

# ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DA CONCENTRAÇÃO INDUSTRIAL PAULISTA

Rangel Galinari  
(IBGE/Coordenação de Contas Nacionais)  
Mauro Borges Lemos  
(CEDEPLAR/UFMG)

## RESUMO

Um dos fatos estilizados da economia é a concentração de pessoas e atividades produtivas no espaço, mesmo em face das ineficiências que o próprio processo aglomerativo pode gerar. Do ponto de vista das firmas, uma das justificativas para o fenômeno da concentração espacial é a existência de externalidades positivas urbanas ou economias de aglomeração que, a despeito de entendidas como de urbanização (JACOBS, 1969) ou de localização (MARSHALL, 1890), elevam a produtividade do trabalho local, compensando os efeitos negativos das forças desaglomerativas. Tendo isso em vista, o objetivo do trabalho é buscar evidências dos efeitos dessas forças centrípetas em atividades industriais na maior concentração geo-econômica brasileira: os municípios paulistas. Empregando pela primeira vez no Brasil dados sobre a área urbanizada das cidades, busca-se evidências de economias de urbanização fazendo uso da abordagem das equações salariais espaciais. Para tal, valeu-se de uma adaptação do modelo de FINGLETON (2003), desenvolvido com vistas à estimação de retornos crescentes urbanos e *spillovers* espaciais, que, sob preceitos típicos da *Urban Economics*, tem como principal hipótese uma relação positiva entre diferenciais salariais interurbanos e de produtividade do trabalho. Seus resultados, obtidos a partir de técnicas da econometria espacial, sugerem ganhos de produtividade com a densidade industrial, respaldando as teorias de JACOBS (1969) acerca das economias de urbanização. Além disso, revelam a magnitude dos transbordamentos dos níveis de eficiência produtiva entre áreas próximas, bem como seu progressivo declínio com o distanciamento geográfico.

## ABSTRACT

Agglomeration of people and activities in space is a common fact of life in the modern world, despite intrinsic inefficiencies that an agglomeration process may generate. For firms, these spatial concentration phenomena are justified by positive externalities that enhance local productivity and compensate for inefficiencies. In the literature such externalities are generated by both urbanization economies (JACOBS, 1969) and localization economies (MARSHALL, 1890). This study intends to find evidence for such externalities in the urban development of cities in São Paulo state, which is polarized by the largest economic agglomeration in Brazil, the Metropolitan Area of the City of São Paulo. Using data on extended urban areas, we focus on urbanization economies embedded in relationship of productivity levels and the density of manufacturing activities through a wage equation approach. To measure these external economies, this study uses a model developed by FINGLETON (2003) that, under typical Urban Economics hypothesis and assuming that variations on wage rates between cities expresses variations on productivity, makes possible estimations of urban increasing returns and spatial spillovers of efficiency levels of production. Using techniques of spatial econometrics, the main results are in accordance to Jacobs' theory since they suggest a positive relationship between productivity and the density of industrial activities. Furthermore, it shows the magnitude of spillover effects in neighboring areas and its decay with distance.

**PALAVRAS-CHAVE:** Economias de aglomeração; economias de escala externas; econometria espacial.

**KEY-WORDS:** Agglomeration economies; external-scale economies; spatial econometrics

**ÁREA ANPEC:** Área 9 – Economia Regional e Urbana

**CLASSIFICAÇÃO JEL:** R12 - Size and Spatial Distributions of Regional Economic Activity

# ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO NO BRASIL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DA CONCENTRAÇÃO INDUSTRIAL PAULISTA

## INTRODUÇÃO

A despeito de o espaço ser frequentemente ignorado na teoria econômica, poucas questões são tão unânimes em economia como a concentração das atividades produtivas e de pessoas no espaço, sobretudo nas cidades. No Japão, por exemplo, 33% da população e 40% de seu produto interno bruto (PIB) concentram-se em apenas três áreas metropolitanas; na Coreia do Sul, 45% da população e 46% do PIB estão localizados na região de Seul; e na França, 19% da população, responsável por 30% de seu PIB, encontra-se na *Île-de-France*, a área metropolitana de Paris (FUJITA e THISSE, 2002). No que tange ao padrão da organização das atividades produtivas no espaço, o processo de industrialização no Brasil também seguiu a tendência mundial. Segundo o Censo Demográfico 2000, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), cerca de 19% da população está aglomerada nas três maiores regiões metropolitanas que, juntas respondem por, aproximadamente, 30% do PIB.

Independentemente da linha de pesquisa que se segue, um dos desafios dos economistas que enxergam a economia pelo prisma espacial é responder a uma importante pergunta: dadas as ineficiências típicas das grandes cidades, como poluição, trânsito e criminalidade, as quais aparentemente deveriam repelir os agentes econômicos, que incentivos levam firmas e pessoas a se aglomerarem em poucos pontos do espaço?

Quando o interesse é a questão da aglomeração geográfica das atividades econômicas, a resposta encontra-se, em geral, na existência de economias de escala urbanas ou “economias de aglomeração” provenientes de externalidades positivas geradas pela proximidade geográfica dos agentes econômicos que favorecem a elevação da produtividade das firmas, contrapondo-se aos efeitos negativos das “deseconomias de aglomeração”.

Em face da importância teórica das economias de aglomeração para as respostas às indagações acerca da concentração espacial das atividades produtivas, bem como para o entendimento do desenvolvimento regional, o presente trabalho tem por objetivo buscar evidências empíricas da existência de retornos crescentes urbanos em atividades industriais na área onde se localiza a maior concentração espacial de atividades econômicas no Brasil: o estado de São Paulo que, apesar de ocupar menos de 3% do território brasileiro, detém por volta de 1/3 do PIB e do emprego industrial do país<sup>1</sup>.

Dentre os métodos usuais empregados na literatura internacional para testar os retornos crescentes urbanos, utiliza-se aqui a abordagem das equações salariais, com formulação baseada em um modelo microeconômico desenvolvido por FINGLETON (2003) sob preceitos da *Urban Economics*. Tendo em vista que as externalidades positivas advindas da concentração das atividades econômicas supostamente elevam a produtividade do trabalho nos centros urbanos, essa abordagem de investigação tem como principal hipótese uma estreita relação positiva entre variações da produtividade do trabalho e da taxa salarial. Partindo deste princípio, as equações salariais, controladas por características da mão-de-obra local, ao captarem os efeitos de atributos urbanos representativos das economias de aglomeração sobre os salários, indiretamente refletem os efeitos dos retornos crescentes urbanos sobre a própria produtividade do trabalho.

Duas características originais do modelo tornam esse trabalho inovador quando comparado a publicações da literatura nacional (e mesmo internacional) que estimam economias de aglomeração a partir da abordagem das equações salariais. A primeira delas refere-se à consideração explícita do fator de produção terra efetivamente ocupado pelas cidades, utilizado no cálculo de uma variável de densidade do emprego industrial. Já a segunda, refere-se à consideração e mensuração de uma fonte potencial de crescimento da produtividade urbana frequentemente omitida em pesquisas similares: os *spillovers* ou transbordamentos dos níveis de eficiência produtiva entre cidades geograficamente próximas.

O trabalho está dividido em quatro seções, além dessa introdução e das considerações finais. A primeira reserva-se a uma breve abordagem do referencial teórico que permeia as análises; a segunda

---

<sup>1</sup> Dados do Censo Demográfico 2000 e do Produto Interno Bruto dos Municípios 2000, ambos do IBGE.

apresenta o modelo microeconômico tomado como referência; a terceira descreve sucintamente as metodologias e bases de dados empregadas, enquanto a quarta é dedicada a apresentação dos resultados.

## 1- RETORNOS CRESCENTES URBANOS EM TEORIA

Pode-se dizer que a literatura sobre economias de aglomeração foi inaugurada por MARSHALL (1890), que descreve em seus “Princípios de Economia” as vantagens de se concentrar firmas e trabalhadores de uma atividade econômica numa mesma área geográfica. Para Marshall, as economias geradas pelo aumento da escala de produção possuem basicamente duas fontes: o porte das firmas individuais — economias de escala internas às firmas — e a escala da indústria geograficamente concentrada, que proporciona economias externas às firmas, mas internas à indústria. Para este autor, as externalidades de escala possuem três fontes, hoje conhecidas como a “tríade marshalliana”: a formação de um pólo especializado de trabalho; os encadeamentos fornecedores-usuários e os *spillovers*, ou transbordamentos, de conhecimento.

Segundo Marshall, uma indústria localizada obtém grande vantagem ao gerar mercado constante para mão-de-obra especializada. A formação de uma força de trabalho altamente especializada, com indivíduos dotados de conhecimentos técnicos similares, facilita o *matching* empregador/empregado. Os empresários encontram mão-de-obra qualificada quando necessitam e os indivíduos se deparam com alta empregabilidade caso decidam abandonar uma firma específica.

Os encadeamentos fornecedores-usuários dizem respeito à factibilidade de as firmas participantes de uma indústria localizada se especializarem em segmentos do processo de produção, fornecendo matérias-primas, bens e serviços intermediários à atividade principal. Essa desverticalização permite que economias de escala, como as de materiais, obtidas nas distintas fases do processo de produção tornem mais eficiente o sistema produtivo local como um todo.

Já os transbordamentos de conhecimento, ou *spillovers* tecnológicos, referem-se à facilidade que a proximidade geográfica confere aos indivíduos de estabelecerem relações informais entre si - conhecidas também por interações *face-to-face* - que propiciam trocas de informações técnicas e organizacionais relevantes para a melhoria de produtos e processos da indústria localizada. Nesse contexto, não só se cria, mas acumula-se um “estoque” local de conhecimento tácito, não-codificado e pouco transmissível para localizações concorrentes, que se torna uma clara vantagem competitiva.

Se, para Marshall, o que favorece o surgimento de externalidades positivas para a produção é a especialização de uma cidade, para JACOBS (1969), referência freqüente em estudos sobre economia urbana, a maior e mais relevante fonte de externalidades é a diversidade de atividades econômicas desenvolvidas nas cidades. Apesar de a autora reconhecer a eficiência produtiva proporcionada pela especialização, argumenta que ela é uma fonte de crescimento limitada e entende que a fonte sustentável é a adição constante de “novos trabalhos” aos “velhos”.

Jacobs defende que as inovações, a força motriz do crescimento urbano, surgem de fragmentos específicos do “trabalho velho”, sem se tornarem novos fragmentos isolados. Ao contrário, a inovação floresce como um novo produto ou serviço, composto de várias divisões de trabalho, propiciadas pela escala urbana, que também se tornam fontes potenciais de criações. Como essas divisões incluem muitas das já existentes no centro urbano, a diversidade da oferta de bens e serviços locais é de suma importância tanto para a geração como para a concretização do processo inovador.

Jacobs não faz menções explícitas a termos como “externalidades” e “retornos crescentes” para se referir à maior competitividade das cidades diversificadas, porém não é difícil perceber que eles permeiam toda sua obra. Para a autora, a multiplicidade de bens, serviços, tecnologias e conhecimentos próprios de um centro urbano diversificado fornecem terreno fértil para a criatividade e para a troca de informações e experiências (*cross fertilization of ideas*). Nesse contexto, as efetivações das decisões de oferta de bens e serviços tomadas pelos agentes econômicos individualmente em um centro urbano, quando consideradas em conjunto, geram um produto não esperado, um ambiente fecundo para novas atividades econômicas, o que, de fato, é uma externalidade positiva à produção local. Além disso, tendo em vista que muitos dos trabalhos adicionados a uma localidade são novas tecnologias que podem servir de insumos intermediários a diversos trabalhos já existentes, o processo inovador de uma firma ou indivíduo pode tornar mais eficientes outras firmas ali instaladas. Dessa maneira, as funções de produção

de firmas individuais tendem a ser beneficiadas por externalidades proporcionadas pela diversidade urbana.

Apesar de JACOBS (1969) ser referência para as economias de diversificação urbanas, essa idéia, ainda que pouco desenvolvida, já existia na literatura, tanto que se encontravam contempladas na difundida classificação de economias de aglomeração estáticas proposta por HOOVER (1936):

*Economias de Localização*: baseadas nas idéias de MARSHALL (1890), são economias de escala externas às firmas, mas internas a um setor de atividade de um centro urbano;

*Economias de Urbanização*: são economias externas às firmas, mas internas ao centro urbano. Agem sobre todas as firmas das várias indústrias de um centro urbano e dependem do nível global de atividade naquela localização.

Em se tratando de externalidades, uma classificação bastante útil, atribuída a SCITOVSKY (1954)<sup>2</sup>, corresponde à distinção entre *externalidades tecnológicas* e *pecuniárias* (FUJITA e THISSE, 2000). Os autores explicam que as primeiras dizem respeito aos efeitos de interações não-mercado em processos que afetam a utilidade dos indivíduos ou a função de produção das firmas, tais como os *spillovers* de conhecimento. Já as segundas referem-se aos benefícios das interações econômicas que acontecem através dos usuais mecanismos de mercado, isto é, afetam as firmas ou consumidores somente quando envolvidos em trocas mediadas pelo mecanismo de preços. FUJITA e THISSE (2002) destacam que as externalidades pecuniárias são o coração de modelos de competição monopolística desenvolvidos para explicar a aglomeração das atividades econômicas no espaço, como o de DIXIT e STIGLITZ (1977), a base dos modelos da Nova Geografia Econômica. Já as externalidades tecnológicas — freqüentemente denominadas de “caixas-pretas” em função da menor clareza sobre suas origens ou por sua difícil parametrização — são importantes por capturar o papel crucial de complexas instituições “extra-mercado”, evocadas freqüentemente por geógrafos e analistas espaciais.

Outros aspectos das teorias de aglomeração têm ganhado crescente atenção na literatura internacional. Para ROSENTHAL e STRANGE (2004), a extensão setorial, que consiste na avaliação das economias de aglomeração como efeitos da urbanização ou localização, bem como sua diferenciação entre distintas atividades econômicas, é apenas um dos possíveis escopos das externalidades. Estes autores frisam que as economias de aglomeração devem ser investigadas também quanto a sua extensão geográfica e temporal. No primeiro caso, o que importa é a factível atenuação de tais economias quando os agentes econômicos tornam-se cada vez mais distantes geograficamente, isto é, os limites espaciais da difusão dos ganhos de produtividade no entorno das cidades. Já o segundo, refere-se à possibilidade de interações entre agentes no passado afetar a produtividade presente. Daí a importância de modelos de crescimento urbano que podem avaliar a força e a extensão temporal das economias de aglomeração, como os desenvolvidos em GLAESER et al. (1992), HENDERSON et al. (1995) e COMBES (2000).

Segundo GLAESER et al. (1992) as teorias sobre externalidades dinâmicas são extremamente atrativas, pois tentam explicar simultaneamente como as cidades se formam e porque crescem. Na visão destes autores, as economias de aglomeração em suas versões dinâmicas, denominadas “MAR” (Marshall, Arrow, Romer)<sup>3</sup> no caso das economias de localização e “Jacobs” no caso das de urbanização, baseiam-se em *spillovers* tecnológicos e explicam, principalmente, o crescimento urbano. Por outro lado, as economias estáticas (localização e urbanização), apesar de não explicarem o crescimento de maneira estrita, são relevantes para a elucidação do padrão de localização industrial das cidades — o grau em que estas são especializadas ou diversificadas.

Independentemente da riqueza que as classificações trazem à análise, o importante é que a hipótese de retornos crescentes demarca claramente a fronteira entre a teoria econômica espacial e não-espacial. FUJITA e THISSE (2000) salientam que, sob retornos não-crescentes e uniforme distribuição de recursos, a economia seria reduzida à do tipo Robinson Crusoe, na qual cada localização poderia ser uma economia

<sup>2</sup> SCITOVSKY, T. Two concepts of external economies. *Journal of Political Economy*, v.62, p.143-151, 1954.

<sup>3</sup> Termo cunhado em alusão ao fato de as hipóteses de MARSHALL (1890) terem sido formalizadas por ARROW (1962) e ROMER (1986).

autárquica onde o transporte de bens e pessoas seria desnecessário. Neste caso, o comércio só surgiria na presença de não-uniformidade da distribuição de recursos, como na teoria neoclássica do comércio internacional, o que é insuficiente para explicar a especialização e o comércio observados empiricamente. Ademais, admitindo-se livre movimentação de capital e trabalho no espaço, o modelo neoclássico do comércio não prediz o tamanho das regiões e nada infere sobre a localização das atividades produtivas.

Em face da importância dos retornos crescentes à escala para a explicação da distribuição geográfica das atividades econômicas, a literatura econômica vem desenvolvendo alguns métodos com vistas a obter evidências empíricas de sua existência. Uma das primeiras vias utilizadas para a investigação dos retornos crescentes tem como foco a percepção dos diferenciais de eficiência produtiva entre economias locais por meio da comparação entre as funções de produção urbanas e os atributos locais que as distinguem. Alternativamente, as economias de aglomeração também vêm sendo investigadas indiretamente através da análise das fontes de crescimento urbano, do nascimento de novas firmas, através do estudo dos diferenciais de aluguéis urbanos e dos diferenciais locais de taxas salariais. Todos os métodos possuem virtudes e limitações<sup>4</sup>, mas em função das qualidades relativas que apresenta, sobretudo a acessibilidade a ricas fontes de dados sobre características das ofertas dos mercados de trabalho locais, no presente trabalho decidiu-se desenvolver uma investigação empírica das economias de aglomeração via equações salariais. Para tal, tomou-se como referência o modelo apresentado a seguir, cujo rigor teórico e metodológico, a abrangência de elementos importantes para análise e sua viabilidade de estimação com dados brasileiros, tornou-o atraente para os propósitos desse trabalho.

## 2 - A ABORDAGEM DA TAXA SALARIAL FORMALIZADA

FINGLETON (2003) propõe um modelo microeconômico para equação salarial, cujo objetivo é evidenciar a presença de economias de escala provenientes de externalidades pecuniárias em áreas de alta densidade econômica. Além de sua possível aplicação à realidade brasileira, o modelo leva em conta parte substancial dos elementos necessários à explicação dos diferenciais locais de salários, dentre eles a habilidade dos trabalhadores, o potencial inovativo das cidades e os *spillovers* dos níveis de eficiência produtiva entre localidades vizinhas. Uma das virtudes de seu modelo está no fato de utilizar uma variável de densidade para representar as economias advindas da aglomeração urbana, em vez das usuais *proxies* construídas a partir de medidas de escala, o que se constitui em um avanço metodológico inegável, dado que a inclusão do fator terra tende a captar os efeitos das economias de aglomeração depurados das deseconomias associadas à disputa pelo solo urbano.

Na construção do modelo, Fingleton se apóia em uma hipótese típica da *Urban Economics* ao dividir a economia em dois setores: um produtor de bens e serviços finais e um outro de insumos que o abastece. Enquanto os produtos do primeiro são negociados competitivamente em mercados mundiais — não há economias de escala internas — a produção de bens intermediários é localizada, especializada, imóvel e imperfeitamente competitiva. Ao assumir que a estrutura de mercado dos bens intermediários é a concorrência monopolística, sem interação estratégica como no modelo Dixit-Stiglitz (1977), o autor supõe que há economias de escala internas às firmas. Por sua vez, as economias internas traduzem-se em ganhos de produtividade para as firmas do setor de bens e serviços finais sob a forma de externalidades, que são tanto maiores quanto maior a densidade local das atividades econômicas. Fingleton explica que a hipótese que versa sobre a falta de interação estratégica tem por fim simplificar a análise, de forma que as firmas do setor de bens intermediários são míopes, não mudam seu produto em resposta a variações de preços dos competidores e não criam barreiras à entrada. Isso é usado como um artifício metodológico para justificar o surgimento de novas variedades em vez do crescimento do porte das firmas individuais na economia quando da elevação do total de trabalhadores por unidade de área. O autor deixa claro que a relação entre o produto total de bens e serviços finais e a densidade exhibe retornos crescentes à escala, já que densidades maiores significam maior variedade de insumos imperfeitamente substituíveis, e ao assumir que os produtores de bens finais têm preferência pela variedade, o produto expande-se por meio dos ganhos advindos da especialização no setor de insumos.

---

<sup>4</sup> GALINARI (2006) apresenta uma discussão sobre deficiências e virtudes de cada método, bem como os principais resultados da literatura internacional.

A partir das hipóteses formuladas, Fingleton deriva a relação entre o produto no setor de bens e serviços finais ( $Q$ ) e um parâmetro de economias de escala que, por seu turno, é importante para o entendimento da equação salarial. Para isso, assume uma função de produção Cobb-Douglas (Equação 1) para o segmento de bens e serviços finais em uma área cujos insumos são a terra ( $L$ ), o nível de eficiência do trabalho empregado no setor de bens e serviços finais ( $M$ ) e o nível de produção do segmento de insumos intermediários ( $I$ ), baseado em uma sub-função de produção CES.

$$Q = (M^\beta I^{1-\beta})^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1)$$

Dado que o modelo fundamenta-se em densidades, tem-se  $L=I$ , cuja substituição na equação anterior leva à seguinte formulação:

$$Q = (M^\beta I^{1-\beta})^\alpha \quad (2)$$

Admitindo-se que, no equilíbrio, cada firma do setor de bens intermediários apresenta um produto igual a  $i(t)$  — constante e independente do efetivo total de trabalho ( $N$ ) da economia de uma área — e que há  $x(N)$  firmas, pode-se obter a partir da função de produção CES a seguinte simplificação:

$$I = x^\mu i(t) \quad (3)$$

em que  $\mu$  é uma medida de retornos de escala internos à firma produtora de bens intermediários na posição de equilíbrio. Vale salientar que este parâmetro também determina a elasticidade-preço constante da demanda ( $EPD$ ), pois da função demanda constante:

$$i(t) = kp^{-\mu/(\mu-1)} \quad (4)$$

$$di(t)/dp = -\frac{kp^{-\mu/(\mu-1)}\mu}{(\mu-1)p} \quad (5)$$

$$EPD = -\frac{di(t)/dp}{i(t)/p} = \frac{i(t)\mu}{(\mu-1)p} \frac{p}{i(t)} = \frac{\mu}{\mu-1} \quad (6)$$

que é igual à elasticidade de substituição  $ES$ :

$$ES = -\frac{di(t)}{dp} \frac{p}{i(t)} = \frac{\mu}{\mu-1} \quad (7)$$

Substituindo a equação (3) em (2), obtém-se:

$$Q = (M^\beta (x^\mu i(t))^{1-\beta})^\alpha \quad (8)$$

e, portanto,

$$Q = M^{\beta\alpha} x^{\alpha(\mu-\mu\beta)} i(t)^{\alpha(1-\beta)} \quad (9)$$

O número de firmas do setor de bens intermediários  $x$  é igual ao número de trabalhadores empregados neste setor dividido pelo número de trabalhadores por firma, tal que:

$$x = \frac{(1-\beta)N}{ai(t) + s} \quad (10)$$

em que  $(1-\beta)$  é a participação relativa dos trabalhadores do setor produtor de bens e serviços intermediários no mercado de trabalho local,  $a$  é o requerimento marginal de trabalho e  $s$  o requerimento fixo de trabalho em uma firma representativa.

Substituindo (10) em (9) chega-se à seguinte equação:

$$Q = N^{\alpha(\beta+\mu-\mu\beta)} \beta^{\alpha\beta} (ai(t) + s)^{\alpha\mu(\beta-1)} i(t)^{\alpha(1-\beta)} (1-\beta)^{-\alpha\mu(\beta-1)} \quad (11)$$

que, simplificada, torna-se:

$$Q = \phi N^{\alpha(1+(1-\beta)(\mu-1))} = \phi N^\gamma \quad (12)$$

em que  $\phi$  é uma constante e  $\gamma = \alpha[1 + (1-\beta)(\mu-1)]$  é a elasticidade da produção com relação a  $N$ .

Fingleton explica que, no modelo, os retornos crescentes líquidos ( $\gamma > 1$ ) resultam do aumento da variedade de bens intermediários com a densidade da atividade econômica, sujeitos a retornos decrescentes advindos de “efeitos de congestão” ( $\alpha < 1$ ). Além disso, os retornos crescentes dependem da

relevância dos insumos à produção de bens finais ( $\beta < 1$ ) e da presença de economias de escala internas às firmas no setor produtor de insumos intermediários ( $\mu > 1$ ).

Com vistas a derivar a equação salarial, o autor supõe que o produto no setor de bens finais depende das unidades de eficiência do trabalho ( $N$ ) e do número de unidades de terra ( $L$ ):

$$Q = [f(N)]^\alpha L^{1-\alpha} \quad (13)$$

Diferenciado (13) com respeito ao fator terra tem-se:

$$\begin{aligned} dQ/dL &= f(N)^\alpha L^{-\alpha} (1-\alpha) / L = (1-\alpha)Q/L \\ r &= (1-\alpha)Q/L \quad (14) \\ rL/Q &= 1-\alpha \end{aligned}$$

em que  $r$  é a taxa de aluguel por unidade de terra urbana. A parcela do produto final pago ao fator de produção terra  $(1-\alpha)$  é igual à taxa de aluguel ( $r$ ) vezes o número de unidades de terra, dividido pelo produto final ( $Q$ ). Como há apenas dois fatores de produção, a parcela do produto que remunera as unidades de eficiência de trabalho de ambos os tipos ( $N$ ) é  $\alpha$  que, por sua vez, é igual ao produto da taxa salarial por unidade de eficiência de trabalho pelo total de unidades de eficiência de trabalho, dividido pelo produto final  $Q$ :

$$wN/Q = \alpha \quad (15)$$

Ao ser logaritimada, a relação acima passa a ser expressa por:

$$\ln(w) = \ln(Q) + \ln(\alpha) - \ln(N) \quad (16)$$

Sendo  $E$  o emprego total por unidade de área de solo urbano e  $A$  o nível de eficiência por área, pode-se substituir (12) e  $N=EA$  na equação acima e obter-se:

$$\ln(w) = \ln(\phi) + \gamma \ln(AE) + \ln(\alpha) - \ln(AE) \quad (17)$$

ou

$$\ln(w) = k_1 + (\gamma - 1)\ln(E) + (\gamma - 1)\ln(A) \quad (18)$$

em que  $k_1$  é uma constante.

Haja vista que a variável  $A$  não pode ser mensurada de maneira direta, o autor delinea hipóteses sobre seus determinantes. Supondo homogeneidade da tecnologia entre as diferentes áreas, a variação do nível de eficiência pode ser atribuída à habilidade dos trabalhadores em seu uso. Assim, uma especificação plausível para o  $\ln(A)$  seria:

$$\begin{aligned} \ln(A) &= b_0 + b_1H + b_2T + \rho W \ln(A) + \xi \quad (19) \\ \xi &= N(0, \sigma^2) \end{aligned}$$

Conforme a equação acima, Fingleton admite que o logaritmo do nível de eficiência por unidade de área é influenciado pelo nível educacional da mão-de-obra  $H$  (MINCER, 1974, RAUCH, 1993), por um indicador que denomina de “conhecimento técnico”  $T$ , por *spillovers* dos níveis de eficiência entre áreas vizinhas  $W\ln(A)$  e um termo aleatório  $\xi$ , que pode captar os efeitos de variáveis omitidas. De acordo com o autor, uma *proxy* do conhecimento técnico voltado ao ambiente de trabalho pode ser calculado por meio de um quociente locacional, cuja função é expressar a especialização do trabalho em atividades ligadas a informática e P&D. Reconhecendo que os trabalhadores se movimentam no espaço e a qualidade de bem público do conhecimento, o autor admite que a comutação dos trabalhadores pode verter informações acerca de tecnologias e conhecimentos próprios de uma área para outra. Portanto, os níveis de eficiência de uma área podem depender daquele observado em sua vizinhança. Tal variável é representada pelo produto de  $\ln(A)$  por uma matriz de pesos espaciais  $W$ , que define as relações de vizinhança entre as áreas.

Dado que não é possível substituir a equação (19) em (18), já que  $W\ln(A)$  é desconhecida, faz-se necessário determinar este termo em função de variáveis acessíveis. Isso pode ser feito ao se rearranjar a equação (18) e multiplicando-se ambos os lados por  $W$ :

$$W \ln(A) = W \frac{-k_1}{\gamma - 1} + \frac{1}{\gamma - 1} W \ln(w) - W \ln(E) \quad (20)$$

Substituindo (19) e (20) em (18), com a adição de um termo  $\omega$  para captar erros de medidas na variável salário, chega-se à equação final do modelo:

$$\ln(w) = k_1 + (\gamma - 1)\ln(E) + (\gamma - 1)\left[b_0 + b_1H + b_2T + \rho\left(W\frac{-k_1}{\gamma - 1} + \frac{1}{\gamma - 1}W\ln(w) - W\ln(E)\right) + \xi\right] + \omega \quad (21)$$

a qual é tomada como referência no presente trabalho, após reescrita da seguinte maneira:

$$\ln(w) = k_2 + \rho W\ln(w) - \rho Wk_1 + (\gamma - 1)[\ln(E) - \rho W\ln(E)] + a_1H + a_2T + v \quad (22)$$

$$v \sim N(0, \tau^2)$$

em que  $k_2$  é uma constante e  $Wk_1$  uma variável dependente de valores desconhecidos de  $\phi$  e  $\alpha$ , que pode ser ignorada sem qualquer prejuízo, de acordo com o próprio autor.

### 3 – A ESTIMAÇÃO: METODOLOGIA E BASE DE DADOS

A teoria econômica regional e urbana frequentemente tem como protagonistas do processo de crescimento econômico as atividades industriais. Esse é o caso de autores como MARSHALL (1890), PRED (1966), JACOBS (1969), KALDOR (1970), dentre outros. Apesar de as externalidades positivas geradas nas cidades beneficiarem, a princípio, grande parte das atividades econômicas de um centro urbano, a literatura empírica sobre economias de aglomeração não raro limita suas análises às atividades industriais. O objetivo de tal isolamento é buscar evidências mais apuradas acerca das economias de aglomeração, uma vez que estas tendem a ser melhor observadas em atividades manufatureiras. MIRACKY (1992) por exemplo, encontrou evidências de que a história da concentração local tem impactos significativos sobre a indústria, o que não acontece quando todas as atividades urbanas são tomadas conjuntamente, indicando que este “agregado” possui menor sentido analítico e significado econômico. Tendo em vista a destacada relevância teórica e precisão da parametrização das economias de aglomeração das atividades industriais decidiu-se focar a análise empírica do presente trabalho nesse sub-grupo de atividades econômicas.

Uma das dificuldades relacionadas à estimação do modelo de FINGLETON (2003) é a necessidade de medidas que representem a área urbanizada das cidades – o fator de produção terra ( $L$ ). Até recentemente não havia levantamentos sobre a área urbanizada dos municípios brasileiros. Não obstante, o presente estudo foi viabilizado pelos dados de COSTA (2001) referentes a cidades do Estado de São Paulo. O autor calculou a área urbana dos 106 municípios paulistas que apresentavam mais de 50 mil habitantes em 1996, os quais, juntos, reuniam aproximadamente 81% da população estadual. O procedimento utilizado por COSTA (2001) no cálculo das áreas urbanas foi viabilizado por imagens de satélite referentes aos anos de 1998 e 1999, disponibilizadas em formato digital vetorizado pelo Departamento de Estradas de Rodagens do Estado de São Paulo (DER-SP), incorporadas a um software SIG (o TransCAD) e geo-referenciadas<sup>5</sup>. Deve-se destacar que a amostra utilizada é sobremaneira apropriada para o estudo de economias de aglomeração, especialmente no setor industrial. Segundo dados do Censo Demográfico 2000 e do Produto Interno Bruto dos Municípios 2000 do IBGE, apesar de o estado de São Paulo deter apenas 12% do total de municípios do país, responde por 35% do PIB e 33% do emprego industrial do Brasil. Já os municípios da amostra, que representam apenas 2% dos municípios brasileiros, são responsáveis por 29% do PIB industrial e 26% do emprego desse setor no país.

A partir dos dados de área urbanizada dos municípios paulistas e das informações dos mercados de trabalho locais obtidas dos microdados do Censo Demográfico 2000, as variáveis do modelo a ser estimado foram construídas conforme a descrição da tabela 1.

Na construção de algumas variáveis descritas anteriormente, chama a atenção o uso de um ferramental típico de modelagens em que o espaço é relevante: a matriz de pesos espaciais ( $W$ ); o elemento que estabelece as relações de vizinhança, ou proximidade, entre as observações. Ao contrário de FINGLETON (2003), que empregou somente uma matriz dessa natureza, no presente trabalho o modelo econométrico foi empreendido a partir de dois tipos distintos, mas dotados de uma característica comum, isto é, a consideração da distância geográfica como critério definidor da condição de vizinhança das observações. Com vistas a testar se os transbordamentos dos níveis de eficiência se desvanecem com a distância, bem como estimar magnitude desse fenômeno, foram utilizadas matrizes de “ $k$ -vizinhos mais

<sup>5</sup> Em face da existência de áreas urbanas contíguas, ou conurbações, o autor optou por não desmembrá-las como manchas urbanas independentes, levando a amostra de 106 cidades a ser reduzida para um total de 76 manchas urbanas

próximos”, apesar das limitações relacionadas ao seu uso. Levando-se em consideração que esse tipo de matriz pondera igualmente as observações, à medida que  $k$  se aproxima do número total de observações a variância das defasagens espaciais tende a zero. Sendo assim, decidiu-se utilizar essas matrizes até um limite considerado seguro. Partindo de um valor de  $k=5$ , em cada matriz subsequente foram acrescentados mais 5 vizinhos em relação à anterior, até um limite de  $k=25$ . Por ser um valor ainda inferior à metade do total de vizinhos possíveis, espera-se que a variabilidade das defasagens seja suficiente para evitar resultados espúrios. Enquanto esse tipo de matriz capta as relações entre vizinhos em um espaço relativamente contido, o outro tipo empregado mede os efeitos transbordamentos de maneira “global” dentro de uma região estudada. Conhecida por “inversa das distâncias”, tal matriz considera todas as observações vizinhas entre si, mas confere pesos inversamente proporcionais às distâncias geográficas entre quaisquer pares de observações.

**TABELA 1 – Construção das variáveis do modelo microeconômico**

Variável	Descrição
Taxa salarial ( $\ln(w)$ )	Logaritmo da média local das razões individuais entre o rendimento bruto dos ocupados em atividades industriais em julho de 2000 e o total de horas trabalhadas no mesmo mês.
Densidade do trabalho industrial ( $\ln(E)$ )	Logaritmo da razão entre o total de ocupados na indústria de cada município e sua respectiva área urbana (em $\text{Km}^2$ )
Escolaridade (H)	Média de anos de estudo dos indivíduos ocupados em atividades industriais
Conhecimento técnico (T)	Quociente locacional (QL) que expressa a especialização da mão-de-obra local em atividades de P&D e informática
Defasagem espacial da taxa salarial ( $W\ln(w)$ )	Defasagens espaciais calculadas a partir de matrizes de pesos $W$ padronizadas com número progressivamente maior de vizinhos distantes

Fonte: Elaboração dos autores.

Outra diferença dos procedimentos do presente trabalho em relação a FINGLETON (2003) concerne à especificação do modelo econométrico. Apesar de o autor admitir as limitações de seu modelo teórico, sobretudo os diferenciais de estrutura produtiva das cidades, estimou apenas uma equação estritamente emoldurada no mesmo. A fim de mitigar tal fragilidade, além da “versão original”, estimou-se também uma “versão adaptada” do modelo, na qual se incluiu variáveis representativas da participação relativa (do emprego) em determinados setores produtivos na indústria de transformação dos municípios. Para tal, adotou-se uma classificação de atividades econômicas industriais (FERRAZ, KUPFER e HAGUENAUER, 1996) formada por quatro categorias: produção de “*commodities*”, de “bens duráveis”, de bens “difusores de progresso técnico” e “tradicionalis”<sup>6</sup>.

Além das variáveis setoriais da indústria, a adaptação incorpora a participação relativa, no total de atividades não-agrícolas locais, do emprego em setores classificados como “Serviços Produtivos”. Sua inclusão é justificável pelo fato de o modelo de FINGLETON (2003) ter sido empregado aqui apenas para a atividade industrial. À luz das teorias de JACOBS (1969), os serviços produtivos são importantes insumos para as atividades industriais, portanto, a consideração dos mesmos no modelo econométrico é indispensável para que sua oferta local, a qual tende a ser maior e mais diversificada nos grandes centros urbanos, não enviesasse o resultado da variável de concentração (HENDERSON, 2003).

Tendo em vista que a equação salarial a ser aqui estimada apresenta a variável dependente espacialmente defasada como variável explicativa, ou seja, um típico modelo de *lag* espacial, sua estimação deve ser empreendida a partir de métodos que contornem o viés inerente à endogeneidade desse tipo de especificação. Além disso, a mobilidade dos indivíduos no espaço em resposta às suas

<sup>6</sup> Em função da menor desagregação da Classificação de Atividades Econômicas do Censo Demográfico 2000, empregou-se a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) 2000 do Ministério do Trabalho e Emprego para o cálculo dessas variáveis.

escolhas locacionais maximizadoras de utilidade, sugerem que as variáveis representativas da densidade do trabalho e educação (CARD, 1993) também são endógenas em equações salariais<sup>7</sup>.

Dentre as alternativas possíveis de estimação de modelos com variáveis explicativas endógenas, optou-se por um método robusto (ANSELIN, 1992) baseado na técnica das variáveis instrumentais - Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) - a despeito da reconhecida dificuldade de obtenção de instrumentos adequados à sua aplicação. Similarmente ao realizado em FINGLETON (2003) - e sugerido por autores como KELEJIAN e ROBINSON (1992) -, no presente trabalho a defasagem espacial da taxa salarial foi instrumentalizada pelas *lags* espaciais das variáveis exógenas do modelo, enquanto o instrumento da densidade do emprego foi obtido por um método de agrupamento<sup>8</sup>. Já para a educação, duas defasagens temporais foram eleitas como instrumentos: a “taxa bruta de frequência à escola” e a “média de anos de estudo” da população das cidades no ano de 1991; ambas obtidas dos microdados do Censo Demográfico de 1991.

#### 4 – AS ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO EM SÃO PAULO

Originalmente, foram estimadas seis versões de equações salariais baseadas no modelo de FINGLETON (2003). Para o presente estudo foi selecionada uma seqüência de três resultados que ilustram bem a melhoria na especificação a partir do processo de “adaptação”, como será visto à seguir. Antes, porém, vale ressaltar um aspecto prático da estimação das equações. Relembrando que um dos parâmetros da equação salarial ( $\rho$ ) — o coeficiente da defasagem espacial  $W\ln(w)$  — entra como argumento no cálculo da variável de densidade do emprego ( $\ln(E) - \rho W\ln(E)$ ), o método de estimação envolveu a criação de uma rotina interativa. Como  $\rho$  não é conhecido a priori, assume-se um valor arbitrário ( $\rho=0$ , por exemplo) no cálculo da densidade em uma primeira estimação do modelo. O parâmetro  $\rho_1$  obtido nessa primeira rodada é então empregado na revisão da variável de densidade ( $\ln(E) - \rho_1 W\ln(E)$ ), a qual é utilizada em uma segunda estimativa do modelo. O valor de  $\rho_2$  obtido na segunda interação é mais uma vez aproveitado para a revisão da variável de densidade ( $\ln(E) - \rho_2 W\ln(E)$ ), empregada, por sua vez, numa terceira estimação. A rotina prossegue com sucessivas revisões até que em uma enésima interação se obtenha a convergência entre o valor do estimador utilizado na última revisão ( $\rho_{n-1}$ ) e o apresentado pelo modelo econométrico ( $\rho_n$ ) como coeficiente da defasagem espacial da taxa salarial<sup>9</sup>.

Foram estimados dois grupos de modelos: o primeiro, denominado “básico”, possui grande semelhança com o de FINGLETON (2003). A principal diferença do aqui estimado recai na limitação do escopo a atividades industriais e a instrumentalização da variável educação. Já o segundo, chamado de “adaptado”, além da diferença de escopo, contempla outras variáveis de controle potencialmente relevantes para uma boa especificação de um modelo salarial cujo objetivo é a mensuração de retornos crescentes urbanos.

As tabelas 2 e 3 exibem, respectivamente, os coeficientes obtidos e os diagnósticos espaciais nos resíduos do modelo básico estimado por MQ2E, no qual foram instrumentalizadas as variáveis de densidade e a defasagem espacial, exatamente como em FINGLETON (2003). Já as tabelas 4 e 5 expõem, respectivamente, as estimativas e diagnósticos espaciais do modelo básico em que a educação também foi entendida como variável endógena e instrumentalizada. Deve-se notar que os valores dos  $R^2$  das equações auxiliares sugerem que os instrumentos utilizados foram adequados, fato também atestado pela ausência de alterações bruscas nos coeficientes. Nos modelos básicos, com exceção do controle para *outliers*<sup>10</sup>, todas as variáveis se mostram significativas e com os sinais esperados, mas assim como em FINGLETON (2003), os resultados expostos na tabela 2 padecem de autocorrelação espacial nos

<sup>7</sup> A leitura da variável Educação como endógena é mais um elemento que diferencia o presente trabalho do de FINGLETON (2003).

<sup>8</sup> Segundo, KENNEDY (1984) existem técnicas de geração de variáveis instrumentais, como os métodos dos “dois grupos”, dos “três grupos” e o de “DURBIN (1954)”, baseadas na categorização da variável a ser instrumentalizada que, sob condições gerais, resultam em estimativas consistentes. Uma vez que o autor argumenta que, dentre estes, o de Durbin apresenta maior eficiência, optou-se aqui em utilizá-lo na obtenção do instrumento para a densidade do emprego industrial.

<sup>9</sup> A rotina descrita foi desenvolvida no *Stata 7*, carregado com um banco de dados em que todas as variáveis defasadas espacialmente foram previamente calculadas por meio do *SpaceStat 1.91*.

<sup>10</sup> O controle consistiu na aplicação da regra dos dois desvios-padrão (ANSELIN, 1992).

resíduos, sugerindo algum erro de especificação, como a omissão de variável relevante autocorrelacionada no espaço. No entanto, na maioria dos casos a instrumentalização da educação se mostrou relevante para a atenuação do problema.

**TABELA 2 – Modelo básico**

Variável	Matriz de pesos espaciais					
	k=5	k=10	k=15	k=20	k=25	inversa
Densidade	0.075** (0.033)	0.064* (0.035)	0.056* (0.032)	0.057* (0.031)	0.058* (0.032)	0.057* (0.034)
w_sal	0.063** (0.031)	0.041** (0.019)	0.053*** (0.014)	0.045*** (0.011)	0.040*** (0.009)	0.115*** (0.037)
Educação	0.152*** (0.029)	0.150*** (0.03)	0.142*** (0.028)	0.147*** (0.028)	0.150*** (0.028)	0.174*** (0.026)
Conhec. Téc	0.278*** (0.049)	0.283*** (0.050)	0.271*** (0.049)	0.267*** (0.049)	0.270*** (0.050)	0.275*** (0.050)
Outliers	-0.118 (0.092)	-0.112 (0.094)	-0.097 (0.092)	-0.112 (0.091)	-0.129 (0.092)	-0.095 (0.174)
Constante	0.695*** (0.202)	0.588** (0.250)	0.113 (0.281)	-0.016 (0.290)	-0.152 (0.303)	0.995*** (0.056)
R <sup>2</sup>	0.59	0.57	0.60	0.59	0.58	0.58
R <sup>2</sup> eq. aux. 1 <sup>§</sup>	0.92	0.92	0.92	0.91	0.91	0.92
R <sup>2</sup> eq. aux. 2 <sup>§§</sup>	0.67	0.72	0.83	0.92	0.95	0.98

FONTE: Censo Demográfico 2000/IBGE, Rais 2000/MTE. Elaboração do autor.

NOTA: Erros-padrão entre parênteses.

\* significativo a 10%; \*\* significativo a 5%; \*\*\* significativo a 1%

§ instrumentalização da variável densidade, §§ instrumentalização de W\_sal.

**TABELA 3 – Diagnósticos de autocorrelação espacial nos resíduos do modelo básico**

Matriz de Pesos	Teste	Estatística	Média	Desv. Padrão	Z	Prob
k=05	I de Moran	0.110	-0.013	0.064	1.933	0.053
	C de Geary	0.824	1.000	0.071	-2.459	0.014
k=10	I de Moran	0.047	-0.013	0.043	1.389	0.165
	C de Geary	0.889	1.000	0.055	-1.999	0.046
k=15	I de Moran	0.001	-0.013	0.033	0.434	0.665
	C de Geary	0.904	1.000	0.051	-1.893	0.058
k=20	I de Moran	-0.022	-0.013	0.027	-0.317	0.751
	C de Geary	0.926	1.000	0.049	-1.517	0.129
k=25	I de Moran	-0.050	-0.013	0.023	-1.642	0.101
	C de Geary	0.958	1.000	0.044	-0.938	0.348
inversa	I de Moran	0.038	-0.013	0.025	2.023	0.043
	C de Geary	0.762	1.000	0.079	-2.995	0.003

FONTE: Censo Demográfico 2000/IBGE, Rais 2000/MTE. Elaboração do autor.

**TABELA 4 – Modelo básico com instrumentalização da educação**

Variável	Matriz de pesos espaciais					
	K=5	K=10	K=15	K=20	K=25	inversa
Densidade	0.060* (0.034)	0.048 (0.035)	0.056* (0.033)	0.061* (0.033)	0.063* (0.033)	0.066* (0.035)
w_sal	0.090*** (0.029)	0.062*** (0.018)	0.056*** (0.014)	0.044*** (0.011)	0.040*** (0.009)	0.111*** (0.037)
Educação	0.089** (0.038)	0.093** (0.039)	0.106*** (0.037)	0.126*** (0.037)	0.125*** (0.039)	0.160*** (0.035)
Conhec. Téc	0.205*** (0.060)	0.207*** (0.062)	0.183*** (0.059)	0.162*** (0.059)	0.166*** (0.061)	0.141** (0.059)
Outliers	-0.061 (0.096)	-0.06 (0.099)	-0.067 (0.095)	-0.094 (0.093)	-0.109 (0.095)	-0.084 (0.095)
Constante	0.577*** (0.198)	0.366 (0.243)	0.100 (0.293)	0.056 (0.291)	-0.09 (0.308)	1.065*** (0.055)
R <sup>2</sup>	0.56	0.55	0.58	0.59	0.57	0.58
R <sup>2</sup> eq. aux. 1 <sup>§</sup>	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92
R <sup>2</sup> eq. aux. 2 <sup>§§</sup>	0.89	0.91	0.96	0.97	0.98	0.98
R <sup>2</sup> eq. aux. 3 <sup>§§§</sup>	0.70	0.60	0.62	0.62	0.61	0.66

FONTE: Censo Demográfico 2000/IBGE, Rais 2000/MTE. Elaboração do autor.

NOTA: Erros-padrão entre parênteses.

\* significativo a 10%; \*\* significativo a 5%; \*\*\* significativo a 1%

§ instrumentalização da variável densidade, §§ instrumentalização de W\_sal, §§§ instrumentalização da educação.

**TABELA 5 – Diagnósticos de autocorrelação espacial nos resíduos do modelo básico com instrumentalização da educação**

Matriz de Pesos	Teste	Estatística	Média	Desv. Padrão	Z	Prob
k=05	I de Moran	0.003	-0.013	0.064	0.262	0.793
	C de Geary	0.927	1.000	0.072	-1.010	0.313
k=10	I de Moran	-0.033	-0.013	0.043	-0.455	0.649
	C de Geary	0.961	1.000	0.056	-0.699	0.484
k=15	I de Moran	-0.016	-0.013	0.033	-0.081	0.936
	C de Geary	0.927	1.000	0.051	-1.448	0.148
k=20	I de Moran	-0.021	-0.013	0.027	-0.300	0.764
	C de Geary	0.932	1.000	0.049	-1.388	0.165
k=25	I de Moran	-0.052	-0.013	0.023	-1.710	0.087
	C de Geary	0.969	1.000	0.045	-0.694	0.488
inversa	I de Moran	0.040	-0.013	0.025	2.110	0.035
	C de Geary	0.768	1.000	0.080	-2.905	0.004

FONTE: Censo Demográfico 2000/IBGE, Rais 2000/MTE. Elaboração do autor.

A correção da endogeneidade da educação não é a única melhoria de especificação do modelo realizada no presente trabalho. As tabelas 6 e 7 apresentam, respectivamente, os resultados do modelo adaptado e os testes de correlação espacial em seus resíduos, de onde se nota que a inclusão de novas variáveis explicativas tornou os resíduos de todas as equações isentas de autocorrelação espacial e, por conseguinte, dos vieses advindos da mesma, atestando a melhoria da especificação. Nota-se também que, assim como no modelo básico, no adaptado os instrumentos se revelaram adequados e os coeficientes não apresentaram grandes flutuações quando estimados por matrizes de pesos espaciais distintas. Uma vez que tanto a inclusão das novas variáveis como a instrumentalização da educação se mostraram benéficas ao modelo econométrico, a especificação que as incorpora, cujos resultados são interpretados a seguir, foi eleita como a preferível.

**TABELA 6 – Modelo adaptado**

Variável	Matriz de pesos espaciais					
	k=5	k=10	k=15	k=20	k=25	inversa
Densidade	0.091*** (0.029)	0.078*** (0.029)	0.081*** (0.027)	0.082*** (0.027)	0.084*** (0.028)	0.075** (0.029)
w_sal	0.089*** (0.024)	0.063*** (0.015)	0.063*** (0.011)	0.048*** (0.009)	0.034*** (0.008)	0.134*** (0.031)
Educação	0.110*** (0.030)	0.093*** (0.032)	0.102*** (0.030)	0.107*** (0.030)	0.110*** (0.031)	0.158*** (0.029)
Conhec. Téc	0.160*** (0.052)	0.161*** (0.052)	0.150*** (0.050)	0.152*** (0.050)	0.162*** (0.052)	0.162*** (0.050)
Commodities	0.017 (0.116)	0.044 (0.115)	0.043 (0.109)	0.080 (0.108)	0.102 (0.112)	0.068 (0.107)
Duráveis	0.132 (0.144)	0.12 (0.146)	0.111 (0.138)	0.13 (0.138)	0.138 (0.145)	0.098 (0.137)
Difusores de tecnologia	0.251* (0.135)	0.252* (0.133)	0.239* (0.127)	0.232* (0.127)	0.266** (0.132)	0.232* (0.129)
Serviços produtivos	0.361*** (0.086)	0.399*** (0.088)	0.390*** (0.083)	0.395*** (0.083)	0.374*** (0.087)	0.384*** (0.083)
Outliers	0.254*** (0.087)	0.267*** (0.087)	0.255*** (0.083)	0.244*** (0.083)	0.226** (0.086)	0.276*** (0.083)
Constante	1.207*** (0.221)	1.050*** (0.232)	0.653** (0.251)	0.642** (0.264)	0.722** (0.293)	1.667*** (0.157)
R <sup>2</sup> ajustado	0.73	0.73	0.75	0.75	0.73	0.75
R <sup>2</sup> ajust. eq. aux. 1 <sup>§</sup>	0.92	0.93	0.93	0.92	0.92	0.92
R <sup>2</sup> ajust. eq. aux. 2 <sup>§§</sup>	0.89	0.93	0.96	0.97	0.98	0.98
R <sup>2</sup> ajust. eq. aux. 3 <sup>§§§</sup>	0.70	0.61	0.62	0.63	0.61	0.66

FONTE: Censo Demográfico 2000/IBGE, Rais 2000/MTE. Elaboração do autor.

NOTA: Erros-padrão entre parênteses.

\* significativo a 10%; \*\* significativo a 5%; \*\*\* significativo a 1%

§ instrumentalização da variável densidade, §§ instrumentalização de W\_sal, §§§ instrumentalização da educação.

**TABELA 7 – Diagnósticos de autocorrelação espacial nos resíduos do modelo adaptado**

Matriz de Pesos	Teste	I de Moran	Média	Desv. Padrão	Z	Prob
k=05	I de Moran	-0.059	-0.013	0.064	-0.717	0.473
	C de Geary	1.072	1.000	0.071	1.013	0.311
k=10	I de Moran	-0.068	-0.013	0.043	-1.255	0.209
	C de Geary	1.081	1.000	0.054	1.499	0.134
k=15	I de Moran	-0.051	-0.013	0.033	-1.141	0.254
	C de Geary	1.002	1.000	0.049	0.049	0.961
k=20	I de Moran	-0.035	-0.013	0.027	-0.813	0.416
	C de Geary	0.970	1.000	0.046	-0.656	0.512
k=25	I de Moran	-0.039	-0.013	0.023	-1.127	0.260
	C de Geary	0.986	1.000	0.044	-0.320	0.749
inversa	I de Moran	0.009	-0.013	0.025	0.889	0.374
	C de Geary	0.654	1.000	0.312	-1.109	0.268

FONTE: Censo Demográfico 2000/IBGE, Rais 2000/MTE. Elaboração do autor.

Observa-se por meio da tabela 6 que os coeficientes obtidos para a variável de densidade do emprego industrial ( $\gamma - I$ ) se revelam significativamente maiores que zero de maneira consistente com as teorias de JACOBS (1969) acerca dos retornos crescentes advindos da concentração espacial do emprego. Merece destaque também a grande estabilidade dos coeficientes da densidade industrial obtidos com a utilização de distintas matrizes de pesos espaciais. Os valores variaram de 0,075, com a matriz de distâncias inversas, a 0,091, com a de 5 vizinhos mais próximos. As magnitudes dos coeficientes individuais, bem como seu valor médio (0,082), são bastante semelhantes às encontradas na literatura empírica internacional que, em geral, gravitam no intervalo de 0,04 a 0,08 (COMBES et al, 2006, ROSENTHAL e STRANGE, 2004). Por outro lado, são sobremaneira superiores a 0,016, o valor do coeficiente obtido por FINGLETON (2003), o qual provavelmente se localiza abaixo do supracitado intervalo por representar as economias de escala médias de todas as atividades urbanas, que tendem a ser menores que as apresentadas pela atividade industrial (MIRACKY, 1992). É interessante destacar que, a despeito das polêmicas teóricas quanto à natureza das economias de aglomeração e das diferentes abordagens, métodos econométricos e bases de dados para investigá-las, os resultados verificados na literatura apresentam grande convergência. SVEIKAUSKAS (1975), por exemplo, ao empregar a ênfase da função de produção, encontrou elasticidades da escala urbana sobre a produtividade do trabalho em diversos setores industriais dos EUA que variaram de 0,02 a 0,12, com valor médio de 0,06. CICCONE e HALL (1996), lançando mão da mesma metodologia, mas utilizando a densidade das atividades econômicas como variável explicativa, encontrou elasticidades da ordem de 0,06. HENDERSON (2003), obteve coeficientes para o setor industrial *high-tech* que sugerem elevações de 8% na produtividade do trabalho a cada aumento de 100% no número de firmas de uma mesma indústria em uma mesma área urbana. DEKLE e EATON (1999), com a abordagem dos aluguéis, se depararam com elasticidades da produtividade do trabalho no Japão que variaram de 0,002 a 0,06 em diferentes setores industriais. Já na abordagem da taxa salarial, pode-se citar COMBES et al. (2006) que encontraram coeficientes da ordem de 0,056 a partir de dados agregados e 0,032 a partir de dados individuais.

No tocante à literatura nacional, a qual se encontra ainda bastante restrita a abordagem salarial, observa-se que seus resultados são convergentes, tanto entre si, quanto com os internacionais. GALINARI et al. (2003), por exemplo, obtiveram estimadores iguais a 0,077 para a concentração industrial nos mesopólos brasileiros no ano 2000; FONTES (2006), empreendendo modelos hierárquicos, encontrou efeitos da escala industrial e população local sobre a taxa salarial industrial em cidades médias e grandes no ano 2000 iguais a 0,09 e 0,05, respectivamente. Outro trabalho recente, GALINARI, LEMOS e AMARAL (2006), ao estimar equações salariais industriais também baseadas no modelo de FINGLETON (2003), mas substituindo a densidade por uma variável de escala, chegaram a elasticidades de aproximadamente 0,10.

Algumas considerações devem ser feitas quanto aos resultados do coeficiente representativo dos retornos crescentes desse estudo. Ao contrário dos demais trabalhos da literatura nacional, emprega-se aqui uma variável de densidade em vez das habituais medidas de escala. Uma vez que o porte da indústria local é relativizado pela área urbana das cidades, tal variável tende a captar o efeito líquido de forças agindo em direções opostas. No contexto desse embate de forças econômicas centrífugas e centrípetas representadas pela variável de densidade urbano-industrial local, os resultados das estimações sugerem

que, nas cidades de porte médio e grande do estado de São Paulo, em geral, prevalecem as forças centrípetas. O valor médio dos coeficientes obtidos com as diversas matrizes de pesos espaciais evidencia que, nesse conjunto de cidades, a cada elevação de 100% na densidade urbano-industrial local associam-se crescimentos médios de 8% nos salários. Tal fato indica ganhos de escala externos, ou elevações de produtividade do trabalho das firmas pelo menos tão grandes quanto o crescimento dos salários<sup>11</sup>, fornecendo justificativas para o fenômeno da concentração espacial da indústria, mesmo no contexto de declínio dos custos de transporte das últimas décadas e em face das deseconomias intrínsecas ao próprio processo aglomerativo. Portanto, a conclusão geral é que economias de aglomeração, sobretudo as do tipo Jacobs — dada a grande diversificação da estrutura industrial das cidades estudadas —, se fazem presentes no território paulista. Além disso, a magnitude dessas forças explica, pelo menos em parte, o fenômeno da desconcentração concentrada da Região Metropolitana de São Paulo (RMSP), cujos efeitos beneficiaram principalmente o interior paulista (AZZONI, 1993; DINIZ, 1994; CANO, 1997). Os coeficientes aqui estimados, por serem líquidos de algumas deseconomias de aglomeração, podem ser considerados elevados quando comparados aos encontrados em estudos nos quais o escopo geográfico vai além do território de São Paulo e que, por não considerarem o fator terra explicitamente, representam “economias de aglomeração brutas”. Isso respalda as interpretações de que a desconcentração industrial da RMSP iniciada nos anos 1970 tendeu a beneficiar mais intensamente as áreas em que emergiam forças aglomerativas, ou seja, as cidades de médio e grande porte do interior paulista.

Outra variável locacional do modelo, a defasagem espacial da taxa salarial, apresentou coeficientes ( $\rho$ ) positivos e significativos, sugerindo a presença de autocorrelação espacial da taxa salarial entre municípios vizinhos. Deve-se notar, que no modelo  $\rho$  é o coeficiente auto-regressivo tanto da equação explicativa dos níveis locais de eficiência do trabalho ( $\ln(A) = b_0 + b_1H + b_2T + \rho W \ln(A) + \xi$ ) como dos salários ( $\ln(w) = k_2 + \rho W \ln(w) - \rho W k_1 + (\gamma - 1)[\ln(E) - \rho W \ln(E)] + a_1H + a_2T + v$ ). Portanto, as equações estimadas evidenciam que a eficiência da força de trabalho industrial e, por conseguinte, a taxa salarial das cidades paulistas, é positivamente influenciada por aquela observada em sua vizinhança, sugerindo efeitos de contágio entre a produtividade de áreas geograficamente próximas, os quais contribuem para a convergência espacial das rendas regionais no longo prazo.

Em conformidade com GORDON e MCCANN (2000), defensores da idéia de que só é possível observar os efeitos líquidos de diversos e simultâneos mecanismos geradores de externalidades, em vez de fontes individuais, pode-se dizer que, quanto à natureza, os resultados aqui obtidos, tanto para a variável de densidade do emprego industrial como dos *spillovers*, são um *mix* de externalidades espaciais tecnológicas e pecuniárias: do mesmo modo que a proximidade das firmas dentro de um centro urbano pode gerar economias relacionadas ao custo de transporte de insumos entre fases do processo de produção, pode se esperar que, em menor escala, as firmas tendam a se beneficiar das ofertas e demandas das cidades vizinhas. Analogamente, assim como as interações *face-to-face* dentro dos limites de uma cidade são capazes de aumentar sua produtividade, a comutação diária de trabalhadores entre centros urbanos próximos facilita, também em menor escala, a difusão do conhecimento e experiências no espaço.

No tocante aos valores estimados das defasagens espaciais, nota-se que sugerem consistentes declínios dos transbordamentos da produtividade com a distância. À medida que as equações são estimadas com matrizes de pesos espaciais que incorporam sucessivos vizinhos mais distantes, os coeficientes revelam menores níveis de contágio entre as economias locais. Enquanto na equação estimada com a matriz de 5 vizinhos mais próximos, elevações de 100% na média salarial da vizinhança correspondem a um crescimento médio de 8,9% nos salários das cidades paulistas, com a matriz de 25 vizinhos o efeito do contágio apresenta uma expressiva queda, respondendo por apenas 3,4% de aumento nos ganhos dos trabalhadores. Vale observar que o valor dos *spillovers* espaciais obtidos com a matriz inversa da distância é significativamente maior que aqueles revelados pelas matrizes de pesos de  $k$ -vizinhos mais próximos. Dado que aquela considera todas as observações vizinhas entre si, mas atribui pesos maiores às geograficamente mais próximas, reforça as evidências da proximidade a centros urbanos

---

<sup>11</sup> A magnitude do repasse dos ganhos de produtividade para os salários depende, porém, do grau de competitividade das firmas locais. Mesmo que o ambiente ideal da concorrência perfeita não seja observado na prática, as correlações entre ganhos de produtividade e salários tendem a ser expressivos (ROSENTHAL E STRANGE, 2004).

de alta produtividade como um fator locacional, isto é, a proximidade geográfica como uma vantagem competitiva.

Em função do relativamente diminuto número de trabalhos desenvolvidos a respeito do escopo geográfico das economias de aglomeração, as comparações de resultados entre países são ainda pouco viáveis<sup>12</sup>. À semelhança do presente estudo, DEKLE e EATON (1999) verificaram quedas dos coeficientes de *spillovers* espaciais com o distanciamento geográfico entre *prefectures* japonesas. No entanto, os suaves declínios dos transbordamentos espaciais encontrados remetem a operação em escala nacional das externalidades entre atividades industriais no Japão. As quedas substancialmente maiores nos coeficientes com a distância aqui identificadas<sup>13</sup>, por outro lado, tornam patente que as externalidades urbano-industriais no Brasil são mais localizadas que no Japão — o que é um resultado já esperado, dado que a integração espacial da economia brasileira é mais difícil em função de particularidades diversas, sobretudo a precariedade da infra-estrutura de transportes e da própria dimensão territorial do país.

A comparação dos *spillovers* estimados para o estado de São Paulo com aqueles apresentados pelo conjunto total de cidades de porte médio e grande do Brasil, obtidos por GALINARI, LEMOS e AMARAL (2006), revelam que os efeitos são diferenciados dentro do território nacional. Haja vista que esses autores contemplam todas as unidades da federação brasileira e encontram coeficientes menores (0,043 com  $k=10$ ; 0,02 com  $k=20$ ; 0,014 com  $k=30$ ; 0,009 com  $k=50$ ) que os aqui obtidos, pode-se inferir que os mesmos seriam ainda mais reduzidos caso fossem depurados dos transbordamentos advindos do estado de São Paulo e da RMSP. De fato, as análises espaciais de LEMOS et al. (2005) ratificam essa conclusão, já que identificam poucas aglomerações industriais espaciais relevantes e potencialmente geradoras de *spillovers* fora de São Paulo.

Em consonância com teorias sobre a acumulação de capital humano (BECKER, 1964, MINCER, 1974, RAUCH, 1993), as variáveis representativas da educação da mão-de-obra empregada na indústria e a concentração relativa local do emprego em atividades ligadas à informática e P&D (conhecimento técnico), incluídas no modelo como controles para os níveis de habilidades dos trabalhadores, se mostraram significativamente relevantes para a explicação dos diferenciais salariais urbanos. Tais variáveis, principalmente a educação, refletem características não-espaciais de grande relevância para a explicação dos diferenciais locais de salários, uma vez que tendem a ampliar a produtividade do trabalho e a potencializar a difusão de conhecimento e tecnologia, gerando, através de externalidades da acumulação de capital humano e da condição de bem público do conhecimento, ganhos sociais mais elevados que os privados (BECKER e MURPHY, 1992).

A educação, um atributo do lado da oferta da mão-de-obra local, resulta tanto de fatores exógenos, como as políticas públicas, quanto endógenos, como a renda local e a migração de trabalhadores qualificados em busca de salários melhores — que justificam, em parte, sua instrumentalização. Apesar de a educação ser um serviço bastante difundido no espaço, a diferença espacial de sua oferta, tanto em quantidade como em qualidade, ainda não homogeneizada pelas migrações dos trabalhadores, se mostra como uma das variáveis mais relevantes para a explicação dos diferenciais salariais e de produtividade no estado de São Paulo. O valor médio dos coeficientes estimados nas especificações com diferentes matrizes de pesos espaciais revela a força dessa variável. A cada elevação de um ano na média de anos de estudo da mão-de-obra empregada na indústria de uma cidade está associado um crescimento médio de 11% na taxa salarial industrial, confirmando, mais uma vez, a importância das políticas públicas educacionais como forma de mitigar as desigualdades espaciais de renda.

A variável de conhecimento técnico representa a capacidade local de inovação fora das firmas industriais, mas em benefício das mesmas. A especialização relativa local em serviços de informática e P&D se mostra relevante ao modelo aqui estimado por complementar a mensuração da eficiência do trabalho representada pela educação, através da capacitação local de criar e efetuar melhorias nos

<sup>12</sup> Os resultados do próprio FINGLETON (2003) não são diretamente comparáveis com os aqui obtidos em função da opção do autor pela construção de uma única matriz de pesos espaciais na qual a vizinhança é calculada através do fluxo diário de trabalhadores entre áreas, ponderado pela distância percorrida. Sendo assim, seu resultado não dá a dimensão do declínio dos *spillovers* com a distância, mas apenas seu valor médio. Deve-se lembrar também que o foco do autor é a economia urbana como um todo, enquanto aqui é a indústria de transformação, o que contribui negativamente para a comparabilidade dos resultados.

<sup>13</sup> Entre as matrizes de 5 e 25 vizinhos o coeficiente dos *spillovers* sofre declínio de aproximadamente 60%.

sistemas de produção por meio da oferta de serviços especializados e voltados a tal fim. Em outras palavras, enquanto a educação dos trabalhadores da indústria tem estreita relação com a capacidade das firmas industriais em desenvolver e, principalmente, executar melhorias em seus processos de produção, a variável de conhecimento técnico representa a ampliação dessa capacidade por meio do conhecimento produzido fora da esfera industrial, mas internamente ao centro urbano. Como bem lembra ARAÚJO (2001), a concentração da produção de serviços ligados à tecnologia da informação (TI) nas cidades, como informática e telecomunicações, as tornam capazes de responder às novas e complexas demandas por informações, análises e interpretações geradas em centros urbanos que concentram mercados e conhecimentos. Apesar da ainda baixa relação entre empresas industriais e instituições de produção de conhecimento científico e tecnológico enquanto fontes de informação para a inovação no Brasil (ARAÚJO, 2001), a variável representativa da concentração relativa de atividades de P&D e informática nos municípios paulistas se mostrou significativamente (a 1%) relevante para a explicação das diferenças salariais e de produtividade no espaço. O valor médio dos coeficientes obtidos com as diversas matrizes de pesos sugere que a cada alteração de uma unidade no quociente locacional do conhecimento técnico associa-se, em média, elevações da ordem de 16% na taxa salarial industrial, evidenciando, assim, mais uma fonte de crescimento da produtividade nas cidades. Tal resultado traz à tona a importância de políticas públicas voltadas à intensificação do relacionamento entre empresas industriais e instituições produtoras de conhecimento e de TI, como a implantação de parques tecnológicos e centros de pesquisas, com vistas ao aumento da produtividade dos sistemas produtivos locais, das vantagens competitivas das cidades e da renda das famílias.

Por sua vez, as variáveis setoriais (participação relativa do emprego setorial no total da indústria local) representam as diferenças de qualificação da mão-de-obra pelo lado da demanda. Valem também como controle para diferenças de agregação de valor nos processos produtivos, de absorção de tecnologia e, principalmente, de produção de conhecimento dentro das firmas. Dentre os três grupos de atividades, produção de *commodities* agrícolas e industriais, de bens duráveis e de bens difusores de progresso técnico, apenas esse último se mostrou significativo para a explicação dos diferenciais salariais e de produtividade da indústria paulista<sup>14</sup>. Seu valor médio sugere elevações de aproximadamente 0,24% na taxa salarial a cada alteração de 1 ponto percentual na participação relativa desse setor em uma cidade. Tal resultado não causa estranheza, uma vez que os setores industriais produtores de *commodities*, bens tradicionais e duráveis são absorvedores de tecnologia, enquanto as atividades classificadas como difusoras de progresso técnico, tendem a exercer papel pró-ativo na melhoria da produtividade dos sistemas locais de produção. Ao contrário das firmas de atividades difusoras de progresso técnico, as quais se engajam em inovação, as unidades locais dos demais segmentos, em geral, tendem a absorver as novas tecnologias desse setor ou de suas matrizes, onde se concentram os centros de *design*, pesquisa e desenvolvimento, localizadas nos lugares centrais mais elevados da hierarquia urbana nacional (como São Paulo) e internacional, no caso das subsidiárias de empresas estrangeiras.

Por fim, a variável representativa da participação relativa (em logaritmo) dos serviços produtivos no total de atividades não-agrícolas dos centros urbanos — que revela a oferta de empregos a serviço das atividades produtivas para cada unidade de emprego local — também se mostrou significativamente relevante para a explicação das diferenças salariais apresentadas entre as cidades paulistas. Seu valor médio evidencia que a cada elevação de 1% na participação relativa desses serviços entre os centros urbanos paulistas corresponde um crescimento de 0,36% na taxa salarial industrial. Vale lembrar que a motivação de sua inclusão no modelo econométrico é controlar os resultados dos retornos crescentes à densidade da atividade industrial pela oferta de serviços modernos e especializados a favor da indústria e cuja variedade cresce com o tamanho das cidades, evitando um viés para cima no coeficiente da densidade industrial (HENDERSON, 2003). Tal variável não poderia ser omitida, dado que as economias brasileira e paulista atravessaram nos anos 1990 um período de terciarização no contexto das transformações tecno-gerenciais racionalizadoras dos processos de produção, impostas pela abrupta abertura econômica do país. Desde então, o adensamento de redes de relações produtivas e comerciais e o crescente fluxo de informações, que são típicos das economias modernas, vêm tornando os serviços

---

<sup>14</sup> O grupo denominado “difusores” é composto por atividades produtoras de bens de bens de capital e insumos industriais de teor tecnológico relativamente elevado. Ver a descrição desse agregado em FERRAZ, KUPFER, e HAGUENAUER (1996).

terceirizados em insumos essenciais às atividades industriais e cuja oferta apresenta-se como uma vantagem locacional, isto é, um atributo do espaço localizado. Sendo assim, a significância estatística de tal variável na explicação dos salários industriais é importante para as conclusões do presente trabalho por mais uma vez corroborar e reforçar as teorias de JACOBS (1969) sobre os benefícios da diversificação produtiva das cidades. À medida que cresce a base exportadora local, torna-se viável a oferta de novos bens e serviços, os quais colaboram no sentido de tornar o ambiente produtivo mais fértil para a inovação, novas substituições de importações e, conseqüentemente, para o crescimento econômico local e regional.

Não obstante a boa capacidade explicativa do modelo, atestada pelos valores relativamente altos dos coeficientes de determinação ( $R^2$  médio igual a 0,74) das equações estimadas para o modelo adaptado, deve-se admitir que o entendimento da realidade baseado em modelagens microeconômicas possui limitações diversas. Em formalizações matemáticas dificilmente consegue-se contemplar todos os elementos que teoricamente explicam fenômenos como os econômicos. No entanto, a simplificação típica das formalizações tem o mérito de garantir de objetividade a análise ao se centrar nos elementos dotados, teoricamente, de maior peso na explicação da realidade. Esse parece ser o caso do modelo de FINGLETON (2003), que apresenta resultados satisfatórios, apesar do número diminuto de variáveis explicativas.

Em face da diversidade teórica acerca do assunto aqui tratado, inúmeras outras variáveis poderiam ser incluídas na modelagem econométrica. Alguns atributos locais podem ser capazes de influenciar as taxas salariais, sem mesmo representar ganhos de produtividade, como a sindicalização e os diferenciais de custo de vida nas cidades. Alguns teóricos, como HANSON (1997), defendem que, em função da mobilidade da mão-de-obra no espaço, as firmas devem fornecer incentivos pecuniários aos trabalhadores de maneira a compensá-los pela redução de bem-estar das aglomerações geo-econômicas, sobretudo a elevação de custos urbanos (transporte intra-urbano, aluguéis) e de desamenidades ambientais (poluição sonora, visual e do ar), advindos do próprio processo de crescimento urbano.

Há uma extensa literatura que lida com a problemática das (des)amenidades ambientais — como ROSEN (1979), ROBACK (1982), GYOURKO e TRACY (1991), GABRIEL e ROSENTHAL (2004) — e dos diferenciais de custo de vida nas cidades — como AZZONI et al. (2000), AZZONI et al. (2003) — que pode ser tomada como referência em trabalhos que busquem os efeitos específicos desses elementos na diferenciação espacial dos salários. Tem se tornado bastante comum o uso de variáveis que visam retratar as (des)amenidades ambientais — temperatura média e pluviosidade média, por exemplo — como controles em modelos econométricos voltados à estimação de retornos crescentes urbanos. Menos comum é o uso de variáveis que representam o custo de vida, pela própria dificuldade em obtê-las em nível espacial desejável. Por outro lado, tem crescido o número de trabalhos que estimam modelos econométricos com efeitos fixos de área, tanto para o controle de amenidades ambientais, quanto do custo de vida, apesar da clara tendência da técnica em “limpar” demasiadamente os efeitos dessas variáveis sobre o coeficiente representativo das economias de aglomeração. Tendo em vista as inconveniências das estimações por efeitos fixos, a ausência de critérios objetivos na escolha perante um grande *pool* de variáveis representativas das amenidades ambientais, o desgaste do rigor metodológico na busca de resultados satisfatórios na escolha dessas diversas variáveis e a importância secundária de questões ambientais e de custo de vida para explicação dos salários em um contexto de alto desemprego, como no Brasil, conclui-se que a opção por apenas uma leve adaptação do modelo de FINGLETON (2003) constituiu-se um procedimento adequado para responder às questões levantadas no presente estudo. A qualidade do modelo microeconômico, sugerida pelos altos valores dos coeficientes de determinação e a relativa estabilidade dos estimadores perante as diferentes especificações e matrizes de pesos espaciais sugerem que a inclusão de novas variáveis traria apenas contribuições marginais<sup>15</sup> e que os resultados aqui obtidos respondem de maneira objetiva e consistente às questões relacionadas à existência de economias de aglomeração no Brasil, particularmente no estado de São Paulo.

---

<sup>15</sup> O próprio Fingleton utilizou um controle para variáveis omitidas que manteve praticamente inalterados os coeficientes, atestando a robustez de seu modelo.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

De maneira geral, as conclusões desse trabalho corroboram as idéias da literatura sobre economia regional e urbana de que questões espaciais possuem relevância na determinação do desenvolvimento econômico dos países, configurando-se como importantes fontes de políticas públicas. É inegável que a progressiva solução dos problemas econômicos de áreas periféricas dos espaços nacionais depende em grande parte de condições macroeconômicas que favorecem o crescimento econômico do país. No entanto, não se deve perder de vista que, independentemente da orientação governamental quanto ao gerenciamento da política macroeconômica, há grande potencialidade de redução das desigualdades regionais a partir de um posicionamento pró-ativo do Estado no tocante ao estímulo à educação, desenvolvimento tecnológico e criação e melhoria da infra-estrutura urbana e de acessibilidade em pontos estratégicos do espaço nacional. Como teorizado por JACOBS (1969), o favorecimento de espaços fecundos para a produção e transmissão de conhecimento estimula o processo de substituição de importações locais, conduzindo à recomposição das bases exportadoras agrícolas locais rumo a atividades industriais e de serviços em que a alta produtividade, valor agregado e inserção em mercados nacionais e internacionais determinam o desenvolvimento econômico local bem como o regional, dada a possibilidade de propagação dos benefícios pelo espaço. Deve ficar claro que apesar do diagnóstico de que a concentração das atividades econômicas no espaço amplia a produtividade local beneficiando tanto as firmas como os trabalhadores, não se defende aqui que o desenvolvimento econômico de um país como o Brasil, cujo território possui dimensões continentais e a desigualdade regional é patente, deva ser baseado na concentração. Ao contrário, os resultados devem ser encarados como sugestivos da possibilidade de redução das disparidades regionais a partir de políticas públicas direcionadas que prezem o desenvolvimento de pólos regionais, juntamente com a construção de infra-estruturas que permitam o adensamento da malha urbana, de transportes e comunicação do país, favorecendo a ampliação do raio de difusão espacial dos benefícios gerados nesses pólos.

## REFERÊNCIAS

- ANSELIN, L. **SpaceStat tutorial**: a workbook for using SpaceStat in the analysis of spatial data. Urbana-Champaign: University of Illinois, 1992. Disponível em CD ROM.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics**. Dallas: Bruton Center, School of Social Sciences, University of Texas, 1999.
- ARAÚJO, M. F. I. Reestruturação produtiva e transformações econômicas: região metropolitana de São Paulo. **São Paulo em Perspectiva**, v.15, n.1, p.20-30, 2001.
- ARROW, K. J. The economic implications of learning by doing. **Review of Economic Studies**, v.29, n.3, p.155-173, 1962.
- AZZONI, C. R. Economia de São Paulo: ainda uma locomotiva? **São Paulo em Perspectiva**, v.7, n.2, p.2-13, 1993.
- AZZONI, C. R., 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. R., CARMO, H., MENEZES, T. Comparação da paridade do poder de compra entre cidades: aspectos metodológicos e aplicação ao caso brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.33, n.1, p.91-126, 2003.
- BECKER, G. S. **Human capital**: a theoretical and empirical analysis with special reference to education. New York: NBER, 1964. 187 p.
- BECKER, G. S., MURPHY, K. M. The division of labor, coordination costs, and knowledge. **The Quarterly Journal of Economics**, v.107, n.4, p.1137-1160, 1992.
- CANO, W. Concentração e desconcentração econômica regional no Brasil: 1970/95. **Economia e Sociedade**, n.8, p.101-141, jun. 1997.
- CARD, D. **Using geographic variation in the college proximity to estimate returns to schooling**. Cambridge MA: NBER, 1993. (Working paper, n.4483)
- CICCONE, A., HALL, R. E. Productivity and the density of economic activity. **American Economic Review**, v.86, n.1, p.54-70, Mar. 1996.

COMBES, P.-P. **Marshall-Arrow-Romer externalities and city growth**. Paris: Ecole Nationale des Ponts-et-Chaussées, 2000. (CERAS Working paper, n.99-06)

COMBES, P.-P., DURANTON, G., GOBILLON, L. **Spatial wage disparities: sorting matters!** (Versão revisada do CEPR Discussion paper, n.4240). Disponível em: <www.ucharite.univ-mrs.fr/pp/combes/LLM.pdf>. Acesso em 20/03/2006.

COSTA, G. C. F. **Uma avaliação do consumo de energia com transportes em cidades do estado de São Paulo**. 2001. 115f. Dissertação (Mestrado) - Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, São Carlos, 2001.

DEKLE, R., J. EATON. Agglomeration and land rents: evidence from the prefectures. **Journal of Urban Economics**, v.46, n.2, p.200-214, 1999.

DINIZ, C. C. Polygonized development in Brazil: neither decentralization no continued polarization. **International Journal of Urban and Regional Research**, v.18, n.2, p.293-314, 1994.

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

DURBIN, J. M. Errors in variables. **Review of the International Statistical Institute**, vol. 22, pp. 23-32, 1954.

FERRAZ, J. C., KUPFER, D., HAGUENAUER, L. **Made in Brazil: desafios competitivos para a indústria**. Rio de Janeiro: Campus, 1996. 386 p.

FINGLETON, B. Increasing returns: evidence from local wage rates in Great Britain. **Oxford Economic Papers**, v.55, n.4, p.716-739, 2003.

FUJITA, M., THISSE, J. F. The formation of economic agglomerations: old problems and new perspectives. In: HURIOT, J., THISSE, J. (Eds.) **Economics of cities: theoretical perspectives**. Cambridge: Cambridge University, 2000. p.3-73.

FUJITA, M., THISSE, J. F. **Economics of agglomeration: cities, industrial location, and regional growth**. Cambridge: Cambridge University, 2002. p.3-73.

FONTES, G. G. **Atributos urbanos e diferenciais regionais de salário no Brasil, 1991 e 2000**. 2006. 104f. Dissertação (Mestrado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2006.

GABRIEL, S. A., ROSENTHAL, S. S. Quality of the business environment versus quality of life: do firms and households like the same cities? **The Review of Economics and Statistics**, v.86, n.1, p.438-444, 2004.

GALINARI, R., CROCCO, M., LEMOS, M. B., BASQUES, M. F. D. O efeito das economias de aglomeração sobre os salários industriais: uma aplicação ao caso brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31, 2003, Porto Seguro. **Anais**. Porto Seguro: ANPEC, 2003. Disponível em CD-ROM.

GALINARI, R., LEMOS, M. B., AMARAL, P. Retornos crescentes urbanos: a influência do espaço na diferenciação da taxa salarial no Brasil. In: De Negri, J. A. *et al.* **Tecnologia, exportação e emprego**. Brasília: IPEA, 2006. Cap.8, p.203-248.

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

GLAESER, E. L., KALLAL, H. D., SCHEINKMAN, J. A., SHLEIFER, A. Growth in cities. **Journal of Political Economy**, v.100, n.6, p.1126-1152, Dec. 1992.

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

GRILICHES, Z. Estimating the returns to schooling: some econometric problems. **Econometrica**, v.45, n.1, p.1-22, Jan. 1977.

GORDON, L. R., MCCANN, P. Industrial clusters: complexes, agglomerations and/or social networks. **Urban Studies**, v.37, n.3, p.513-32, 2000.

GYOURKO, J., TRACY, J. The structure of local public finance and the quality of life, **Journal of Political Economy**, v.99, n.4, p.774-806, 1991.

HENDERSON, J. V., KUNCORO, A., TURNER, M. Industrial development in cities. **Journal of Political Economy**, v.103, n.5, p. 1067-1085, Oct. 1995.

- HENDERSON, J. V. Marshall's scale economies. **Journal of Urban Economics**, v.53, n.1, p.1-28, 2003.
- HOOVER, E. M. **Location theory and the shoe and leather industries**. Cambridge, MA: Harvard University, 1936.
- JACOBS, J. **The economy of cities**. New York: Vintage, 1969. 251p.
- JOHNSTON, J. **Econometric methods**. New York: McGraw-Hill, 1991. 568p.
- KALDOR, N. The case for regional policies. **Scottish Journal of Political Economy**, v.17, n.3, p.337-48, Nov. 1970.
- KELEJIAN, H; ROBINSON, D. **A suggested method of estimation for spatial interdependent models with autocorrelated errors, and an application to a country expenditure model**. 39th North American Meetings of Regional Science Association, Chicago, IL, nov 12-15, 1992.
- KENNEDY, P. **A guide to econometrics**. Cambridge: The MIT, 1984. 175p.
- LEMOS, M. B. *et al.* A organização territorial da indústria no Brasil. In: DE NEGRI, J. A., SALERNO, S. S. (Orgs.) **Inovações, padrões tecnológicos e desempenho das firmas industriais brasileiras**. Brasília: IPEA, 2005. v.1, p.325-364.
- MARSHALL, A. **Princípios de economia: tratado introdutório**. São Paulo: Abril Cultural, 1982. 2v. (Os economistas)
- MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings**. New York: NBER, 1974. 152p.
- MIRACKY, W. F. **Technological spillovers, the product cycle and regional growth**. Cambridge: MIT, 1992.
- PRED, A. **The spatial dynamics of U.S. urban-industrial growth 1800-1914**. Cambridge, Mass.: MIT, 1966. 225p.
- RAUCH, J. E. Productivity gains from geographic concentration of human capital: evidence from the cities. **Journal of urban economics**, v.34, n.3, p.380-400, Nov. 1993.
- ROBACK, J. Wages, rents, and quality of life. **Journal of Political Economy**, v.90, n.6, p.1257-1278, Dec. 1982.
- ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, v.94, n.5, p.1002-1037, Oct. 1986.
- ROSEN, S. Wage-based indexes of urban quality of life. In: MIESZKOWSKI, P., STRASZHEIN, M. (Eds.) **Current issues in urban economics**. Baltimore, MD.: Johns Hopkins University, 1979. p.74-104.
- ROSENTHAL, S. S., STRANGE, W. C. Evidence on the nature and sources of agglomeration economies. In HENDERSON, J. V., THISSE, J. F. **Handbook of urban and regional economics**. 2004. v.4, cap.49, p.2119-2172.
- SVEIKAUSKAS, L. The productivity of cities. **Quarterly Journal of Economics**, v.89, n.3, p.393-413, Aug. 1975.
- VON THÜNEN, J. H. **Der isolirte staat in beziehung auf landwirthschaft und nationalökonomie**. Hamburg: Perthes, 1826. v.1
- WHEATON, W. C., LEWIS, M. J. Urban wages and labor market agglomeration. **Journal of Urban Economics**, v.51, n.3, p.542-562, May 2002.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: The MIT, 2002. 752p.