e serviços superiores de maior centralidade. Quanto maior a massa potencial de consumo, atividades mais centrais terão atendidas sua demanda mínima necessária para oferta, demanda mínima essa chamada por CHRISTÄLLER (1966) de *limite crítico*. Tais bens e serviços de hierarquia superior possuem ainda capacidade de atrair consumidores de distâncias maiores, ou seja, possuem maior *alcance*, o que possibilita a concentração de sua oferta e conseqüentemente gera impactos sobre o mercado de mão-de-obra local, elevando os salários nominais.

auto-correlação dos resíduos. As especificidades regionais aparentemente mascaravam a relação entre o mercado potencial e o valor dos salários. Enquanto em algumas localidades características regionais parecem ser responsáveis por uma redução no nível de salários – como baixo nível de mercantilização da economia – em outros atributos produtivos, como presença de recursos naturais, os influenciam positivamente. Assim, tem-se que, em média, a relação entre mercado potencial e os salários torna-se aparentemente inferior ao que de fato é quando a influência desses fatores é desconsiderada.

O valor estimado para a razão $\sigma/(\sigma-1)$ é 1,44. Este valor, de acordo com KRUGMAN (1991), equivale à proporção entre o preço e o custo marginal da produção. Considerando que, em equilíbrio, preço e custo médio se igualariam, um valor maior que a unidade para a razão $\sigma/(\sigma-1)$ indica a presença de retornos crescentes de escala nos municípios brasileiros. Todavia, a magnitude do valor estimado indicaria também um acréscimo das firmas de cerca de 44% sobre seus custos marginais. As simplificações realizadas no modelo que estimamos e no próprio desenvolvimento teórico de KRUGMAN (1991) fazem com que o parâmetro σ represente ao mesmo tempo a elasticidade de substituição entre as variedades de bens, a elasticidade-preço da demanda dos consumidores e medida de retornos de escala. Como afirma MION (2003, p. 20): “*However, by definition, σ is an elasticity of substitution (...) and this should be the preferred interpretation*”. Visto em termos de elasticidade de substituição entre as variedades de bens, o baixo valor estimado de $\hat{\sigma} = 3,25$ sugere que as variedades são consideradas como bens diferenciados e pouco substituíveis entre si, o que é bem razoável dado que estamos considerando a elasticidade de substituição entre todos os bens produzidos na economia brasileira. Vale destacar a proximidade do valor de $\hat{\sigma}$ estimado por nós ao de MION (2003), que utilizou modelagem de dados em painel dinâmico para estimar os parâmetros do modelo de HELPMAN (1995), conforme apresentado no Capítulo 1. Com dados de todas as províncias italianas, MION (2003) encontrou $\hat{\sigma} = 3,43$ e, considerando somente as províncias continentais, $\hat{\sigma} = 3,28$.

Ademais, o valor estimado do parâmetro ρ relacionado à correlação espacial dos resíduos da regressão encontrado por nós é também superior ao de FINGLETON (2006a): 0,1237. Esta diferença pode ser atribuída ao fato de a influência espacial entre municípios ser maior que entre países, uma vez que atributos geográficos, culturais,

institucionais e particularidades sócio-econômicas dificilmente se mantêm contidos dentro de fronteiras tão restritas como as de um município. Ao mesmo tempo, comunalidades sócio-econômicas em espaços geográficos contíguos, como entre municípios, são esperadas, dada a hipótese de existência de transbordamentos espaciais de externalidades pecuniárias. Conforme apresentado no Capítulo 2, a significância estatística de ρ pode ser testada pelo método de *Bootstrap*. O GRAF. 5 apresenta a distribuição dos valores estimados de ρ resultantes de 100 re-amostragens dos resíduos da equação salarial da NGE (17), mantendo todas as demais variáveis e a matriz de pesos constantes. Manter constantes todas as demais variáveis e matriz de pesos e extrair sub-amostras aleatórias do vetor de resíduos da regressão implica a quebra da correlação espacial nas novas amostras. Assim, espera-se que o valor estimado de ρ com base nas sub-amostras seja próximo de zero, como de fato encontramos. Como mostra o GRAF. 5, nas 100 re-amostragens extraídas o valor estimado de ρ ficou entre -0,058 e 0,060. Uma vez que o valor originalmente estimado pelo Modelo 3 é 0,8466, podemos afirmar com segurança que a hipótese nula de $\rho = 0$ é rejeitada.

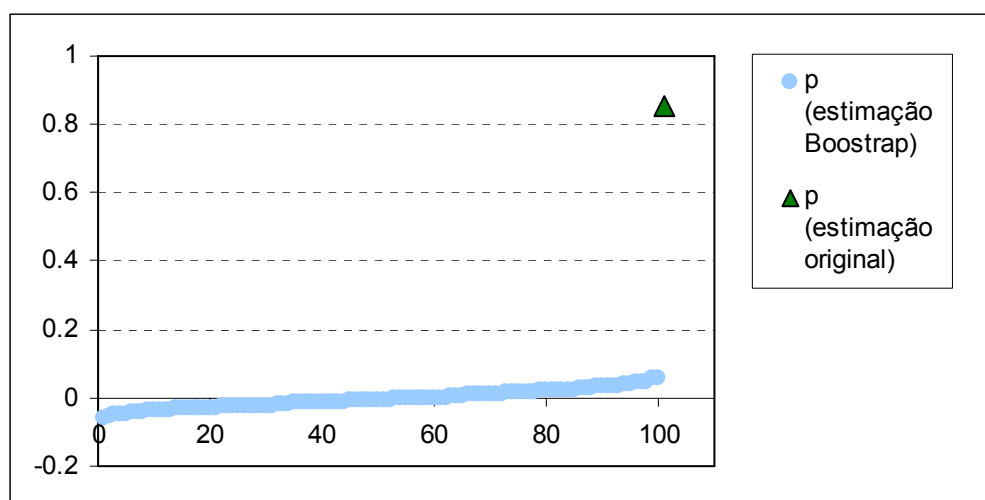


GRÁFICO 5 – Valor original de ρ estimado pelo Modelo 3 e distribuição Bootstrap de ρ resultante da re-amostragem dos erros u

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

Um valor tão elevado para o parâmetro ρ , que mede os *spillovers* espaciais, indica que o contexto regional em que uma localidade se encontra inserida possui grande relevância na determinação dos níveis salariais, o que corrobora os efeitos de gotejamento de HIRSCHMAN (1958) e os efeitos propulsores de MYRDAL (1957). De acordo com estes autores, quando uma localidade passa por uma experiência de

crescimento econômico este processo pode provocar diversos efeitos sobre a região em que este centro se encontra inserido. Efeitos estes que podem ser positivos ou negativos. Um modo pelo qual os efeitos positivos podem se manifestar é através de uma elevação na demanda por produtos do entorno causada pelo crescimento da economia do centro. Considerando este efeito propulsor ou de gotejamento do ponto de vista da NGE, quando a economia de uma localidade cresce, ela cresce em massa de rendimentos e poder de compra, o que significa que seu potencial enquanto mercado comprador também cresce. Assim, o crescimento econômico de um centro resulta em elevação não só mercado potencial do próprio centro, pela elevação de seu mercado interno, mas também na elevação do mercado potencial de todo o entorno regional, de acordo com os custos de transporte e níveis de preço. Segundo a NGE, uma elevação no mercado potencial de determinada localidade torna-a mais atrativa a investimentos. Com o aumento do mercado potencial, nas palavras de HIRSCHMAN (1958, p.66, tradução livre), haverá “tensões, desproporções e desequilíbrio” que favorecerão novos investimentos, o que poderá desencadear a causação circular cumulativa teorizada por MYRDAL (1957).

Cabe ainda considerar a adequação dos instrumentos adotados para a correção do problema de endogeneidade da variável mercado potencial. Conforme apresentado no Capítulo 2, a definição de uma variável instrumental requer a satisfação de duas hipóteses básicas: i) que a correlação entre o instrumento (z) e o resíduo da regressão (u) seja nula, i.e. $Cov(z, u) = 0$; hipótese essa não passível de testes; ii) os instrumentos (z) devem ser correlacionados à variável endógena (x), i.e. $Cov(z, x) \neq 0$; hipótese testável. (WOOLDRIDGE, 2003; GREENE, 2003). Apresentamos na TAB. 4 os resultados de uma regressão simples em que a variável endógena é considerada como dependente e os instrumentos compõem o conjunto de independentes. Como podemos perceber, a correlação entre os instrumentos e a variável mercado potencial é diferente de zero com forte significância estatística. Este resultado indica a satisfação da hipótese de $Cov(z, x) \neq 0$, suportando a escolha dos instrumentos.

Buscando testar a robustez dos resultados e avançar ainda mais na investigação da relação entre os salários nominais e o mercado potencial nos municípios brasileiros apresentamos na TAB. 5 a estimação de outros dois modelos. O primeiro, Modelo 4, trata do problema da correlação entre as variáveis de escolaridade e de alfabetização. O percentual de alfabetizados da população com 25 anos ou mais foi retirado deste

modelo, o que não implicou alteração significativa no coeficiente estimado da elasticidade entre mercado potencial e salários nominais. A diferença entre a estimativa do Modelo 3 e do Modelo 4 para este parâmetro foi de apenas 0,0013.

Tabela 4
Resultados de regressão sobre a variável dependente *ln potencial*

Variável	Coeficiente	p-valor
Intercepto	18,4092 (0,0229)	< 0,0001
LnS1	0,3625 (0,0127)	< 0,0001
LnS2	-0,0483 (0,0224)	0,0312
P_I	0,1852 (0,0169)	< 0,0001
P_{WI}	0,6227 (0,0186)	< 0,0001
Estatística F	7660,41	< 0,0001
R ²	0,7222	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.
Nota: Erro-padrão entre parênteses.

Tabela 5
Resultados das regressões sobre a variável dependente *ln w*

	Modelo 4	Modelo 5
Intercepto	-0,6567 (0,1098)	-1,1591 (0,0729)
LnP	0,3069 (0,0061)	- -
LnS1	0,6255 (0,0032)	0,4695 (0,0024)
Merc. Interno	-	0,1058 (0,0007)
Merc. Externo	-	0,2582 (0,0039)
ρ	0,8505	0,8257
σ_v	0,0340	0,0281
σ_1	0,0773	0,0780
R ²	0,7221	0,7186
Instrumentos	LnS1, PI, PWI	LnS1, Merc. Externo, PI, PWI

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos Censos Demográficos, IBGE.

Nota: Erro-padrão entre parênteses. Os parâmetros indicados com (NS) não foram significativos a 5%.

O Modelo 5, também motivado por FINGLETON (2006a), quebra o mercado potencial em seus componentes interno e externo, de modo a identificar a relevância de cada um na diferenciação dos salários municipais no Brasil. Os resultados encontrados possuem grandes diferenças em relação a FINGLETON (2006a), em que o coeficiente que mede a elasticidade dos salários nominais em relação ao mercado externo não foi significativamente diferente de zero. Este resultado levou Fingleton a concluir que, em sua análise internacional, o aspecto “geográfico” da Nova Geografia Econômica não teria grande relevância na determinação salarial. Os nossos resultados apontam exatamente para a direção contrária. O parâmetro estimado para o mercado externo é quase 2,5 vezes maior que o do mercado interno. Este fato sugere que a relação entre o acesso aos mercados regionais externos, medido pelo poder de compra ponderado pelo custo de transporte, é duas vezes mais relevante que o mercado interno na diferenciação do salário nominal. Já o valor estimado para o coeficiente da elasticidade dos salários nominais em relação ao mercado interno encontrado por nós é inferior ao resultado de FINGLETON (2006a): 0,1637. Vale ressaltar que, guiados por ROSENSTEIN-RODAN (1943), NURKSE (1953) e FURTADO (1976), dentre outros, acreditamos que a maior relevância do mercado externo tal qual encontramos seja resultado da escala espacial de análise que adotamos. Em um contexto municipal, em que o comércio inter-regional é facilitado por baixos custos de transportes, ausência de tarifas alfandegárias e de taxa de câmbio, é razoável pensar que o mercado interno do município possua menor importância que o mercado dos demais municípios, especialmente aqueles de maior proximidade. Todavia, em um contexto nacional, o resultado encontrado por FINGLETON (2006a), consoante com as teorias de mercado interno, nos parece mais condizente com a realidade.

Os Modelos 3 a 5 apontam ainda a robustez da estimação do parâmetro ρ , que mede, pelos resíduos, os *spillovers* espaciais inter-municipais. Em todos os modelos, este parâmetro se manteve no intervalo de 0,8252 a 0,8505, o que nos permite concluir com ainda mais segurança pela relevância do contexto regional na diferenciação salarial entre os municípios brasileiros e a necessidade de consideração não somente da fricção espacial em modelos de geografia econômica, mas da própria localização espacial e das relações de vizinhança.

A relativa estabilidade dos estimadores encontrados e o grau de adequação do modelo para compreender os diferenciais salariais no Brasil, sugerido pelos altos valores dos coeficientes de determinação, corroboram a especificação adotada. Assim, podemos concluir que a estimação do modelo proposto pela NGE, com os ajustes e simplificações de FINGLETON (2006a), pelo método de dados em painel com erros espacialmente e temporalmente correlacionados de KAPOOR *et al.* (2007) fornece embasamento empírico para a adequação do arcabouço teórico da NGE à realidade brasileira. O potencial de mercado, juntamente com fatores educacionais, parece ter papel central na determinação dos salários nominais, como afirma a teoria.

A influência do potencial de mercado e, mais ainda, a relevância dos *spillovers* espaciais na determinação salarial corroboram os diversos trabalhos da literatura empírica brasileira que se debruçam sobre a questão regional das disparidades salariais. Como afirma SAVEDOFF (1990), ao analisar o diferencial salarial entre regiões metropolitanas na década dos 80, as explicações clássicas como diferenças locais nos custos de vida ou qualidade da força de trabalho seriam responsáveis por apenas parte desse diferencial. Segundo o autor, também as disparidades na composição da demanda por trabalho seriam fatores importantes. Na mesma linha, SERVO (1999) constata a permanência dos diferenciais salariais entre as regiões metropolitanas do Brasil ainda que se controle pelas características pessoais, do emprego e de custo de vida.

FONTES *et al.* (2006) analisam o impacto dos atributos econômicos urbanos sobre os diferenciais de salário entre as cidades médias e regiões metropolitanas brasileiras, adicionando ao debate sobre os determinantes dos rendimentos do trabalho fatores impactantes do nível de produtividade local e da estrutura regional de demanda por trabalho. Os autores adotam uma estimação por modelos hierárquicos em dois níveis, o que possibilitou a inclusão de variáveis individuais e de características dos centros urbanos. Com o método, os autores realizaram a decomposição da variância salarial total entre trabalhadores e unidades territoriais e observaram que uma proporção significativa da dispersão salarial total dos indivíduos está relacionada às diferenças salariais entre as localidades, sinalizando que particularidades locais afetam os níveis salariais dos indivíduos. Os resultados apontam para a importância dos fatores econômicos locais, e não apenas dos diferenciais interurbanos quanto à qualificação e à experiência da força de trabalho, na determinação das disparidades regionais de salário.

Por sua vez, GALINARI (2006) busca evidências dos efeitos das economias de aglomeração em atividades industriais nos municípios paulistas com dados do ano 2000. Empregando dados sobre a área urbanizada das cidades, o autor busca evidências de economias de urbanização fazendo uso da abordagem das equações salariais do arcabouço teórico da Economia Urbana, que tem como principal hipótese uma relação positiva entre diferenciais salariais interurbanos e de produtividade do trabalho. Seus resultados, obtidos a partir da técnica das variáveis instrumentais, sugerem ganhos de produtividade com a densidade industrial e revelam a magnitude dos transbordamentos dos níveis de eficiência produtiva entre áreas próximas, bem como seu progressivo declínio com o distanciamento geográfico.

Tal permanência nas disparidades salariais entre regiões brasileiras ainda que se controle por atributos pessoais é também encontrada por REIS e BARROS (1990), SILVEIRA-NETO e CAMPELO (2003), GALINARI *et al.* (2006), PAILLACAR (2007), dentre outros. Nosso trabalho se insere junto destes, ao identificar uma forte relação entre o mercado potencial e os salários nominais, evidenciando o fato de que não só as características individuais influenciam a determinação salarial.

Considerações finais

O enfoque na questão da concentração produtiva no espaço adotado pela Nova Geografia Econômica trouxe fôlego novo à análise das desigualdades regionais. Os resultados obtidos nesse trabalho sugerem que o mercado potencial de uma determinada localidade e, como consequência, a concentração produtiva, possuem uma forte relação com o preço do fator trabalho, confirmando os resultados encontrados por trabalhos como BRAKMAN *et al.* (2000), LIN (2003), MION (2003), NIEBUHR (2004), FINGLETON (2006a) e PAILLACAR (2007).

A identificação de uma forte relação entre os salários nominais e o mercado potencial entre os municípios brasileiros sugere que não apenas as características individuais são consideradas quando da determinação salarial. Apesar da importância de atributos como dotação de capital humano, amenidades locais e custos de vida heterogêneos na diferenciação inter-regional dos salários nominais, nossos resultados indicam que estes não são os únicos fatores capazes de explicar tais diferenciais. O que percebemos é que o mercado potencial e a resultante concentração produtiva parecem ter influência sobre os salários nominais quase tão importante quanto à relação entre

anos de estudo e salários. Tal resultado contraria as teses de que não haveria um problema de desigualdade regional no Brasil ou de que a baixa produtividade de uma região seria oriunda exclusivamente dos atributos individuais de sua população, características estas que seriam correlacionadas com baixa renda.

Concluimos, portanto, que modelos teóricos como os da NGE, que supõem retornos crescentes de escala localizados e concorrência imperfeita, possibilitam identificar fatores de desigualdade de renda que vão além dos atributos individuais, fatores estes que por vezes não são percebidos quando se adota hipóteses simplificadoras como nos modelos de convergência. Mais do que apenas identificar a relação entre mercados potenciais e salários, a simples análise exploratória gráfica da evolução dessas variáveis já indicava um crescimento mais acentuado do mercado potencial da região mais desenvolvida em relação a seu salário nominal. Tal constatação vai de encontro às hipóteses da NGE, uma vez que o crescimento da renda das regiões menos desenvolvidas favorece o mercado potencial das mais desenvolvidas e, por conseqüência, seu salário nominal. Esta evolução regional dos rendimentos no Brasil condiz com os supostos da NGE e se fecha em um ciclo de crescimento concentrado e desbalanceado que resulta em uma dinâmica de centro-periferia, tornando difícil vislumbrar uma redução das desigualdades de renda regionais.

A contribuição desse trabalho é principalmente a utilização da técnica de modelo de dados em painel com componentes do erro correlacionados, espacial e temporalmente, na estimação de uma versão reduzida da equação salarial da Nova Geografia Econômica. A adoção desta metodologia permitiu evidenciar as comunalidades sócio-econômicas em espaços geográficos contíguos, como entre municípios, condizente com a hipótese de existência de transbordamentos espaciais de externalidades pecuniárias. O alto valor e significância estimados para o parâmetro ρ , que mede os *spillovers* espaciais, indica que o contexto regional em que uma localidade se encontra inserida possui grande relevância na determinação dos níveis salariais, o que corrobora os efeitos de transmissão inter-regional do desenvolvimento conforme proposto por HIRSCHMAN (1958) e MYRDAL (1957).

A definição da modelagem aqui utilizada permitiu concluir que os resultados encontrados para a economia regional do Brasil sugerem não só uma maior dependência espacial como também uma maior relação entre o mercado potencial e os salários nominais entre as regiões brasileiras se comparadas às nações avaliadas por FINGLETON

(2006a). Os resultados apontam ainda para a grande relevância dos efeitos regionais nas estimativas. A influência das heterogeneidades regionais na análise de dados de um país de dimensões e idiosincrasias como o Brasil não pode ser de modo algum desconsiderada.

A relevância dos mercados potenciais na determinação dos salários nominais possui implicações importantes na definição de políticas públicas. A relação entre o poder de consumo e os salários indica que políticas de desenvolvimento dos mercados regionais e desconcentração produtiva podem ter papel fundamental para a redução das disparidades regionais. A capacidade de elevação da renda dos investimentos públicos em áreas depreciadas implica potencial de aprimoramento de mercados consumidores, favorecendo o investimento privado e o crescimento sustentado. A estruturação de novos mercados e centros produtivos geraria efeitos capazes de extrapolar as fronteiras locais abrangendo todo o entorno regional. Os transbordamentos espaciais propiciados pela elevação dos mercados potenciais e pela redução dos custos produtivos, possibilitada pelas economias de aglomeração, fazem com que a criação de novas centralidades apareça como importante mecanismo de políticas para a redução das disparidades regionais.

A criação de novas centralidades e o desenvolvimento de uma rede urbana mais densa e menos desigual favoreceria os mercados potenciais das regiões mais periféricas, potencializando a apropriação de externalidades pecuniárias e tecnológicas. Ademais, um melhor ordenamento do território nacional resultaria em mercados mais estruturados e geraria uma estrutura de demanda por trabalho mais organizada, incrementando o nível dos salários, possibilitando um desenvolvimento regional mais equilibrado.

Cabe ressaltar o papel específico da infra-estrutura como indutora de investimentos, geradora de externalidades positivas e essencial para a criação de novos centros ou empoderamento dos já existentes ou latentes. Em especial, a infra-estrutura de transporte que, como sugere o modelo utilizado, possui papel central na distribuição da atividade produtiva e determinação dos níveis de renda. Em um país com extensão e configuração espaciais como as do Brasil, a questão do transporte é mais que uma questão de acessibilidade e deve ser vista e pensada como estratégia para um crescimento balanceado e sustentado.

Neste sentido, este trabalho abre para nós um campo de pesquisa mais aprofundada sobre a realidade brasileira no contexto das potencialidades dos mercados e suas repercussões regionais. Investigações mais aprofundadas acerca da relação entre os mercados potenciais e a infra-estrutura e seus efeitos sobre a distribuição espacial das atividades produtivas e sobre o salário; a busca por estimativas consistentes com dados brasileiros para os demais parâmetros preconizados pela NGE; e a comparação da eficiência da NGE e de outras teorias para a compreensão e explicação da realidade nacional recente e das disparidades regionais, são lacunas ainda abertas de pesquisa que podem ajudar a melhor entender e até mesmo intervir na dinâmica regional do Brasil.

Referências

- AMARAL, P. *Desenvolvimento desigual em Minas Gerais*. 2005. 56f. Monografia (Graduação em economia). Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.
- ANDRADE, E.; LAURINI, M.; MADALOZZO, R.; PEREIRA P. Convergence clubs among brazilian municipalities. *Economic Letters*, v. 83, n. 2, p. 179-184, 2004.
- ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*. Boston: Kluwer Academic, 1988. 284 p.
- ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association - LISA. *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- ANSELIN, L. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In: FISHER, M., SCHOLTEN, H.; UNWIN, D. (Eds.) *Spatial analytical perspectives in GIS*. London: Taylor & Francis, 1996. p. 111-125.
- ANSELIN, L.; H. KELEJIAN. Testing for spatial error autocorrelation in the presence of endogenous regressors. *International Regional Science Review*, v. 20, n. 1-2, p. 153-182, 1997.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- AZZONI, C.; CARMO, H.; MENEZES, T. Índice de custo de vida comparativo para as principais regiões metropolitanas brasileiras: 1981-1999. *Estudos Econômicos*, v. 30, n. 1, p. 165-86, 2000.
- AZZONI, C.; MENEZES-FILHO, N.; SILVEIRA-NETO R. *Geography and income convergence among Brazilian states*. Washington: Inter-American Development Bank, 2000. 30 p. (Research network working papers; n. 395)
- BALTAGI, B. *Econometric analysis of panel data*. Chichester: John Wiley & Sons, 2005. 316 p.
- BALTAGI, B.; LI, D. Prediction in the panel data model with spatial correlation. In: ANSELIN, L.; FLORAX, R.; REY, S. (Eds.). *Advances in spatial econometrics: methodologies, tools and applications*. Berlin: Springer, 2004. p. 283-295.
- BALTAGI, B.; SONG, S.; KOH, W. Testing panel data regression models with spatial error correlation. *Journal of Econometrics*, v. 117, n. 1, p. 123-150, 2003.
- BAROSSO-FILHO, M.; AZZONI, C. *A time series analysis of regional income convergence in Brazil*. São Paulo: USP/Núcleo de Economia Regional e Urbana, 2003. 20 p.
- BATISTA DA SILVA, M.; SILVEIRA-NETO, R. Determinantes da localização industrial no Brasil e geografia econômica: evidências para o período pós-Real. In: ENCONTRO

NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal, RN. *Anais*. Belo Horizonte: ANPEC, 2005. (Disponível em CD-ROM)

BECKER, G. *Human capital: a theoretical and empirical analysis with special reference to education*. New York: NBER, 1964. 187 p.

BOWDEN, R.; TURKINGTON, D. *Instrumental variables*. Cambridge: Cambridge University, 1990. 227 p.

BRAKMAN, S.; GARRETSEN, H.; SCHRAMM, M. The empirical relevance of the new economic geography: testing for a spatial wage structure in Germany. Munich: *CESifo*, 2000. 24 p. (Working paper, n.395).

CHEIN, F.; LEMOS, M.; ASSUNÇÃO, J. Desenvolvimento desigual: evidências para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal, RN. *Anais*. Belo Horizonte: ANPEC, 2005. (Disponível em CD-ROM)

CHRISTÄLLER, W. *Central places in southern Germany*. Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall, 1966. 230 p.

CLIFF, A.; ORD, J. *Spatial autocorrelation*. London: Pion, 1973. 178 p.

CLIFF, A.; ORD, J. *Spatial processes: models & applications*. London: Pion, 1981. 266 p.

COELHO, R. *Dois ensaios sobre a desigualdade de renda dos municípios brasileiros*. 2006. 90f. Dissertação (Mestrado em economia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.

CORSEUIL, C.; FOGUEL, M. *Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE*. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. 13 p. (Texto para discussão; n.897).

DINIZ, C. Desenvolvimento poligonal no Brasil: nem desconcentração nem contínua polarização. *Nova Economia*, v. 3, n. 1, p. 35-64, 1993.

DIXIT, A.; STIGLITZ, J. Monopolistic competition and optimum product diversity. *American Economic Review*, v. 67, n. 3, p. 297-308, 1977.

EFRON, B. *The jack-knife, the bootstrap and other resampling plans*. Philadelphia: Society for Industrial and Applied Mathematics, 1982. 92 p.

FERREIRA, A. Convergence in Brazil: recent trends and long-run prospects. *Applied Economics*, v. 32, n. 4, p. 479-489, 2000.

FIGUEIREDO, L. *The new economic geography and regional growth in Brazil and India*. 2002. 584 f. Tese (Doutorado) - University of Nottingham, Nottingham.

FINGLETON, B. *Competing models of global dynamics: evidence from panel models with spatially correlated error components*. 2006a (Paper presented in the Regional Science Association International (RSAI) Annual Conference. Jersey, Channel Islands: RSAI)

FINGLETON, B. *A generalized method of moments estimator for a spatial panel model with an endogenous spatial lag and spatial moving average errors*. 2006b (Paper presented in the 13th International Conference on Panel Data. Faculty of Economics, University of Cambridge)

FINGLETON, B. *A generalized method of moments estimator for a spatial panel model with moving average errors, with application to real estate prices*. 2006c (Paper presented in the International Workshop on Spatial Econometrics and Statistics. Rome, Italy)

FONTES, G.; SIMÕES, R.; HERMETO A. M. Diferenciais regionais de salário no Brasil, 1991 e 2000: uma aplicação dos modelos hierárquicos. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador, BA. *Anais*. São Paulo: ANPEC, 2006. (Disponível em CD-ROM).

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES A. *Economia espacial*. São Paulo: Futura, 2002. 391p.

FUJITA, M.; MORI, T. *Frontiers of the new economic geography*. Chiba: Institute of Developing Economies, 2005. 38 p. (Discussion paper; n.27).

FURTADO, C. *A economia latino-americana: formação histórica e problemas contemporâneos*. São Paulo: Cia. Editora Nacional, 1976. 339 p.

GALINARI, R. *Retornos crescentes urbano-industriais e spillovers espaciais: evidências a partir da taxa salarial no estado de São Paulo*. 2006. 162 f. Dissertação (Mestrado em economia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2006.

GALINARI, R.; LEMOS, M.; AMARAL, P. Retornos crescentes urbanos: a influência do espaço na diferenciação da taxa salarial no Brasil. In: DE NEGRI, J.; DE NEGRI, F.; COELHO, D. (Eds.) *Tecnologia, exportações e emprego*. Brasília: IPEA, 2006. p. 203-248.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 5.ed. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall, 2003. 1026 p.

HANSON, G. *Market potential, increasing returns, and geographic concentration*. Cambridge, Mass.: NBER, 1998. 55 p. (*Working papers*; n.6429).

HANUSHEK, E.; KIMKO, D. Schooling, labor force quality, and the growth of nations. *American Economic Review*, v. 90, n. 5, p. 1184-1208, 2000.

HANUSHEK, E.; WELCH, F. *Handbook on the economics of education*. Amsterdam: Elsevier, 2006. 860 p.

HARRIS, C. The market as a factor in the localization of industry in the United States. *Annals of the Association of American Geographers*, v. 44, n. 4, p. 315-348, 1954.

HELPMAN, E. *The size of regions*. Tel-Aviv: The Foerder Institute for Economic Research. 1995. 35 p. (Working papers; n.14-95).

HIRSCHMAN, A. *The strategy of economic development*. New Haven: Yale University, 1958. 217 p. (Yale studies in economics)

JOHNSTON, J. *Econometric methods*. 3. ed. New York: McGraw-Hill, 1984. 568 p.

KAPOOR, M.; KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. Panel data models with spatially correlated error components. *Journal of Econometrics*, v. 140, n. 1, p. 97-130, 2007.

KELEJIAN, H; PRUCHA, I. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, v.1, n. 17, p. 99-121, 1998.

KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. *International Economic Review*, v. 40, n. 2, p. 509-533, 1999.

KENNEDY, P. *A guide to econometrics*. 3. ed. Oxford: Blackwell, 1992. 410 p.

KRUGMAN, P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. *American Economic Review*, v. 70, n. 5, p. 950-959, 1980.

KRUGMAN, P. R. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 3, p. 483-499, 1991.

LEIBOWITZ, A. Years and intensity of schooling investment. *American Economic Review*, v. 66, n. 3, p. 321-334, 1976.

LEWIS, W. A. O desenvolvimento econômico com oferta ilimitada de mão de obra. In: AGARWALA, A.; SINGH, S. (Eds.) *A economia do subdesenvolvimento*. Rio de Janeiro: Forense, 1969. p.406-456.

LIN, S. *International trade, location and wage inequality in China*. Helsink: UNU/WIDER, 2003. 36p. (Discussion paper; n.2003/61).

LÖSCH, A. *The economics of location*. New Haven: Yale University, 1954. 520p.

MACKINNON, J. Bootstrap inference in econometrics. *The Canadian Journal of Economics*, v. 35, n. 4, p. 615-645, 2002.

MARSHALL, A. *Princípios de economia: tratado introdutório*. 2.ed. São Paulo: Abril Cultural, 1985. 2 v. (Os Economistas).

MINCER, J. *Schooling, experience and earnings*. New York: NBER, 1974. 152 p.

MION, G. *Spatial externalities and empirical analysis: the case of Italy*. Mannheim: ZEW, 2003. 34p. (Discussion paper; n.03-38).

- MYRDAL, G. *Economic theory and underdeveloped regions*. London: Gerald Duckworth, 1957. 167 p.
- NIEBUHR, A. *Market access and regional disparities: new economic geography in Europe*. Hamburg: HWWA, 2004. 33 p. (Discussion paper; n.269).
- NORTH, D. *Institutions, institutional change, and economic performance*. Cambridge; New York: Cambridge University, 1990. 152 p.
- NURKSE, R. *Problems of capital formation in underdeveloped countries*. Oxford: Basil Blackwell, 1953. 163 p.
- PAILLACAR, R. *Market potential and worker heterogeneity as determinants of Brazilian wages*, 2007, 32 p. (mimeogr). Disponível em: <<http://team.univ-paris1.fr/teamperso/paillacar/>>
- PERROUX, F. *A economia do século XX*. Porto: Herder, 1967. 755 p.
- PESSÔA, S. Existe um problema de desigualdade regional no Brasil? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29., 2001, Salvador, BA. *Anais*. Campinas: ANPEC, 2001. (Disponível em CD-ROM).
- QUEIROZ, B. Diferencial regional de salários e retornos sociais à educação: uma abordagem hierárquica. In: WAJNMAN, S.; MACHADO, A. F. (Eds.) *Mercado de trabalho: uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil*. Belo Horizonte: UFMG, 2003. p.69-91.
- RAUCH, J. Productivity gains from geographic concentration of human capital: evidence from the cities. *Journal of Urban Economics*, v. 34, n. 3, p. 380-400, 1993.
- REIS, J.; BARROS, R. Desigualdade salarial e distribuição de educação: a evolução das diferenças regionais no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 20, n. 3, p. 415-478, 1990.
- ROOS, M. *Wages and market potential in Germany*. Dortmund: University of Dortmund, Department of Economics, 2001. 28p. (Discussion papers in economics; n.00_09)
- ROSENSTEIN-RODAN, P. Problems of industrialisation of eastern and south-eastern Europe. *Economic Journal*, v. 53, n. 210/211. p. 202-211, 1943.
- SAVEDOFF, W. Os diferenciais regionais de salário no Brasil: segmentação versus dinamismo da demanda. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 20, n. 3, p. 521-556, 1990.
- SERVO, L. Diferenças de salários no Brasil: uma análise para as regiões metropolitanas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 27., 1999, Belém, PA. *Anais*. Salvador: ANPEC, 1999. (Disponível em CD-ROM)
- SILVEIRA-NETO, R.; CAMPELO, A. O perfil das disparidades regionais de renda no Brasil: evidências a partir de regressões quantílicas para os anos de 1992 e 2001. In:

ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro, BA. *Anais*. Pernambuco: ANPEC, 2003. (Disponível em CD-ROM).

SIMÕES, R.; RODRIGUES, C.; AMARAL, P. *Urban networks on health services supply: a municipal data analysis of Brazil*. (Paper presented in the 36th Annual Conference of Regional Science Association International: British and Irish Section (RSAI - BIS). Jersey: RSAI). 2006.

SOUZA, C. *A nova geografia econômica: três ensaios para o Brasil*. 2007. 130 f. Tese (Doutorado em economia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Geral, Belo Horizonte.

VON THÜNEN, J. H. *Isolated state*. Oxford, New York: Pergamon, 1966. 304 p.

WALD, A. The fitting of straight lines if both variables are subject to error. *The Annals of Mathematical Statistics*, v. 11, n. 3, p. 284-300, 1940.

WEBER, A. *Theory of the location of industries*. Chicago: The University of Chicago, 1929. 256 p.

WOOLDRIDGE, J. *Introductory econometrics: a modern approach*. 2.ed. Mason: Thomson South-Western, 2003. 863 p.

Anexos

Rotina de estimação do Modelo 3 no software R¹⁶:

```
library(sem)
library(spdep)

T=3
N=3930

#Fórmula Equação: Explicada ~ Exógenas + Endógena
formula=lnrendocup ~ lnanest + lnpalfab + lnpotencial

#Fórmula Instrumentos: ~ Instrumentos
form_inst= ~ lnanest + lnpalfab + p_i + w_p_i

data=read.csv("base3.csv",header=TRUE)
step1=tsls(formula, form_inst, data=data)
summary(step1)

u=as.matrix(step1$residuals)

Wmat=as.matrix(read.csv("w.csv",header=TRUE))
Wlist=mat2listw(Wmat)
summary(Wlist)

ind=rep(1:T, each=N)
wu=unlist(tapply(u,ind,function(ut) lag.listw(Wlist,ut)))
wwu=unlist(tapply(wu,ind,function(ut) lag.listw(Wlist,ut)))

ind2=rep(1:N,T)
Q1u=rep(tapply(u,ind2,mean),T)
Q1wu=rep(tapply(wu,ind2,mean),T)
Q1wwu=rep(tapply(wwu,ind2,mean),T)
Q0u=u-Q1u
Q0wu=wu-Q1wu
Q0wwu=wwu-Q1wwu

uQ0u=crossprod(Q0u)
wuQ0wu=crossprod(Q0wu)
wwuQ0wwu=crossprod(Q0wwu)
uQ0wu=crossprod(Q0u,Q0wu)
uQ0wwu=crossprod(Q0u,Q0wwu)
wuQ0wwu=crossprod(Q0wu,Q0wwu)

trww=sum(unlist(Wlist$weights)^2)

G1=matrix(,3,3)
G1[,1]=c(2*uQ0wu,2*wuQ0wwu,uQ0wwu+wuQ0wu)/(N*(T-1))
G1[,2]=c(wuQ0wu,wwuQ0wwu,wuQ0wwu)/-(N*(T-1))
G1[,3]=c(1,trww/N,0)

g1=matrix(,3,1)
g1[,1]=c(uQ0u,wuQ0wu,uQ0wu)/(N*(T-1))

{nls1=nls(g1 ~ G1[,1]*rho1 + G1[,2]*(rho1^2) +
G1[,3]*sigv1,start=list(rho1=0,sigv1=0),trace=FALSE)}
```

¹⁶ Agradecemos aos colaboradores e desenvolvedores do software R e dos pacotes “sem” e “spdep”.

```

coef1=coef(nls1)
rho1=coef1[1]
sigv1=coef1[2]

uQ1u=crossprod(Q1u)
wuQ1wu=crossprod(Q1wu)
wwuQ1wwu=crossprod(Q1wwu)
uQ1wu=crossprod(Q1u,Q1wu)
uQ1wwu=crossprod(Q1u,Q1wwu)
wuQ1wwu=crossprod(Q1wu,Q1wwu)

sig11=uQ1u/N - uQ1wu*2*rho1/N - wuQ1wu*rho1^2/-N

G2=matrix(,6,4)
{G2[,1]=c(c(2*uQ0wu,2*wuQ0wwu,uQ0wwu+wuQ0wu)/(N*(T-1)),c(2*uQ1wu,2*wuQ1wwu,uQ1wwu+wuQ1wu)/N)}
{G2[,2]=c(c(wuQ0wu,wwuQ0wwu,wuQ0wwu)/-(N*(T-1)),c(wuQ1wu,wwuQ1wwu,wuQ1wwu)/-N)}
G2[,3]=c(1,trww/N,0,matrix(0,3,1))
G2[,4]=c(matrix(0,3,1),1,trww/N,0)

g2=matrix(,6,1)
g2[,1]=c(c(uQ0u,wuQ0wu,uQ0wu)/(N*(T-1)),c(uQ1u,wuQ1wu,uQ1wu)/N)

wpw=crossprod(Wmat)

Tw=matrix(,3,3)

{rm(list=cbind("g1","G1","nls1","Q0u","Q0wu","Q0wwu","Q1u","Q1wu","Q1wwu","Wlist","wu","wwu"))}

Tw[,1]=c(2,2*trww/N,0)
Tw[1,]=c(2,2*trww/N,0)
Tw[2,2]=2*sum(diag((wpw%*%wpw)))/N

ww=Wmat%*%Wmat
Tw[3,3]=sum(diag(ww+wpw))/N
rm(ww)

wp=t(Wmat)
Tw[2,3]=sum(diag(wpw%*%(wp+Wmat)))/N
Tw[3,2]=Tw[2,3]
rm(list=cbind("wp","wpw"))

Ea=matrix(0,2,2)
Ea[1,1]=(sigv1^2)/(T-1)
Ea[2,2]=sig11^2

E=kronecker(Ea,Tw)
Ei=solve(E)
Ec=chol(Ei)
G2c=Ec%*%G2
g2c=Ec%*%g2

{nls2=nls(g2c ~ G2c[,1]*rho + G2c[,2]*(rho^2) + G2c[,3]*sigv + G2c[,4]*sig1,start=list(rho=0,sigv=0,sig1=0),trace=FALSE)}

coef2=coef(nls2)

rho=coef2[1]

```

```

sigv=coef2[2]
sigl=coef2[3]

CO=diag(N)-rho*Wmat

trm=terms(formula,data=data)
frm=lm(formula,data,method="model.frame")
y=model.extract(frm,"response")
x=model.matrix(trm,frm)
summary(x)
yco=unlist(tapply(y,ind,function(yt) CO%*%yt))

{xco=apply(x,2,function(xnt) unlist(tapply(xnt,ind,function(xt)
CO%*%xt)))}
summary(xco)

sigvsq=sigv^(1/2)
siglsq=sigl^(1/2)

theta=1-(siglsq/sigvsq)

trmi=terms(form_inst,data=data)
frmi=lm(form_inst,data,method="model.frame")
z=model.matrix(trmi,frmi)
summary(z)

{zomega=(z-theta*apply(z,2,function(nt)
rep(tapply(nt,ind2,mean),T))*sigv)}
zoz=solve(crossprod(zomega))
xpz=t(xco)%*%z
zpx=t(xpz)
zpy=t(z)%*%yco

C=solve(xpz%*%zoz%*%zpx)
biv=C%*%xpz%*%zoz%*%zpy
xbiv=x%*%biv
uhat=y-xbiv

sqe=crossprod(xbiv-apply(xbiv,2,mean))
r2=sqe/(sqe+crossprod(uhat))
colnames(r2)=c(" ")
rownames(r2)=c("R2")
sd=sqrt(diag(C))
t=biv/sd
p=pnorm(abs(t),lower.tail=FALSE)*2
result=cbind(biv,sd,t,p)
colnames(result)=c('Estimate', 'Std. Error', 't value', 'Pr(>|t|)')
result
coef2
r2

save(result,r2,coef2, file="result.Rdata")

```