

DIFERENCIAIS SALARIAIS E MERCADO POTENCIAL: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Autores:

Pedro Vasconcelos Amaral (Cedeplar/UFMG)

Mauro Borges Lemos (Cedeplar/UFMG)

Rodrigo Ferreira Simões (Cedeplar/UFMG)

Flávia Lúcia Chein Feres (Cedeplar/UFMG)

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. 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: Diferenciais salariais, Nova geografia econômica, Brasil.

Classificação JEL: J31, R12.

Área ANPEC: Área 9 - Economia Regional e Urbana.

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. 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: Wage differentiation, New Economic Geography, Brazil.

JEL classification: J31, R12.

DIFERENCIAIS SALARIAIS E MERCADO POTENCIAL: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

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 seções, além dessa introdução. A primeira 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. A segunda seção é dedicada ao método de estimação adotado, detalhando seus procedimentos, vantagens e limitações. A terceira 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.

1 A Nova Geografia Econômica

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 . 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:

$$\begin{aligned} w_r^M &= \left[\sum_s Y_s (G_s^M)^{\sigma-1} T_{Mrs}^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{\sigma}} \\ w_r^A &= \left[\sum_s Y_s (G_s^A)^{\eta-1} T_{Ars}^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{\eta}} \end{aligned} \quad (6)$$

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:

$$\begin{aligned} \omega_r^M &= w_r^M (G_r^M)^{-\mu} (G_r^A)^{\mu-1} \\ \omega_r^A &= w_r^A (G_r^M)^{-\mu} (G_r^A)^{\mu-1} \end{aligned} \quad (7)$$

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

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, $\eta > 1$.

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 retroalimentado 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.

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. 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):

$$w_r^M = \left[\sum_s Y_s (G_s^M)^{\sigma-1} T_{Mrs}^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{\sigma}} X_r^M \quad (8)$$

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

Se assumirmos custos de transporte, índices de preço e elasticidade de substituição iguais entre os setores competitivo e de concorrência monopolística, temos:²

$$w_r = \left[\sum_s Y_s (G_s)^{\sigma-1} T_{rs}^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{\sigma}} X_r \quad (8b)$$

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

$$w_{rt} = P_{rt}^{1/\sigma} X_{rt} \quad (9)$$

Como se pode perceber, acrescentamos à equação (9) 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 NGE³.

Assumimos a heterogeneidade regional da eficiência do trabalho como oriunda de diferentes níveis de escolaridade (S_{jt}) dos adultos com mais de 25 anos, o que nos permite apreciar os efeitos da escolaridade:

$$\ln X_{jt} = b_0 + b_1 \ln S_{jt} + u_{jt} \quad (10)$$

² 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.

³ 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} e u_t são vetores e b_0 e b_1 são parâmetros escalares.

Desta forma, substituindo (10) em (9), transformada em logaritmos, temos a equação estendida dos salários nominais:

$$\ln w_t = \frac{1}{\sigma} \ln P_t + b_0 + b_1 S_{1t} + u_t \quad (11)$$

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 relação entre mercado potencial e valor dos salários nominais em determinada localidade é um dos pontos centrais da Nova Geografia Econômica (NGE). Todavia, esta constatação teórica da NGE não foi objeto de muitos testes empíricos que busquem identificar sua adequação com a realidade. HANSON (1998) foi o primeiro a estimar os parâmetros estruturais do modelo de KRUGMAN (1991). Ao analisar a economia dos condados dos Estados Unidos, o autor identificou fortes conexões de demanda, altamente localizadas, entre as regiões. Seus resultados apontaram para uma redução do salário nominal proporcional à distância dos principais centros consumidores. A partir de uma distância de cerca de 1000 km, um mercado consumidor potencial já não mais teria impacto sobre os salários locais.

Seguindo a mesma linha de enfoque baseado nas equações salariais, BRAKMAN, GARRETSEN E SCHRAMM (2000) encontram, para a Alemanha, indícios que confirmam a presença de uma estrutura espacial de salários altamente localizada, o que indica a relevância da distância na determinação salarial. Os autores identificam também 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.

MION (2003) utiliza da análise de dados em painel de acordo com a metodologia proposta por ARELLANO E BOND (1991) e ANSELIN E KELEJIAN (1997) para estimar uma versão linearizada do modelo de HELPMAN (1998) para regiões italianas, modelo este que é uma versão aprimorada de KRUGMAN (1991) para múltiplas localidades, considerando a demanda por terra para moradia. O autor encontra resultados que não só corroboram a teoria das conexões de demanda como sugerem que os efeitos das externalidades espaciais abrangem áreas muito maiores em termos geográficos que os encontrados por HANSON (1998). Todavia, o próprio autor ressalta que esta diferença pode ser parcialmente creditada à adoção de uma matriz de distâncias diferente.

NIEBURH (2004) encontra evidências para a elevação dos salários regionais de acordo com seus mercados potenciais em 158 regiões da Europa. Seus resultados apontam para uma redução dos efeitos das conexões de demanda ao longo da década dos 90. O trabalho apresenta dois modelos 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. No segundo, o autor assume que não há diferenciação no nível de preços entre as regiões. A partir de suas estimações, NIEBURH (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 trabalho.

Por sua vez, FINGLETON (2006c) 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.

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 laterais da teoria. 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 atuam 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.

A relação entre salário e fatores regionais, ainda que não sob o enfoque da NGE, já foi objeto de vários estudos na literatura nacional. 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. 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.

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.

A estimação do modelo proposto foi baseada em dados dos municípios brasileiros no período 1980-2000, dos quais tratamos melhor na terceira seção. 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.

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 omitidos em nosso modelo.

Mais que isso, com a análise dos erros buscamos identificar 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.* (2006) e FINGLETON (2006c).

KAPOOR *et al.* (2006) 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 (1999), KAPOOR *et al.* (2006) 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. A especificação dos autores permite perturbações potencialmente autocorrelacionadas espacialmente e temporalmente, bem como heterocedásticas. Os autores ainda definem um estimador de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (FGLS) para os parâmetros da regressão, baseado em transformação do tipo Cochrane-Orcutt.

A modelagem proposta por KAPOOR *et al.* (2006) 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:

$$y_N(t) = X_N(t)\beta + u_N(t) \quad (12)$$

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.

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

$$u_N(t) = \rho W_N u_N(t) + \varepsilon_N(t) \quad (13)$$

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, tem-se de (12) e (13):

$$\begin{aligned} y_N &= X_N \beta + u_N \\ u_N &= \rho(I_T \otimes W_N)u_N + \varepsilon_N \end{aligned} \quad (14)$$

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

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

$$\varepsilon_N = (e_T \otimes I_N)\mu_N + v_N \quad (15)$$

em que 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.

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

$$\begin{aligned} u_N &= [I_T \otimes (I_N - \rho W_N)^{-1}] \varepsilon_N \\ y_N &= X_N \beta + [I_T \otimes (I_N - \rho W_N)^{-1}] \varepsilon_N \end{aligned} \quad (16)$$

Assim, caso $\rho > 0$, as perturbações são espacial e temporalmente correlacionadas:

$$E[u_N(t)u'_N(t)] = (\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2)(I_N - \rho W_N)^{-1}(I_N - \rho W'_N)^{-1} \quad (17)$$

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 .

KAPOOR *et al.* (2006) 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 autorregressivo de primeira ordem [AR(1)].

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. Todavia, a estimação da equação salarial da NGE requer alguns cuidados econométricos especiais. 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.

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.. 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 $P_{WI} = (I_T \otimes \tilde{W}_S)P_I$, 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. Feitas essas considerações, o primeiro estágio do método consiste na estimação dos resíduos da regressão (β_N^0), conforme(11), por meio de variáveis instrumentais. Todavia, diferentemente do apresentado por KAPOOR *et al.* (2007), os estimadores β_N^0 serão:

$$\beta_N^0 = (Z'_N X_N)^{-1} Z'_N y_N \quad (18)$$

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 conseqüência, para a matriz de variâncias e covariâncias Ω_ξ , cujo valor estimado é:

$$\hat{\Omega}_\xi = E(\xi\xi') = \hat{\sigma}_\mu^2 (J_T \otimes I_N) + \hat{\sigma}_v^2 I_{TN} = \hat{\sigma}_v^2 Q_0 + \hat{\sigma}_1^2 Q_1 \quad (19)$$

Em 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:

$$\begin{aligned} y_N^* &= [I_T \otimes (I_N - \rho W_N)] y_N \\ X_N^* &= [I_T \otimes (I_N - \rho W_N)] X_N \end{aligned} \quad (20)$$

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 específicos⁴. 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:

$$\hat{b}^* = [X^{*'} Z (Z' \hat{\Omega} Z)^{-1} Z' X^*]^{-1} X^{*'} Z (Z' \hat{\Omega} Z)^{-1} Z' y^* \quad (21)$$

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

$$\hat{b}^* = (X^{*'} P_z X^*)^{-1} X^{*'} P_z y^* \quad (22)$$

Os autores ressaltam que, caso o número de instrumentos seja igual ao número de regressores, o estimador (22) é reduzido a $\hat{b}^* = (Z' X^*)^{-1} Z' y^*$, similar a (18), 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:

$$\hat{C} = (X^{*'} P_z X^*)^{-1} \quad (23)$$

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

Utilizando os métodos apresentados nesta seção, buscamos estimar a equação salarial apresentada pela Nova Geografia Estatística para a realidade brasileira. Apresentamos na seção a seguir a base de dados, as estratégias, análises exploratórias, resultados e inferências a que chegamos com nossa estimação.

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.

⁴ 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.

Como demonstramos na Seção 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 (11):

$$\ln w_i = \frac{1}{\sigma} \ln P_i + b_0 + b_1 S_{1i} + \xi_i$$

Para a estimação deste modelo, as variáveis utilizadas são a escolaridade média da população de 25 anos ou mais no município (S_{1i}); 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 censitários.

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 3951 unidades territoriais de análise. A distância (d_{ij}) foi medida de acordo com a *great circle distance*⁵ 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:

$$P_i = Y_i + \sum \frac{Y_j}{d_{ij}} \quad (24)$$

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:

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

$$W_{ij} = 0 \text{ se } d_{ij} > 100 \text{ ou } i = j \quad (25)$$

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 amostra⁶, totalizando 3930 municípios analisados. Desta forma, a matriz de pesos W contém nada menos que 15,445 milhões de elementos.

3.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA

Visando investigar um pouco mais a distribuição espacial das variáveis consideradas, as FIG. 1 a 3 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* de primeira ordem.

⁵ 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.

⁶ 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.

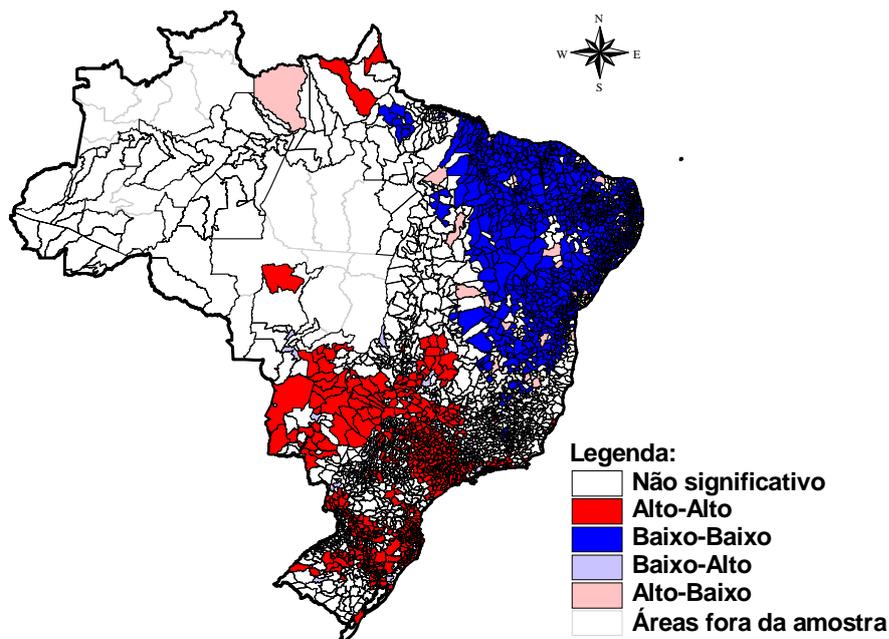


FIGURA 1 – Indicador I de Moran Local do rendimento médio do trabalho principal, ano 2000

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

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 Nordeste⁷. 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.

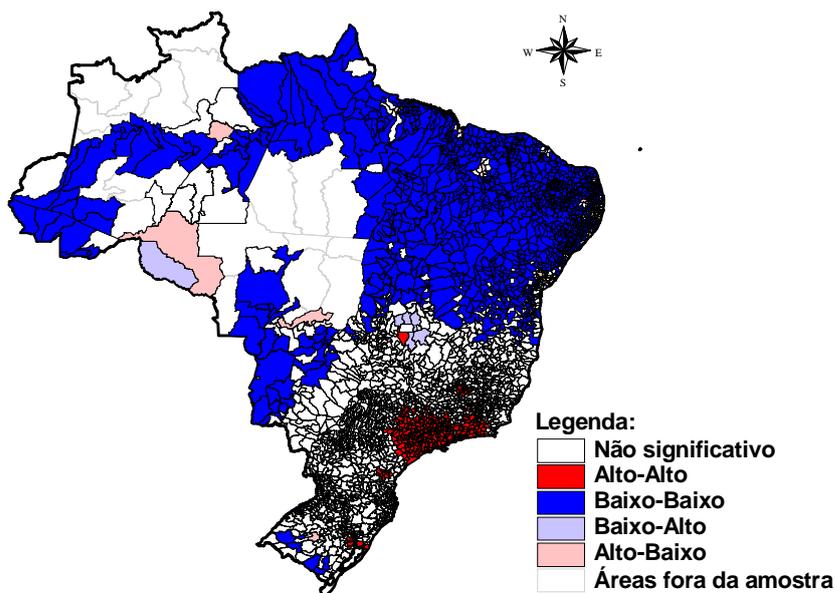


FIGURA 2 – Indicador I de Moran Local do mercado potencial, ano 2000

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

⁷ Tal escassez de mercado possui forte relação e semelhança com a escassez de centralidades nessas regiões, como apresentado em SIMÕES *et al.* (2006).

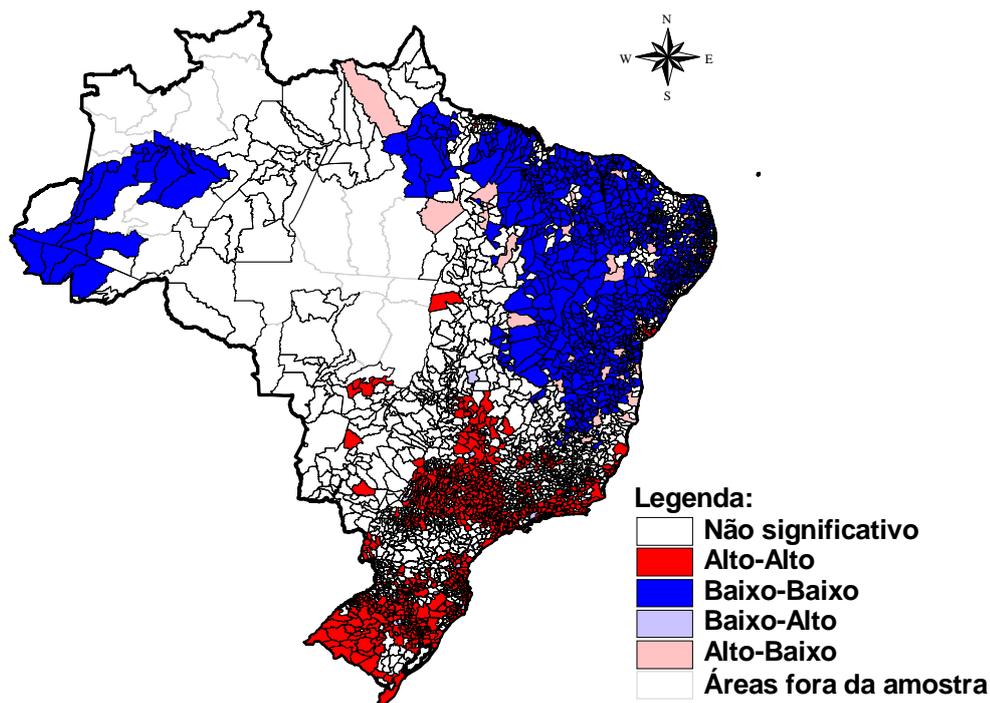


FIGURA 3 – Indicador I de Moran Local da média de anos de estudo da população de 25 anos ou mais, ano 2000

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

Em relação ao indicador de escolaridade (FIG. 3), o padrão espacial de associação da média de anos de estudo 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. 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.

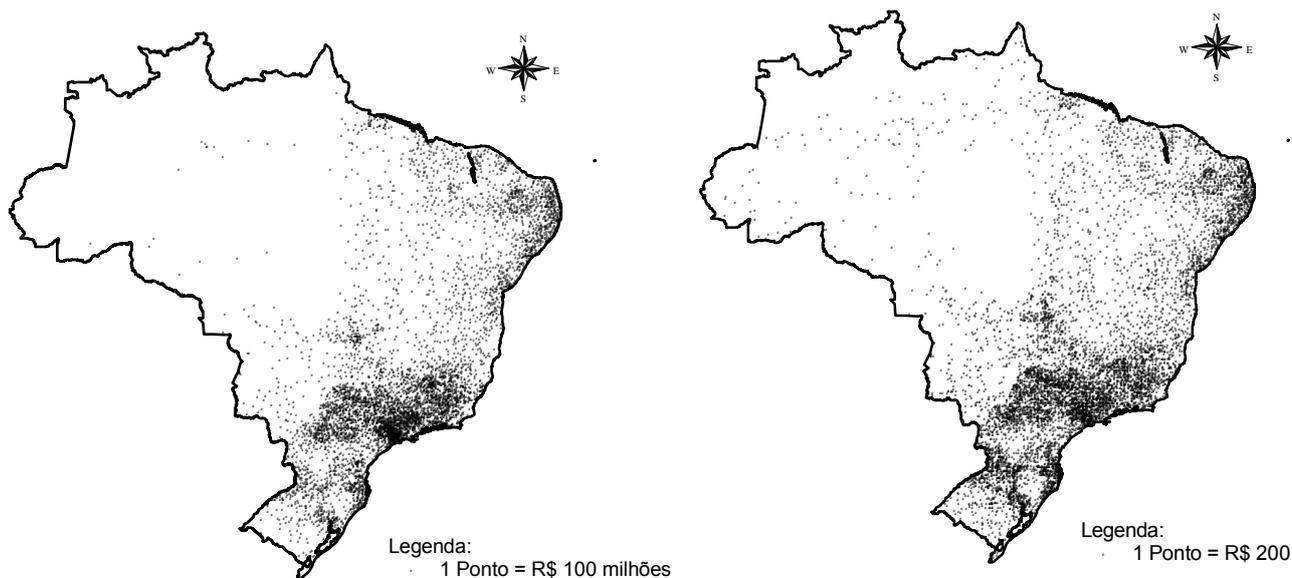


FIGURA 4 – Densidade de renda da ocupação principal e mercado potencial, ano 2000

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

Para explorar um pouco mais a relação entre o mercado potencial e rendimentos, apresentamos na FIG. 4 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.

A primeira estimação feita neste trabalho, apresentada na TAB. 1, consiste na estimação pelo método de variáveis instrumentais com análise transversal dos dados da equação (11), que relaciona salário nominal a mercado potencial 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. 5 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).

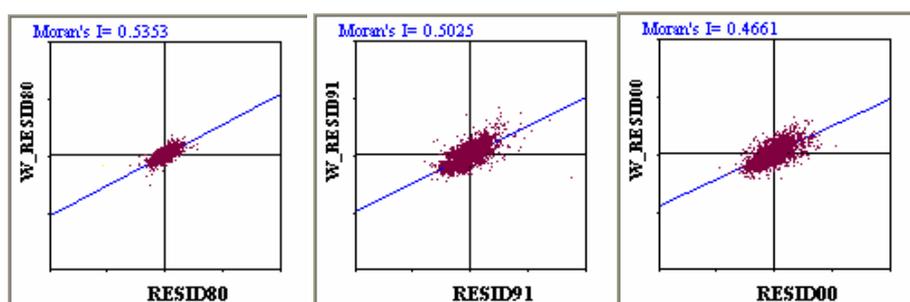


FIGURA 5 – Moran scatterplot dos resíduos do Modelo 1, anos 80, 91 e 2000

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

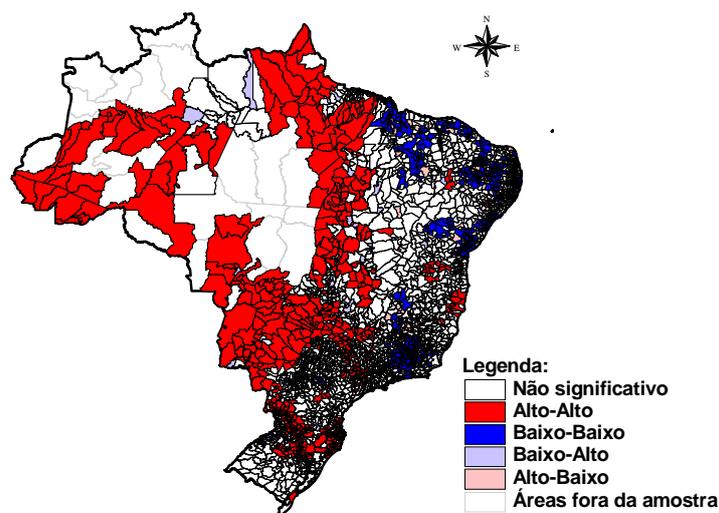


FIGURA 6 – Indicador I de Moran Local dos resíduos do Modelo 1, ano 2000

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

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. 6 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, enquanto os agrupamentos *baixo-baixo* são encontrados principalmente na Região Nordeste Setentrional e na porção sudeste do estado de Minas Gerais.

3.3 RESULTADOS E INFERÊNCIAS

Os resultados apresentados na TAB. 1 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. A variável de controle escolaridade média também apresentou sinal apropriado: quanto maior a escolaridade no município, maior seu salário médio. Todas as estimativas possuem significância estatística a 1%.

Tabela 1
Resultados das regressões sobre a variável dependente $\ln w$

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Intercepto	0,8317 (0,1646)	-0,6567 (0,1098)	-1,1591 (0,0729)
LnP	0,2165 (0,0093)	0,3069 (0,0061)	-
LnS1	0,7509 (0,0085)	0,6255 (0,0032)	0,4695 (0,0024)
Merc. Interno	-	-	0,1058 (0,0007)
Merc. Externo	-	-	0,2582 (0,0039)
ρ	-	0,8505	0,8466
σv	-	0,0340	0,0340
$\sigma 1$	-	0,0773	0,0784
R^2	0,7013	0,7221	0,7212
$\hat{\sigma}^*$	4,62	3,26	-
Instrumentos	LnS1, LnS2, PI, PWI	LnS1, LnS2, PI, PWI	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).

Os resultados do Modelo 2 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 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 2 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-nacionais⁸.

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 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 outras 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 $\hat{\sigma} = 3,26$ 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 na

⁸ 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.

Seção 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 na Seção 2, a significância estatística de ρ pode ser testada pelo método de *Bootstrap*. O GRAF. 1 apresenta a distribuição dos valores estimados de ρ resultantes de 100 re-amostragens dos resíduos da equação salarial da NGE (11), 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. 1, 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 2 é 0,8505, podemos afirmar com segurança que a hipótese nula de $\rho = 0$ é rejeitada. Os Modelos 2 e 3 apontam ainda a robustez da estimação do parâmetro ρ , que mede, pelos resíduos, os *spillovers* espaciais inter-municipais.

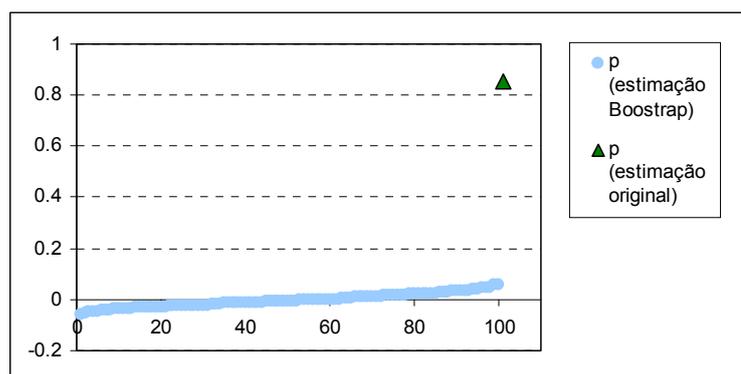


GRÁFICO 5 – Valor original de ρ estimado pelo Modelo 3 e distribuição Bootstrap de ρ resultante da re-amostragem dos erros u

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

O Modelo 3, 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.

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 e os efeitos de fatores regionais, além dos individuais, na determinação salarial. 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.

4 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 consequência, 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.

5 Referências

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.

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)

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.

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).

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

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.

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

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)

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 moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. *International Economic Review*, v. 40, n. 2, p. 509-533, 1999.

- KRUGMAN, P. R. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 3, p. 483-499, 1991.
- 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.
- MARSHALL, A. *Princípios de economia: tratado introdutório*. 2.ed. São Paulo: Abril Cultural, 1985. 2 v. (Os Economistas).
- 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).
- 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).
- 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.
- 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.