

Lei Dinâmica de Verdoorn para Indústria de Transformação no Brasil: Uma Análise Intrarregional com Controle para os Efeitos Espaciais

RESUMO

O artigo teve como objetivo testar a Lei Dinâmica de Verdoorn para indústria de transformação tanto para o Brasil como para as cinco regiões brasileiras em nível microrregional em um painel de dados no período de 1994 a 2006, utilizando as hipóteses da econometria espacial. Os resultados mostraram que em todas as amostras existem evidências de dependência espacial, sendo o modelo *lag* espacial mais adequado para a amostra do Brasil e para as regiões Sul e Centro-Oeste, enquanto que o modelo *error* espacial é mais adequado as regiões Norte, Nordeste e Sudeste. Foi comprovado a existência de retornos crescentes em todas as amostras, ratificando a Lei de Verdoorn ou mais precisamente a importância do crescimento do produto para o crescimento da produtividade do trabalho. Quanto aos efeitos marginais, pode-se observar que as variáveis mais importantes na explicação da taxa de crescimento da produtividade da indústria foram o *gap* tecnológico, a aglomeração setorial, a especialização e os custos de transportes. Já o capital humano não se mostrou importante em nenhuma das amostras.

Palavras-Chave: Produtividade do Trabalho; Lei Dinâmica de Verdoorn; Econometria Espacial

ABSTRACT

The article had as objective in such a way to test the Dynamic Law of Verdoorn for industry of transformation for Brazil as for the five Brazilian regions in microregional level in a panel of data in the period of 1994 the 2006, using the hypotheses of space econometry. The results had shown that in all the samples exist evidences of space dependence, being the space model lag more adjusted for the sample of Brazil and the regions South and Center-West, whereas the space error model more is adjusted the regions North, Northeast and Southeast. The existence of increasing returns in all was proven the samples, ratifying the Law of Verdoorn or more necessarily the importance of the growth of the product for the growth of the productivity of the work. How much to the effect delinquents, it can be observed that the 0 variable most important in the explanation of the tax of growth of the productivity of the industry had been gap technological, the sectorial agglomeration, the specialization and the costs of transports. Already the human capital did not reveal important in none of the samples.

Key-Words: Productivity of the Work; Dynamic Law of Verdoorn; Industry of Transformation

Jel Cod: L10, R11 e C21.

Área 9: Economia Regional e Urbana

1. Introdução

O aumento significativo dos níveis de produtividade na indústria transformação brasileira a partir da abertura comercial na década de 90 recolocou o tema em debate, desencadeando, assim, estudos empíricos na tentativa de explicar as causas do expressivo crescimento. Nesta linha, há aqueles que defendem o argumento de que o crescimento da produtividade média alterna-se em ciclos e atribuem à recessão do início da década como o fator determinante dessas flutuações (CONSIDERA, 1995). Outra linha argumenta que apenas fatores cíclicos não seriam capazes de justificar o comportamento da produtividade e o que teria ocorrido seria uma mudança estrutural provocada pela abertura comercial e isto teria conduzido a um novo paradigma tecnológico (FEIJÓ e CARVALHO, 2002; BONELLI e FONSECA, 1998; FERREIRA e ROSSI Jr, 1999). Contudo, é consenso que a liberação comercial e a estabilização dos preços a partir de 1994 promoveram profundas mudanças na base da estrutura produtiva e isto se refletiu em efeitos sobre o crescimento da produtividade média na indústria.

Por outro lado, a maior concorrência externa conduziu à adoção de novas tecnologias e métodos organizacionais, terceirização de parte do emprego e substituição de insumos. Estes eventos têm impactado, em diferentes medidas, na distribuição espacial dos recursos produtivos da principal atividade econômica no Brasil e isto têm levado a uma realocação de tais recursos em diferentes subespaços regionais. Como resultado deste processo, observa-se um eminente reordenamento do espaço econômico entre as regiões do país, influenciado pelo direcionamento dos investimentos privados, acompanhado pela intervenção pública. Neste turno, a reestruturação do espaço econômico é favorecida não somente pelos investimentos em infra-estrutura, mas também, pela política de incentivos fiscais adotadas pelos Governos Estaduais a partir da década de 90. Barro e Sala-i-Martin (1995) já chamava a atenção para a necessidade de criar canais de acesso que possibilitem corrigir desequilíbrios regionais e entre esses está o investimento em capital¹.

Não obstante a longevidade destes argumentos está a relação de custo de transporte na composição da produção industrial, uma vez que as diferenças observadas entre as taxas de crescimento da produtividade média entre regiões são, em parte, explicadas exatamente por fatores que favoreçam a redução dos custos relativos (FUJITA, KRUGMAN e VENABLES, 1999). Neste enfoque, a tendência de aglomeração de unidades produtivas seria uma consequência de um contexto em que o espaço econômico favoreça a conjunção de vários fatores: redução dos custos de transporte, maior disponibilidade de recursos e insumos, disponibilidade de mão-de-obra qualificada, além de gerar canais que facilitem conexões para o mercado.

Não é de agora o interesse em estudos que se baseiam nos potenciais efeitos que emanam dos níveis de aglomeração industrial. Marshall (1920) já destacava a importância da aglomeração industrial como vetor de crescimento entre regiões, uma vez que do processo de transformação proporciona tanto economias internas como externas (*marshallian externalities*). A localização e a aglomeração das atividades estão associadas a tipos de economias externas, das quais são mais profundamente tratadas em modelos de crescimento regional, bem como da economia urbana. Uma contribuição recente é apontada no trabalho de Fujita e Thisse (2002), onde é destacada a importância dos efeitos transbordamentos da tecnologia (*technological spillovers*), com fundamentação microeconômica para o tema.

O processo de aglomeração proporciona um fluxo de informações técnicas, sobretudo entre as unidades produtivas do mesmo ramo de atividade, do qual é facilitado pela proximidade geográfica entre as unidades. Assim, estudos que se baseiam na influência de localidades vizinhas sobre a taxa de crescimento da produtividade de uma determinada unidade geográfica, representados pelos chamados efeitos transbordamento espaciais (*spatial spillovers*) são cada vez mais frequentes na literatura sobre o desenvolvimento econômico regional.

É razoável supor que, padrões de crescimento de produtividade em nível regional são influenciados pelo crescimento da produtividade de economias vizinhas. Esta relação é marcada, principalmente,

¹ Segundo Barro (1995), a velocidade de convergência da renda *per capita* em nível regional tende a grandes alcances quando é reduzida a fração do estoque de capital que não é móvel.

pela natureza de dois fenômenos espaciais, a heterogeneidade espacial e a dependência espacial. A influência dos efeitos espaciais sobre a determinação da taxa de crescimento da produtividade pode ser controlada através de um conjunto de instrumentos que têm sido desenvolvidos no campo da econometria espacial². Neste campo da literatura econométrica, contribuições teóricas importantes são conferidas nos trabalhos de Anselin (1988, 2001), Anselin and Bera (1998), Arbia (2005) e Anselin, Florax e Rey (2004).

No Brasil, muitos estudos empíricos propugnam a discutir as relações de crescimento da produtividade média na indústria de transformação sob diferentes enfoques teóricos. Alguns investigam os determinantes da evolução da produtividade média e os impactos de políticas macroeconômicas (FEIJÓ e CARVALHO, 2002; MARINHO, NOGUEIRA e ROSA, 2002), enquanto outros destacam a importância da eficiência tecnológica e buscam evidências de um processo de convergência (MARINHO, ATALIBA e LIMA, 2002). Porém, estudos empíricos construídos a partir de modelos de crescimento endógeno, que usam pressuposto microeconômico e que incorporam ao modelo a relação de dependência espacial entre grupos de economias, ainda são raros no Brasil.

Assim, o trabalho toma como referencial teórico os pressupostos de Kaldor (1957, 1967, 1975) e Verdoorn (1956, 1980), com auxílio das contribuições teóricas de Romer (1990) e Lucas (1988), bem como, de autores da Nova Geografia Econômica (NGE), como Krugman (1991, 1998), Fujita, Krugman e Venables (1999, 2002).

A abordagem da Lei de Verdoorn (1949, 1980) vem se revelando nos últimos anos como uma saída viável para corrigir distorções de formalização de modelos. A utilização empírica desta abordagem leva a ratificação de um novo arcabouço teórico que considera aspectos importantes do ponto de vista do crescimento regional. Em princípio, a Lei de Verdoorn estabelece uma relação positiva entre a taxa de crescimento da produtividade média do trabalho e o crescimento do produto, de modo que esta relação é estimulada sob condições de retorno crescente de escala. Empiricamente, esta abordagem é profundamente discutida nos estudos desenvolvidos por Fingleton (1999b, 2004a).

A Lei de Verdoorn se origina a partir de uma versão estática, onde a fonte de explicação da variável de interesse se exprime no mesmo período de tempo. Porém, existe a versão dinâmica da Lei de Verdoorn, onde a relação entre as variáveis é medida em termos de taxa de crescimento. A rigor, o fundamento teórico para a Lei de Verdoorn repousa sobre o fato de que a taxa de crescimento da produção engendraria transformações na estrutura produtiva e na composição da demanda, com efeito, isto, induziria a reformulação dos processos de produção, assim como a implementação de novos produtos. O resultado destas transformações traduzir-se-iam em ganhos significativos de produtividade (ALMEIDA *et al.*, 2007 *apud* MARINHO *et al.*, 2002).

Posto isto, a proposta deste estudo é de recuperar as preposições da Lei de Verdoorn a fim de investigar os determinantes do processo de crescimento da produtividade média do trabalho na indústria de transformação. A análise é conferida às cinco regiões do Brasil – Norte (NO), Nordeste (NE), Sudeste (SE), Sul (SU) e Centro-Oeste (CO) – e é conduzida a nível microrregional na estrutura de painel de dados, para o período Pós-Real (1994 a 2006) com uso da econometria espacial.

O presente estudo está estruturado da seguinte forma. Além desta seção que é eminentemente introdutório constam mais cinco. A seção 2 destaca os fundamentos do modelo teórico baseado na Lei de Verdoorn; a seção 3 destaca a construção do modelo empírico, baseado nas preposições da econometria espacial; a seção 4 descreve a construção das variáveis e a fonte de dados; a seção 5 é destinada ao diagnóstico de dependência espacial e análise dos resultados; por fim, na seção 6 são feitas as considerações finais.

2. Abordagem Teórica

Os artigos seminais de Verdoorn (1956 e 1980) e de Kaldor (1957, 1967 e 1975), estabeleceram as bases teóricas para uma relação empírica importante que é verificada entre a taxa de crescimento do produto industrial e a produtividade média do trabalho. Para esses autores, à medida que a produção

² Segundo Anselin (1998) e Anselin and Bera (1998), a diferença entre a econometria espacial e a econometria tradicional está no fato de que a primeira incorpora na modelagem, padrões de interação sócio-econômica entre diversos agentes dentro de um arranjo espacial, do qual se exprime pelos efeitos da autocorrelação espacial. Além disso, a econometria espacial assume as diferenças entre padrões estruturais no arranjo, do qual se expressa pela heterogeneidade espacial.

umenta há uma forte tendência de longo prazo, de que a produtividade do trabalho venha a acompanhar este movimento. Todavia, esta relação de crescimento torna-se mais acelerada em um ambiente de forte dinâmica; isto ocorre porque as manifestações mais relevantes do processo de crescimento advêm das transformações das quais são puramente inerente ao setor industrial.

A abordagem teórica da relação de Verdoorn (1956, 1980) é fundamentada sob a premissa de que o crescimento econômico é endogeneizado. Sob este enfoque, o volume de produção tem papel central, pois recai sobre ele a função de engendrar transformações na base da estrutura produtiva, conduzindo a ganhos exponenciais de produtividade. Segundo Verdoorn (1956, 1980) e Kaldor (1967, 1975) a progressão deste processo estimularia o crescimento da produtividade industrial de forma bem mais intensa que em outros setores.

Tal relação assume uma dimensão microeconômica, uma vez que a relação de crescimento entre o produto e a produtividade é fundamentada sobre a lógica da teoria da produção, em um contexto de retornos crescente de escala. Em uma estrutura de mercado em que há um predomínio de estratégias pautadas na diferenciação, seja de produto ou de processos, o incremento tecnológico desempenha um papel central, uma vez que estes movimentos tecnológicos tendem a associar-se com a redução dos custos relativos, estimulando assim, a demanda pelo produto industrial³ na ponta da cadeia.

Outros autores também defendem a elevação da produtividade no setor industrial, como por exemplo Rowthorn (1975a), no qual argumenta que é necessário tornar o produto industrial mais barato a fim de estimular o crescimento da demanda doméstica e assim produzir efeitos positivos sobre novas cadeias e novos produtos. Para tanto, o autor defende a mecanização do processo de transformação e propõe a implementação de políticas de incentivos que estimule continuamente o processo de inovações tecnológicas. Estas medidas tornariam a maquinaria mais barata em relação ao trabalho, produzindo efeitos positivos sobre a produtividade média, além de pressionar os preços de toda uma rede de serviços correlatos ao produto industrial.

Sob estes argumentos o setor industrial ganha destaque, seja por carregar a principal fonte dos efeitos difusores de tecnologias ou por guardar uma forte correlação com o produto de outros setores. É sobre estas preposições que se baseia a relação de Verdoorn, que devido à contribuição de Kaldor passou a ser reconhecida como lei de Kaldor-Verdoorn (VERDOORN, 1956, 1980; KALDOR, 1975, 1967). Logicamente, esta idéia básica é bem aceita em países considerados desenvolvidos em que apresentam um elevado grau de desenvolvimento tecnológico, evidenciados em estudos empíricos desenvolvidos para os EUA (BERNAT, 1996; FINGLETON and McCOMBOIE, 1998) e para o Reino Unido (FINGLETON, 1999; LEON-LEDESMA, 2000; MARTINHO, 2005). Entretanto, julga-se importante verificar se tal relação de crescimento é corroborada em países em desenvolvimento, como o Brasil, em que apresentam uma estrutura produtiva bastante diferenciada entre as macrorregiões geográficas.

2.1 Versão Ampliada da Lei de Verdoorn

Uma forma de demonstrar formalmente a relação de crescimento entre a produtividade e o produto setorial é apresentada por Verdoorn (1956) no qual parte da função de produção agregada tipo:

$$y = y(x_1, \dots, x_n). \quad (1)$$

Onde y representa o produto setorial e x_1, \dots, x_n representam fatores de produção. É necessário que se façam algumas suposições adicionais para a formalização do modelo, tais como:

- i. Todos os fatores de produção apresentam derivadas parciais contínuas, tais como: $\partial y / \partial x_i$, para $i = 1, \dots, n$;
- ii. A estrutura de mercado é fomentada sob as hipóteses de concorrência perfeita, logo os preços dos fatores de produção equivalem ao produto marginal, gerando assim, n funções de demanda dos fatores, tipo: $p_i = \partial y / \partial x_i$, onde p_1, \dots, p_n representam os preços dos fatores;
- iii. Considera-se a possibilidade de existir n equações de demanda por fatores de produção, tipo: $x_i = x_i(p_i, \tilde{x}_{ir})$, onde \tilde{x}_{ir} representa uma classe de variáveis exógenas com $r = 1, \dots, m$.

³ Neste caso, assume-se que o produto industrial é mais elástico a variações do preço e da renda que outros produtos decorrentes dos outros setores econômicos.

Assumindo adicionalmente a hipótese de complementaridade entre os fatores de produção, pode-se, então, determinar um ponto de equilíbrio, onde se admite apenas uma combinação ótima de fatores para cada nível de produto:

$$x_i = x_i(y), \quad (2)$$

onde, $x_i(y)$ representa uma função qualquer que relacione x_i a um único valor de y . Segundo Verdoorn (1956) a forma exponencial é a mais apropriada para representar a relação de crescimento de longo prazo entre x_i e y e que pode ser expressada por:

$$x_i = \alpha \cdot y^\beta, \quad (3)$$

onde α é um parâmetro constante e β é a elasticidade do produto.

De fato, esta é uma forma adequada para relacionar as variações da produtividade dos fatores em vista dos impulsos decorrentes do produto. Segundo Hirsch *apud* Verdoorn (1956) esta forma é bem aplicável à função de demanda por trabalho, pois de acordo com as pesquisas empíricas realizadas pelo autor, a produtividade do trabalho está fortemente relacionada ao volume acumulado do produto. Assim, a taxa de crescimento do volume da produção define a seguinte relação:

$$\frac{y}{\ell} = \alpha \left(\int_0^t y \cdot dt \right)^\beta. \quad (4)$$

Onde, ℓ representa a participação do fator trabalho empregada no processo de produção.

Como em modelos dinâmicos o importante é descrever a trajetória de longo prazo das variáveis de interesse, então Verdoorn (1956) considera a seguinte relação que descreve dinâmica de transição do produto no tempo:

$$\dot{y} / y = \zeta. \quad (5)$$

Do qual evolui a taxa ζ . Para um período de tempo razoavelmente longo, a função primitiva do produto, obtida a partir da solução da equação anterior, será.

$$y_t = \gamma \cdot e^{\zeta \cdot t} \quad (6)$$

Substituindo-se esta equação no lado direito de (4) e com algumas manipulações, então, chega-se a:

$$\frac{y}{\ell} = \alpha \left(\frac{y - \gamma}{\zeta} \right)^\beta. \quad (7)$$

E, à medida que t cresce indefinidamente, $\frac{y}{\ell}$ se aproximará da expressão,

$$\frac{y}{\ell} = \alpha \zeta^{-\beta} y^\beta. \quad (8)$$

Esta expressão define a relação Verdoorn dada entre a produtividade média do trabalho e a evolução do produto.

Assim, observando a equação (8) pode-se encontrar uma relação de estacionariedade de longo prazo entre a produtividade do trabalho e o produto de uma economia e, de acordo com Verdoorn (1956) a causa determinística desta relação advém do produto para com a produtividade média do trabalho. Segundo o autor, a escala de produção determina aumentos progressivos de produtividade, e, por conseguinte, resulta na divisão do trabalho. Este processo é capaz de gerar tanto economias internas, através da especialização do trabalho, bem como economias externas, como o aprimoramento dos níveis de capital humano e o incremento de novas tecnologias.

Inferências estatísticas efetuadas por Verdoorn (1949) para indústria de um grupo de países que auferiam tais especificidades apontaram para um coeficiente β restrito ao intervalo [0.45; 0.6].

Por conveniência, a relação de Verdoorn passará a ser formalizada daqui em diante por:

$$p = b_0 + b_1 q + \xi \quad (9)$$

$$\xi \sim N(0, \sigma^2 I).$$

Onde, denota-se: $p = \ln(y / \ell)$; $q = \ln(y)$; $b_0 = (\alpha \zeta^{-\beta})$ e $b_1 = \beta$.

Assim, p e q assumem a forma logarítmica e representam as taxa de crescimento da produtividade média do trabalho e do produto industrial, respectivamente. Os parâmetros b_0 e b_1 são constantes, sendo que $b_1 > 0$. O coeficiente b_1 é interpretado como uma medida de elasticidade da taxa de crescimento da produtividade em termos do crescimento do produto (VERDOORN, 1956, 1980).

Outros autores como Thirwall (1983), McComboie e Thirwall (1994), Fingleton (2001a, 2004a) propõem ampliar o modelo teórico, destacando importância da relação entre a taxa de crescimento do capital (k) e do produto industrial (q), a partir de uma função de produção Cobb-Douglas:

$$Q = A_0 \exp(\lambda t) E^\alpha K^\beta. \quad (10)$$

Onde, Q é o nível de produção setorial, K é a quantidade de capital empregado na produção, E é o nível de emprego, ao passo que α e β são as elasticidades dos fatores associados. O parâmetro λ expressa a taxa de crescimento total dos fatores (progresso tecnológico), A_0 é um parâmetro que expressa o estoque inicial dos outros fatores, enquanto o t representa o tempo.

Aplicando as propriedades do logaritmo e posteriormente diferenciando esta última equação em relação ao tempo, obtêm-se,

$$q = \lambda + \beta.k + \alpha.e. \quad (11)$$

Substituindo a identidade $p = q - e$ nesta equação e rearranjando-a, de modo que se tenha a taxa de crescimento da produtividade (p) como função do crescimento do produto (q) e do crescimento do estoque de capital efetivo (k), então, chega-se a:

$$p = \lambda/\alpha + ((\alpha - 1)/\alpha)q + (\beta/\alpha)k + \xi. \quad (12)$$

Como dados sobre estoque de capital efetivo quase sempre não estão disponibilizados, em nível regional, é comum observar estudos empíricos que utilizam *proxies* para a parcela *per capita* do investimento (k) em termos do produto (LUCAS, 1988; BARRO e SALA-I-MARTIN, 1995). Além disso, McComboie e Thirwall (1994) argumentam que k pode ser não observável, o que conduziria a um viés no resultado estimado do coeficiente de Verdoorn (b_1), devido a erros de medida associados às variáveis mencionadas. Uma forma de suavizar o problema é introduzir um instrumento ao modelo, isto é, assumir que o estoque de capital físico cresce a uma taxa equivalente ao produto setorial ($k=q$). Sob tal condição, a última equação transforma-se em,

$$p = \lambda/\alpha + ((\alpha + \beta - 1)/\alpha)q + \xi. \quad (13)$$

Sendo que esta última equação é a já conhecida lei de Verdoorn. Denotando $b_1 = (\alpha + \beta - 1)/\alpha$ como coeficiente de Verdoorn e $b_0 = \lambda/\alpha$ como um parâmetro autônomo do produto, mas que responde à relação entre a taxa de crescimento total dos fatores e elasticidade do fator trabalho, o que permite derivar três circunstâncias:

- i. Se $b_1 > 0$, isto é, $(\alpha + \beta - 1)/\alpha > 0$, então $(\alpha + \beta) > 1$, logo ocorrem retornos crescentes de escala.
- ii. Se $b_1 < 0$, isto é, $(\alpha + \beta - 1)/\alpha < 0$, então $(\alpha + \beta) < 1$, logo ocorrem retornos decrescente de escala.
- iii. Mas, se $b_1 = 0$, isto é, $(\alpha + \beta - 1)/\alpha = 0$, então $(\alpha + \beta) = 1$, logo ocorrem retornos constante de escala.

Segundo Fingleton (1999b, 2004a) deve-se considerar que uma parcela do progresso técnico (λ) é gerada endogenamente pela relação de crescimento da produtividade média com o produto, de modo que outra parcela λ^o é externalizada e afeta outros fatores que influenciam de forma exógena o processo de crescimento regional.

O processo de crescimento da produtividade média regional é marcado por uma relação de dependência entre os diversos grupos de agentes econômicos que se encontram distribuídos entre unidades espaciais. Por isso, é razoável supor que o crescimento da produtividade média de certa localidade i é afetado pela relação que firma com seus vizinhos j . Assim, o progresso difusão tecnológica intrarregional pode ser expressar por:

$$\lambda = \lambda^o + c + \theta_0 p + \theta_1 Wp. \quad (14)$$

Onde, o progresso tecnológico é afetado pelo crescimento da produtividade local (p) e pela relação de dependência espacial que estabelece com seus vizinhos (Wp), sendo W um indexador da relação de dependência espacial entre níveis de produtividade e os θ 's são coeficientes a serem estimados.

Neste enfoque, processos de difusão tecnológica ocorrem variavelmente no espaço, sendo que os diferenciais de níveis tecnológicos observados entre economias ajudam a explicar à assimetria quanto à distribuição da produtividade. É provável que existam regiões mais desenvolvidas, que são

responsáveis pela indução do processo de interação tecnológico, e daí surjam os chamados efeitos transbordamentos tecnológicos (*technological spillovers*). Normalmente, estes efeitos “não-observáveis” assumem um caráter simultâneo e exercem um controle rigoroso no sentido de internalizar o conhecimento produzido por novos processos⁴. Mesmo assim, há possibilidade de ocorrer vazamentos nos fluxos informacionais, e estes podem ser apreendidos pelos vizinhos adjacentes e relativamente mais pobres (FINGLETON, 1999b, 2004a).

Em um contexto de perfeita mobilidade de fatores, tal hipótese é favorecida e o efeito alcance (*catch-up*) da difusão tecnológica tende a estimular o crescimento da produtividade média em nível global. Cabe frisar que no referido contexto, a hipótese de retornos crescente toma um sentido mais amplo, onde a difusão tecnológica age a favor da redução de preços e custos, o que ajudaria a explicar as diferenças de crescimento em nível regional. Fingleton (1999b, 2004a) propõe introduzir ao modelo o efeito da difusão tecnológica (G), o efeito estoque de capital humano (H) e uma variável exógena que incorpora o grau de urbanização (U) da economia de referência. O esforço visa encontrar argumentos que ajudem na explicação do progresso tecnológico em nível regional.

$$\lambda^o = \delta_0 G + \delta_1 H + \delta_2 U. \quad (15)$$

Segundo o autor, a difusão tecnológica pode ser expressa por uma medida de *gap* (G) apreendida pelos diferenciais de produtividade média intrarregional, tal como,

$$G = 1 - (P_i / P_i^*). \quad (16)$$

Onde P_i é o nível de produtividade de uma unidade espacial qualquer observado no início do período e P_i^* é o nível máximo de produtividade regional.

Assim, quanto maior for a diferença entre a produtividade média da região i em relação à região de referência, maior será o *gap* tecnológico. A obtenção do índice G pode revelar com maior clareza, se está ocorrendo um processo de alcance (*catch-up*) tecnológico. De acordo com Fingleton (1999a, p. 287), a importância da variável *catch-up* justifica-se pelo pressuposto de que diferenças entre padrões tecnológicos causam diferenciações na taxa de crescimento da produtividade e os efeitos da difusão tecnológica em países ou regiões com os menores níveis iniciais pode causar um processo de crescimento mais acelerado. Em outras palavras, considerar a possibilidade de existência de um processo de *catch-up* é aceitar a possibilidade de ocorrência de um processo de convergência dos níveis tecnológicos.

Para Fingleton (1999b, 2004a) o estoque de capital humano (H) guarda relações com o grau de desenvolvimento tecnológico. A idéia que o autor pretende expressar é originária de Romer (1986) e Lucas (1988) e diz respeito às externalidades provocadas pela transferência de conhecimento (*knowledge spillovers*) que ocorrem da relação entre agentes. Estes autores destacam, ainda, que a proximidade espacial permite que empresas de um mesmo ramo de atividade troquem experiências de forma mais eficiente, potencializando a internalização destas externalidades.

Por outro lado, estas externalidades podem conduzir a um processo de aglomeração (industriais e de serviços), contribuindo para o processo de concentração geográfica de unidades produtivas. Sob o enfoque da Nova Geografia Econômica (NGE), a diferença de crescimento entre regiões é explicada por um efeito líquido proveniente de um sistema de forças contrárias (forças centrípetas e centrífugas), onde, a resultante desse sistema levaria a economias de aglomeração, ou, noutro caso, às economias de dispersão (KRUGMAN, 1991, 1999; FUJITA, KRUGMAN e VENABLES, 2002).

Tais forças foram observadas por Fingleton (1999b, 2004a) através de níveis de urbanização (U). Segundo o autor, aglomerações locais são explicadas pela presença de economias de escala, que exercem uma força atrativa sobre as demais localidades que não experimentam de tais características, formando, assim, centros hierárquicos intrarregional. Destes argumentos deriva a idéia de construir uma medida de força de atração que os grandes centros exercem sobre regiões periféricas.

⁴ O argumento teórico de que o processo de difusão tecnológica ocorre variavelmente no espaço e este produz efeitos não observáveis sobre a taxa de crescimento da produtividade, fortalece a prerrogativa do uso de modelos empíricos com “efeito fixo”. Tais modelos carregam uma propriedade importante: de capturar e controlar a influência de fatores não observáveis que se distribuem de forma heterogênea no espaço. Detalhes sobre a formalização de modelos econométricos com “efeito fixo” consulte, Baltagi (2005), Wooldridge (2003) e Elhorst (2003).

Substituindo a equação (15) em (14), obtêm-se, assim, a equação abaixo,

$$\lambda = c + \delta_0 G + \delta_1 H + \delta_1 U + \theta_0 p + \theta_1 Wp. \quad (17)$$

Por fim, substituindo (17) em (13), obtêm-se a lei dinâmica de Verdoorn proposta por Fingleton (1999b, 2004a) a partir das contribuições de Thirwall (1993) e McCombo e Thirwall (1994) e de outros autores supramencionados.

$$p = \rho Wp + b_0 + b_1 q + b_2 G + b_3 H + b_4 U + \varepsilon. \quad (18)$$

Onde:

$$\rho = \frac{\theta_1}{(\alpha - \theta_0)}, b_0 = \frac{c}{(\alpha - \theta_0)}, b_1 = \frac{\alpha + \beta - 1}{(\alpha - \theta_0)}, b_2 = \frac{\delta_0}{(\alpha - \theta_0)}, b_3 = \frac{\delta_1}{(\alpha - \theta_0)}, b_4 = \frac{\delta_2}{(\alpha - \theta_0)} \text{ e } \varepsilon = \frac{\alpha}{(\alpha - \theta_0)} \xi$$

Por conveniência, a lei dinâmica de Verdoorn pode ser escrita sob a forma matricial:

$$\begin{aligned} p &= \rho Wp + Xb + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I). \end{aligned} \quad (19)$$

Onde, p é um vetor ($N \times 1$) de variável endógena, ρWp é um componente que captura o efeito da defasagem espacial da taxa de crescimento da produtividade média, do qual é composto por um parâmetro autorregressivo espacial ρ e uma matriz de distância W ; X é uma matriz ($N \times K$) de regressores não-estocástico, b é um vetor ($N \times 1$) de parâmetros e ε é um vetor ($N \times 1$) de erros.

Porém, existe a possibilidade de que o termo de erro ε esteja correlacionado espacialmente entre grupos de regiões vizinhas. Neste caso a natureza do processo autorregressivo espacial reside no termo ε e a lei dinâmica de Verdoorn assume a forma:

$$\begin{aligned} p &= Xb + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W\varepsilon + v \rightarrow v \sim N(0, \sigma^2 I). \end{aligned} \quad (20)$$

Onde λ é um parâmetro autorregressivo (escalar) que evidencia a natureza da dependência espacial determinada pelo termo de erro ε .

É importante destacar que existem várias formas de especificação para processos autorregressivos espaciais. Quando a defasagem espacial opera-se na variável dependente, denomina-se normalmente por especificação *lag* espacial, do qual segue o processo SAR (*Spatial Auto-Regression*); quando o termo de erro é autocorrelacionado espacialmente, então, especifica-se um modelo *error* espacial, do qual segue um processo SEM (*Spatial Error Model*)⁵.

3. Modelo Empírico – Econometria Espacial

No campo da econometria espacial duas questões importantes devem ser devidamente controladas para evitar resultados inconsistentes. A primeira é a heterogeneidade espacial, a qual refere-se a falta de estabilidade estrutural dos parâmetros ao longo do espaço. Sob presença de tal problema os parâmetros revelam-se variantes entre unidades espaciais. Todavia, sob a estrutura de um painel de dados este problema é devidamente controlado a partir do uso de um modelo com efeito fixo (ANSELIN, 1988, 2001; ELHORST, 2003; BALTAGI, 2005).

O segundo problema, do qual será tratado com maior atenção, está relacionado à dependência espacial (autocorrelação espacial). Tal problema ocorre quando a autocovariância de uma variável aleatória indexada em certa unidade geográfica i está autocorrelacionada com mesma variável, porém indexada aos vizinhos j . Formalmente, isto significa que os elementos fora da diagonal principal da matriz de variância-covariância (Ω_v)⁶ são não-nulos.

$$E(y_i \cdot y_j) = E(y_i) \cdot E(y_j) \neq 0, \quad \forall i \neq j. \quad (21)$$

⁵ A respeito de especificação de modelos espaciais consulte os trabalhos de Anselin (1988, 1999), Anselin e Bera (1998) e Florax e Nijkamp (2003).

⁶ No trabalho considera-se $\Omega_v = \sigma^2 V$, como sendo uma matriz de variância-covariância onde $\text{cov}(y_i, y_j) \neq 0$ e $\Omega = \sigma^2 I$ para uma matriz onde $\text{cov}(y_i, y_j) = 0$.

Onde, i e j referem-se às observações da amostra ou da estrutura espacial (unidades geográficas) e y_{ij} são valores da variável aleatória⁷ indexada às observações.

Neste contexto, a dependência espacial assume uma noção de espaço relativo ou distância relativa, assim, evidenciando o importante papel que a matriz de peso espacial (W) desempenha, pois cabe a ela relacionar valores similares de um atributo entre duas ou mais unidades geográficas.

No estudo, utilizar-se-á a matrix W denominada distância crítica – *Critical cut-off neighbourhood*, proposto por Arbia (2005). Esta especificação baseia-se nos k vizinhos mais próximos a partir da distância (d_{ij}) medida por um grande círculo entre o centro da região i a j , conforme o seguinte critério.

$$W = \begin{cases} w_{ij}(k) = 0 & \text{se } d_{ij} > D_i(k) \text{ ou } \forall i = j; \\ w_{ij}(k) = 1 & \text{se } d_{ij} \leq D_i(k); \\ w_{ij}(k) = w_{ij} / \sum_j w_{ij} & \forall k = 1, 2, \dots, n. \end{cases} \quad (22)$$

Onde, $D_i(k)$ é um valor crítico (*threshold*) que define o valor de corte, ou seja, a distância máxima para considerar regiões vizinhas a i .

3.1 Modelo com Efeito Fixo com Componente Espacial

Um potencial descontrole pode vir à tona quando se incorpora o componente espacial sob a estrutura de um painel de dados, causado pelo problema da autocorrelação espacial. Tal problema pode restringir-se a influenciar as variáveis somente postas em nível (nos *cross-sections*), porém, caso tal hipótese não se verifique, então, deve-se considerar o fato que os erros podem estar correlacionados tanto espacialmente quanto temporalmente, o que ressalta a importância de se utilizar um estimador robusto para minimizar o viés decorrente da influência da autocorrelação espacial. Anselin (1988, 2001) e Elhorst (2003) recomendam o uso de um estimador de controle, tipo efeito fixo, a partir do estimador de Máxima Verossimilhança (ML), seja para os modelos *error* ou *lag* espacial.

O modelo com efeito fixo estendido a um processo autoregressivo espacial na variável dependente (*lag* espacial), pode ser demonstrado por:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \rho W y_{it} + \beta' X_{it} + \mu + \varepsilon_{it}, \\ \varepsilon_{it} &\sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 I_N), \end{aligned} \quad (23)$$

com matriz de variância-covariância⁸ igual a $\Omega = \sigma_\varepsilon^2 (I_N - \rho W)^{-1} [(I_N - \rho W)^{-1}]'$.

Alternativamente, pode-se escrever um modelo com efeito fixo com processo autorregressivo espacial nos erros (*error* espacial).

$$\begin{aligned} y_{it} &= \beta' X_{it} + \mu + \varepsilon_{it}, \\ \varepsilon_{it} &= \lambda W \varepsilon_{it} + v_{it} \rightarrow v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2 I_N), \end{aligned} \quad (24)$$

com matriz de erros⁹ igual a $\Omega = \sigma_v^2 (I_N - \rho W)^{-1} [(I_N - \rho W)^{-1}]'$. Ambos com $i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$.

Onde, $y_{it} = (y_{1t}, \dots, y_{Nt})'$, $X_{it} = (X'_{1t}, \dots, X'_{Nt})'$, $\varepsilon_{it} = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$ e $\mu_{it} = (\mu_{1t}, \dots, \mu_{Nt})'$, referem-se, respectivamente ao vetor ($NT \times 1$) da variável dependente, uma matriz ($NT \times K$) de variáveis explicativas, um vetor ($NT \times 1$) de erros que varia em qualquer direção e um vetor ($N \times 1$) do erro individual (efeito fixo). Além destes, W é uma matriz de pesos espaciais, o β é um vetor ($K \times 1$) de coeficientes fixos, enquanto i refere-se a qualquer unidade espacial e t refere-se ao tempo.

⁷ Atributo aleatório remete a idéia de que a variável não é diretamente observável, portanto, é cometida de um erro de medida (e.g. renda monetária ou produtividade média).

⁸ O modelo SAR pode ser escrito por, $y = (I_N - \rho W)^{-1} X\beta + \xi$, onde $\xi = (I_N - \rho W)^{-1} \varepsilon$. Assim, a esperança matemática da matriz de variância-covariância do modelo SAR pode ser resumir a: $\Omega = E[\xi\xi'] = E[(I_N - \rho W)^{-1} \varepsilon][(I_N - \rho W)^{-1} \varepsilon'] = E[\varepsilon\varepsilon'](I_N - \rho W)^{-1} [(I_N - \rho W)^{-1}]' = \sigma_\varepsilon^2 (I_N - \rho W)^{-1} [(I_N - \rho W)^{-1}]'$.

⁹ O modelo SEM pode ser escrito por, $y = X\beta + \tilde{\xi}$, onde $\tilde{\xi} = (I_N - \lambda W)^{-1} v$, a esperança matemática da matriz de variância-covariância do modelo pode ser resumir a: $\Omega = E[\tilde{\xi}\tilde{\xi}'] = E[(I_N - \lambda W)^{-1} v][(I_N - \lambda W)^{-1} v'] = E[vv'](I_N - \lambda W)^{-1} [(I_N - \lambda W)^{-1}]' = \sigma_v^2 (I_N - \rho W)^{-1} [(I_N - \rho W)^{-1}]'$.

Convêm chamar atenção para a importância dos parâmetros autorregressivos espaciais ρ e λ , uma vez que a significância estatística distingue os respectivos processos SAR e SEM, de um modelo com efeito fixo sem componente espacial. Ambos os parâmetros (escalar) devem obedecer $|\rho|, |\lambda| < 0$. O modelo de efeito fixo apresenta uma propriedade bem específica, uma vez que permite controlar a influência de efeitos “não observáveis”. Estes efeitos são induzidos por características próprias de cada indivíduo (neste caso, unidades espaciais) as quais são observadas nos *cross-sectional*, mas que se mantêm invariantes no tempo, embora possam variar entre indivíduos¹⁰. O estimador com efeito fixo permite controlar toda forma de heterogeneidade e eliminar, em larga escala, o viés decorrente de variáveis omitidas (BATALGI, 2005; ELHORST, 2003).

3.2 Estimadores e Testes de Especificação

3.2.1 Estimação

Segundo Anselin (1988, 2001) e Elhorst (2003), podem-se obter informações consistentes para o vetor de parâmetros $\theta = [\beta, \rho, \lambda, \sigma^2]$ através do estimador de Máxima Verossimilhança (ML). Assumindo a condição de invertibilidade para a matriz $(I - \rho W)$, pode-se escrever a função log-verossimilhança $l(\beta, \rho, \sigma^2)$ correspondente ao modelo *lag* espacial.

$$l(\beta, \rho, \sigma^2) = \ln L = -\frac{N}{2} \ln(2\pi) - \frac{N}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} (y - \rho W y - X\beta)' (y - \rho W y - X\beta) + \ln |I - \rho W|. \quad (25)$$

Similarmente, pode-se escrever a função log-verossimilhança correspondente ao modelo *error* espacial, desde que a matriz $(I_N - \lambda W)$ tenha uma inversa correspondente.

$$l(\beta, \lambda, \sigma^2) = \ln L = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} (y - X\beta)' (I - \lambda W)' (I - \lambda W) (y - X\beta) + \ln |I - \lambda W|. \quad (26)$$

A partir das condições de primeira ordem, derivadas da otimização das funções (25) e (26) pode-se encontrar informações a respeito do vetor de parâmetros $\theta = [\beta, \rho, \lambda, \sigma^2]$ dos modelos *lag* e *error* espacial, respectivamente.

$$\hat{\beta}_{ML} = (X'X)^{-1} X'y - \rho (X'X)^{-1} X'Wy. \quad (27)$$

Onde, $\hat{\beta}_0 = (X'X)^{-1} X'y$ é o estimador OLS com resíduos $\hat{\varepsilon} = y - X\hat{\beta}_0$. Já os β 's estimados por log-verossimilhança são observados por $\hat{\beta}_L = (X'X)^{-1} X'yWy$ com resíduos $\hat{\varepsilon} = y - X\hat{\beta}_L$. A maximização da log-verossimilhança (ML) conduz a,

$$\hat{\beta}_{ML} = \hat{\beta}_0 - \rho \hat{\beta}_L. \quad (28)$$

Caso $\rho = 0$ o estimador ML em (27) resume-se ao OLS. Caso contrário $\rho \neq 0$, adotando parcialmente $\hat{\beta}_{ML} = 0$, pode-se obter estimativa consistente do escalar ρ , com $\hat{\sigma}_{ML}^2 = 1/N (\hat{\varepsilon}_0 - \rho \hat{\varepsilon}_L)' (\hat{\varepsilon}_0 - \rho \hat{\varepsilon}_L)$.

Similarmente, se podem obter informações β 's, λ e σ^2 , a partir de

$$\hat{\beta}_{ML} = [(X - \lambda WX)' (X - \lambda WX)]^{-1} (X - \lambda WX)' (y - \lambda Wy). \quad (29)$$

Por simplicidade pode reescrever (29) de forma,

$$\hat{\beta}_{ML} = (X_*' X_*)^{-1} X_*' (y - \lambda Wy). \quad (30)$$

Onde, $X_* = (X - \lambda WX)$, $\hat{\sigma}_{ML}^2 = 1/N (\hat{\varepsilon} - \lambda W \hat{\varepsilon})' (\hat{\varepsilon} - \lambda W \hat{\varepsilon})$ e $\hat{\varepsilon} = y - X\hat{\beta}_{ML}$.

3.2.2 Testes de Especificação

A rigor, existem poucos testes desenvolvidos para validar a hipótese de dependência espacial. Um deles é a estatística I de Moran, que segundo Cliff e Ord (1972), proporciona um indicador de autocorrelação espacial baseado inferências operadas sobre resíduos extraídos de um modelo de regressão clássico (OLS), tipo: $\hat{\varepsilon} = Y - X\hat{\beta}$. Porém, na estrutura de um painel de dados este teste torna-se inapropriado, uma vez que os indicadores produzidos relacionam as variáveis em nível.

¹⁰ Esta propriedade adéqua-se perfeitamente aos parâmetros do progresso tecnológico que a rigor mantêm-se invariante em um curto intervalo de tempo (no caso deste estudo equivale a 12 anos), porém, apresenta-se variante entre indivíduos (unidades espaciais que equivalem às microrregiões).

Segundo Anselin (1988, 2001), Anselin e Bera (1998) e Florax, Folmer e Rey (2003), um teste de especificação alternativo, consiste em submeter os resíduos extraídos pelo estimador ML à análise de dependência espacial, a partir do teste de Wald, da razão de máxima verossimilhança (LR-teste) e do Multiplicador de Lagranger (LM).

Para o processo *lag* espacial, a estatística de Wald testa a hipótese nula $\rho = 0$ contra a hipótese alternativa relatada na especificação (25). Assim como se deve testar $H_0 : \lambda = 0$ (no caso do modelo *lag* espacial) contra a hipótese alternativa a especificação (26). Tal estatística segue a distribuição *qui-quadrado* (χ^2) para 1 grau de liberdade.

$$Wald = \hat{\lambda}^2 \left[t_2 + t_3 - \frac{(t_1)^2}{N} \right] \sim \chi_1^2 \quad (31)$$

Onde, $t_1 = tr(W)(I_N - \hat{\lambda}W)^{-1}$; $t_2 = tr[(W)(I_N - \hat{\lambda}W)^{-1}]^2$; $t_3 = tr\{[(W)(I_N - \hat{\lambda}W)^{-1}]'[(W)(I_N - \hat{\lambda}W)^{-1}]\}$, I_N é uma matriz identidade e tr indica o operador traço da matriz.

Esta especificação refere-se ao modelo *error* espacial (λ), mas pode ser adaptada a um modelo *lag* espacial (ρ).

A hipótese de dependência espacial deve ser submetida ao teste – LR. Tal teste baseia-se na diferença entre as funções log-verossimilhança, conforme definido por Florax, Folmer e Rey (2003).

$$LR = 2(L_r - L_{ur}) \sim \chi_1^2 \quad (32)$$

A proposta consiste em testar a diferença entre o valor do log-verossimilhança de um modelo restrito (L_r) contra outro modelo irrestrito (L_{ur}). Ou melhor, testa-se a $H_0 : \lambda = 0 (H_0 : \rho = 0)$ de indiferença estatística entre um modelo clássico OLS e outro modelo estimado sob a especificação de *error* espacial (*lag* espacial).

Por fim, Anselin e Kelejian (1997) demonstraram que o teste LM (*Lagranger Multiplier*) direcionado a especificação de um modelo *error* espacial é proporcional ao quadrado da estatística I de Moran. Logo, o teste LM *error* espacial, denotado aqui por LM_λ , pode ser obtido por.

$$LM_\lambda = \frac{(\hat{\epsilon}'W\hat{\epsilon} / \hat{\sigma}^2)^2}{tr(WW + W^2)} \sim \chi_1^2 \quad (33)$$

Onde, $\hat{\sigma}^2$ é a variância estimada por máxima verossimilhança a partir dos resíduos $\hat{\epsilon}$ do modelo *error* espacial. Tal teste segue a distribuição *qui-quadrado* para um grau de liberdade. Ao passo, que o teste direcionado a um modelo *lag* espacial é formalizado por,

$$LM_\rho = \frac{(\hat{\epsilon}'W\hat{\epsilon} / \hat{\sigma}^2)^2}{n\hat{J}_{\rho\beta}} \sim \chi_1^2, \quad (34)$$

com, $n\hat{J}_{\rho\beta} = \frac{1}{n\hat{\sigma}^2} \cdot [(WX\hat{\beta})'M(WX\hat{\beta}) + tr_1\hat{\sigma}^2]$ e $M = I - X(X'X)^{-1}X'$.

Os testes LM_λ e LM_ρ são unidirecionais e foram desenvolvidos para testar a hipótese nula de ausência de autocorrelação espacial. Caso ambos os testes não sejam significantes, então, conclui-se que a especificação de um modelo clássico (OLS) é mais apropriada. Mas, se pelo menos um destes testes seja significativo, então, há evidências de dependência espacial na distribuição da variável de interesse.

4. Dados e Variáveis

Os dados utilizados no estudo são de fontes diversas e correspondem aos determinantes do crescimento da produtividade média do trabalho na indústria de transformação, no período de 1994 a 2006, e computados entre as 558 microrregiões brasileiras, de acordo as regiões geográficas do país.

No estudo, poucas variáveis são observadas diretamente, como o produto e o emprego, enquanto outras mais são “não observáveis”, caso da tecnologia e dos níveis de capital humano. A variável dependente é taxa de crescimento da produtividade média do trabalho na indústria de transformação, calculada através,

$$\ln P_{i,t} = \ln \left(\frac{Q_{i,t}}{E_{i,t}} \right) \Leftrightarrow p = q - e, \text{ com, } i=1, \dots, N \text{ e } t=1, \dots, T. \quad (35)$$

Onde, p é o logaritmo da produtividade média do trabalho, calculada a partir da diferença entre o logaritmo do produto industrial (q) e o logaritmo do estoque de emprego industrial (e).

A tabela a seguir resume as variáveis empregadas no estudo, bem como suas fontes de dados:

Tabela 1: Resumo das Variáveis utilizadas na Lei dinâmica de Verdoorn Ampliada.

Denotação	Variável	Fonte
pindtransf	Taxa de crescimento da produtividade média do trabalho na indústria de transformação.	IPEA/IBGE RAIS/MTE
qindtransf	Taxa de crescimento do produto da indústria de transformação.	IPEA/IBGE
gaptec	Gap da difusão tecnológica, medido pelo razão entre níveis de produtividade média.	IPEA/IBGE RAIS/MTE
caphum	Estoque de capital humano, medido pela média de anos de estudo do trabalhador.	PNAD/IBGE RAIS/MTE
agmind	Aglomeração de unidades industriais, medido pelo índice	RAIS/MTE
espind	Aglomeração de unidades industriais, medido pelo índice Hirschman-Herfindahl.	RAIS/MTE
agmserv	Aglomeração de unidades de serviços industriais, medido pelo Quociente	RAIS/MTE
ctransp	Custo de transporte, observado pelo investimento em infra-estrutura.	DNIT

Fonte: Elaborado pelos autores

Como *proxie* do capital humano (H) foi utilizado: a média dos anos de estudo do trabalhador da indústria. O método de cálculo do indicador de educação segue os mesmos conceitos utilizados na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o qual considera a série e grau que o trabalhador estava freqüentando ou havia freqüentado na última série concluída com aprovação. Assim, pressupõe-se que *cada série concluída com aprovação representa a um ano adicional de estudo a contar da primeira série do ensino fundamental*. Informações de número de trabalhadores por faixas de estudo é concedido pela RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) e divulgada pelo Ministério do Trabalho e Emprego (TEM). Evidências sobre níveis de especialização e concentração de atividades relacionadas à indústria de transformação, assim como de serviços correlatos, são impostas através de duas classes de indicadores locais, amplamente adotados em estudos empíricos em nível regional, o Índice de Especialização (IE) e o Índice de Hirschman-Herfindahl modificado (HHm) (KRUGMAN, 1991).

O Quociente Locacional de Especialização (QL) é um indicador positivo e pode ser obtido através da seguinte relação geral,

$$IE_{it} = \frac{E_{sit} / \sum_{s=1}^S E_{it}}{E_{sjt} / \sum_{s=1}^S E_{jt}}, \quad IE_{it} > 0. \quad (36)$$

Onde, E refere-se ao nível de emprego do setor $s=1, \dots, S$ qualquer; os subscritos $i=1, \dots, N$ e j referem-se, respectivamente, a uma pequena economia (microrregião) e outra grande economia (território brasileiro), enquanto o $t=1, \dots, T$ refere-se ao tempo.

Já o índice de Hirschman-Herfindahl modificado (HHm) permite comparar o peso que o setor s tem na estrutura produtiva local, em relação ao peso dos empregos gerados em todos os setores na mesma economia, relativizando com a estrutura econômica total. O HHm pode ser formalmente expresso por:

$$HHm_{it} = \left[\frac{E_{sit}}{\sum_{s=1}^S E_{it}} - \frac{E_{sjt}}{\sum_{s=1}^S E_{jt}} \right], \quad (37)$$

com as mesmas denotações colocadas anteriormente.

Este índice tem algumas propriedades importantes, uma vez que ele compara a especificidade da atividade ou setor dentro de uma microrregião, medindo seu peso em relação a estrutura produtiva local e permite verificar a importância do setor em um contexto mais amplo, território nacional.

O custo de transporte entre as unidades espaciais é apreendido pelos investimentos realizados na ampliação da malha rodoviária e aufere a seguinte escala (km/1.000km²). Esta variável foi disponibilizada pelo DNIT (Departamento Nacional de Infra-estrutura e Transportes).

Variáveis relacionadas a aglomerações, especialização assim como custo de transportes constituem *proxies* para níveis de urbanização (*U*), conformes determinações de autores da Nova Geografia Econômica.

5. Diagnóstico de Dependência Espacial e Análise dos Resultados

A investigação prossegue a fim de verificar se há, de fato, influência da autocorrelação espacial sobre a taxa de crescimento da produtividade média na indústria de transformação. Para tanto, procede-se da seguinte forma: estima-se primeiramente a lei dinâmica de Verdoorn através do estimador clássico (LSDV) com controle do da heterogeneidade espacial através do efeito fixo; em seguida, extraem-se os resíduos a fim de submetê-los ao teste de normalidade de Jarque-Bera. Caso a hipótese nula de normalidade seja rejeitada, então há indícios de dependência espacial na distribuição do atributo.

Note que tal procedimento é aplicado para as amostras regionais (NO, NE, SE, SU e CO), além a amostra nacional (BR). Os resultados da estimação dos parâmetros de interesse relacionados aos determinantes da taxa de crescimento da produtividade média na indústria de transformação, sem controle da dependência espacial, são apresentados na tabela a seguir.

Tabela 2: Resultado da Estimação do Painel de Dados do Modelo (sem efeito espacial)

Lei Dinâmica de Verdoorn, versão ampliada (1994 a 2006)

Variável	BR	NO	NE	SE	SU	CO
efeito fixo	-3.1966 ¹ (0.1346)	-1.6607 ¹ (0.3892)	-4.1601 ¹ (0.1906)	-5.4138 ¹ (0.3242)	-2.1488 ¹ (0.2801)	-1.2455 ¹ (0.4260)
qindtransf	0.6053 ¹ (0.0077)	0.5781 ¹ (0.0231)	0.4562 ¹ (0.0110)	0.8630 ¹ (0.0132)	0.6058 ¹ (0.0175)	0.5727 ¹ (0.0245)
gaptec	0.1323 ¹ (0.0065)	-0.3298 ¹ (0.0687)	0.3936 ¹ (0.0096)	0.1182 (0.0269)	-0.0029 (0.0165)	-0.1009 ¹ (0.0171)
caphum	-0.3091 (0.0522)	0.1279 (0.1611)	-0.0853 ³ (0.0812)	-0.8001 ¹ (0.0269)	-0.6423 ¹ (0.0944)	-0.3116 ³ (0.1836)
agmind	0.0107 ¹ (0.0035)	0.0105 (0.0137)	0.0047 (0.0065)	0.0112 ¹ (0.0041)	0.0023 (0.0056)	0.0099 (0.0111)
espind	0.0443 ¹ (0.0084)	-0.0168 (0.0233)	0.0135 (0.0141)	0.0622 ¹ (0.0138)	0.0265 ³ (0.0145)	0.0668 ¹ (0.0253)
agmserv	-0.0199 (0.0068)	-0.0296 ² (0.0145)	-0.5447 ¹ (0.0161)	-0.0952 (0.0278)	0.0434 ¹ (0.0165)	0.1231 ¹ (0.0173)
ctransp	0.0857 ¹ (0.0091)	-0.1892 ¹ (0.0627)	-0.0595 ² (0.0255)	-0.1108 ¹ (0.0259)	-0.0914 ² (0.0370)	-0.1145 ² (0.0535)
Resumo e Testes						
R ² - within	0.7083	0.5749	0.8049	0.7956	0.7151	0.6607
Log Verossimilhança	-6018.72	-869.85	-2019.18	-928.53	-434.03	-508.81
JB	367.70 [0.000]	6300.00 [0.000]	1365.00 [0.000]	2590.00 [0.000]	469.70 [0.000]	2189.00 [0.000]
Hausman - Teste	2016.38 [0.000]	949.82 [0.000]	1863.26 [0.000]	647.47 [0.000]	1216.87 [0.000]	1074.07 [0.000]
AIC	12057.45	1759.70	4058.36	1877.06	888.06	1037.62
BIC	12126.34	1806.94	4116.37	1933.46	939.14	1082.78
σ_{μ}^2	1.2396	1.3405	0.6847	1.3351	0.8974	1.0227
σ_{ε}^2	0.4660	0.5897	0.4893	0.3078	0.2879	0.4396
N×T	7254	832	2444	2080	1222	676

Nota: resultado da pesquisa

Os sobrescritos 1,2 e 3 indicam parâmetro significativo a menos que 0.01, 0.05 e 0.10 de probabilidade de erro, respectivamente;

Os valores entre parênteses e colchetes representam o desvio-padrão e probabilidade, respectivamente.

Nota-se (tabela 2) que o teste de Hausman (1978) corrobora, em todas as amostras, com a prerrogativa de controle da heterogeneidade espacial no tocante às características individuais de cunho “não observável”, através da utilização do modelo com efeito fixo¹¹.

Além deste teste, o teste de Jarque-Bera (JB) põe à prova a normalidade assintótica da distribuição dos resíduos. Assim, como a probabilidade calculada para o referido teste foi muito pequena em todas as amostras, então se deve rejeitar a hipótese nula de que os resíduos seguem uma distribuição normal.¹²

Os resultados apresentados no teste JB, indicam que o diagnóstico de dependência espacial deve prosseguir, a fim de selecionar a especificação que garanta resultados consistentes. Com isso, deve-se submeter o vetor da variável dependente ao operador de defasagem espacial ($w_pindtransf$) caracterizando a especificação do modelo *lag* espacial. Similarmente, deve-se submeter o vetor de resíduos extraídos do modelo clássico ao mesmo operador (w_error), caracterizando a especificação do modelo *error* espacial.

Tabela 3: Resultado da Estimação do Painel de Dados do Modelo SAR (*lag* espacial)
Lei Dinâmica de Verdoorn, versão ampliada (1994 a 2006)

Variável	BR	NO	NE	SE	SU	CO
efeito fixo	-3.3064 ¹ (0.1323)	-2.0752 ¹ (0.4058)	-4.1501 ¹ (0.1901)	-5.1663 ¹ (0.3096)	-2.9396 ¹ (0.2614)	-2.3168 ¹ (0.4194)
w_pindtransf	0.1914 ¹ (0.0129)	0.1606 ¹ (0.0497)	0.0635 ¹ (0.0178)	0.3207 ¹ (0.0222)	0.3958 ¹ (0.0259)	0.5421 ¹ (0.0615)
qindtransf	0.5698 ¹ (0.0081)	0.5612 ¹ (0.0237)	0.4487 ¹ (0.0111)	0.7475 ¹ (0.0150)	0.5502 ¹ (0.0140)	0.4970 ¹ (0.0250)
gaptec	0.1016 ¹ (0.0068)	-0.3436 ¹ (0.0687)	0.3808 ¹ (0.0102)	0.0101 (0.0267)	-0.0554 ¹ (0.0155)	-0.1843 ¹ (0.0188)
caphum	-0.3245 ¹ (0.0517)	0.1494 (0.1609)	-0.1184 (0.0815)	-0.6174 ¹ (0.0811)	-0.5822 ¹ (0.0865)	-0.2899 (0.1746)
agmind	0.0121 ¹ (0.0035)	0.0151 (0.0137)	0.0048 (0.0065)	0.0132 ¹ (0.0038)	0.0033 (0.0051)	0.0127 (0.0105)
espind	0.0402 ¹ (0.0083)	-0.0149 (0.0232)	0.0127 (0.0141)	0.0438 ¹ (0.0132)	0.0075 (0.0134)	0.0713 ¹ (0.0241)
agmserv	-0.0291 ¹ (0.0067)	-0.0470 ¹ (0.0154)	-0.5416 ¹ (0.0161)	-0.0300 (0.0269)	0.0485 ¹ (0.0151)	0.1123 ¹ (0.0165)
ctransp	0.0757 ¹ (0.0090)	-0.2156 ¹ (0.0627)	-0.0589 ² (0.0255)	-0.0538 ² (0.0250)	-0.0391 (0.0340)	-0.0699 (0.0511)
Resumo e Testes						
R ² - within	0.7154	0.5775	0.8059	0.8141	0.7613	0.6933
Log Verossimilhança	-6018.7226	-864.63	-2012.86	-828.91	-327.05	-471.63
Wald	6121.50 [0.000]	10.43 [0.001]	12.67 [0.000]	207.65 [0.000]	232.87 [0.000]	77.44 [0.000]
LR - Teste	219.70 [0.000]	10.44 [0.001]	12.63 [0.000]	199.23 [0.000]	213.95 [0.000]	74.36 [0.000]
AIC	11839.74	1751.26	4047.73	1679.82	676.11	965.26
BIC	11915.52	1803.22	4111.54	1741.86	732.29	1014.94
σ^2_{μ}	1.1690	1.1669	0.6510	1.1215	0.7948	0.8420
σ^2_{ε}	0.4606	0.5875	0.4878	0.2946	0.2631	0.4170
N×T	7254	832	2444	2080	1222	676

Nota: resultado da pesquisa

Os sobrescritos 1, 2 e 3 indicam parâmetro significativo a menos que 0.01, 0.05 e 0.10 de probabilidade de erro, respectivamente;

Os valores entre parênteses e colchetes representam o desvio-padrão e probabilidade, respectivamente.

Nota-se (tabela 3), em todas as amostras, que o coeficiente *lag* espacial ($\hat{\rho}$) associado à variável dependente defasada espacialmente ($w_pindtransf$) é consistente e positivo a menos de 1% de probabilidade de erro. Este resultado é corroborado pela significância estatística da razão do log-

¹¹ Testa-se a hipótese de inexistência sistemática entre a estimação operada por efeito fixo ou aleatório.

¹² Jarque e Bera (1987) demonstraram que assintoticamente a estatística segue uma distribuição *qui-quadrado* com 2 graus de liberdade. Se a probabilidade calculada para a estatística JB for muito pequena, então, deve-se rejeitar a hipótese nula.

verossimilhança (LR – Teste) obtida pela diferença de uma especificação restrita (modelo clássico) e outra irrestrita (modelo *lag* espacial). No mais, a estatística Wald (com 1 *gl*) revela-se significativa, em todas as amostras.

Tabela 4: Resultado da Estimação do Painel de Dados do Modelo SEM (*error* espacial)
Lei Dinâmica de Verdoorn, versão ampliada (1994 a 2006)

Variável	BR	NO	NE	SE	SU	CO
efeito fixo	-3.2826 ¹ (0.1357)	-1.7821 ¹ (0.3480)	-4.0806 ¹ (0.1774)	-5.4773 ¹ (0.2849)	-2.2063 ¹ (0.2703)	-1.1795 ¹ (0.4055)
qindtransf	0.6105 ¹ (0.0078)	0.5699 ¹ (0.0204)	0.4646 ¹ (0.0104)	0.8498 ¹ (0.0115)	0.5962 ¹ (0.0143)	0.5638 ¹ (0.0232)
gaptec	0.1332 ¹ (0.0066)	-0.2751 ¹ (0.0605)	0.3664 ¹ (0.0093)	0.0931 (0.0233)	0.0048 ¹ (0.0159)	-0.1091 ¹ (0.0163)
caphum	-0.2920 ¹ (0.0523)	0.1865 (0.1420)	-0.0480 (0.0752)	-0.6619 ¹ (0.0233)	-0.5846 ¹ (0.0912)	-0.2964 ³ (0.1740)
agmind	0.0110 ¹ (0.0035)	0.0134 (0.0121)	0.0039 (0.0060)	0.0102 ¹ (0.0035)	0.0012 (0.0054)	0.0058 (0.0105)
espind	0.0446 ¹ (0.0084)	-0.0126 (0.0206)	0.0110 (0.0131)	0.0612 ¹ (0.0120)	0.0259 (0.0141)	0.0555 ¹ (0.0241)
agmserv	-0.0185 ¹ (0.0068)	-0.0593 ¹ (0.0129)	-0.5203 ¹ (0.0152)	-0.0848 ¹ (0.0240)	0.0317 ¹ (0.0159)	0.1278 ¹ (0.0164)
ctransp	0.0833 ¹ (0.0091)	-0.1330 ¹ (0.0557)	-0.0614 ¹ (0.0237)	-0.0931 ¹ (0.0225)	-0.0828 (0.0357)	-0.1082 ² (0.0507)
w_error	0.0264 ¹ (0.0056)	0.4841 ¹ (0.0321)	0.4516 ¹ (0.0229)	0.4606 ¹ (0.0182)	0.1394 ¹ (0.0146)	0.1780 ¹ (0.0209)
Resumo e Testes						
R ² - within	0.7067	0.6698	0.8336	0.8464	0.7351	0.6953
Log Verossimilhança	-6007.57	-769.59	-1840.15	-651.87	-390.13	-474.49
Wald	22.37 [0.000]	227.10 [0.000]	388.09 [0.000]	639.58 [0.000]	90.82 [0.000]	72.42 [0.000]
LR - Teste	22.31 [0.000]	200.52 [0.001]	358.07 [0.000]	553.31 [0.000]	87.79 [0.000]	68.64 [0.000]
AIC	12037.13	1561.18	3702.29	1325.75	802.26	970.98
BIC	12112.92	1613.14	3766.11	1387.79	858.45	1020.66
σ^2_{μ}	1.2507	1.1825	0.6575	1.1894	0.8318	0.9363
σ^2_{ε}	0.4649	0.5186	0.4516	0.2674	0.2771	0.4153
N×T	7254	832	2444	2080	1222	676

Nota: resultado da pesquisa

Os sobrescritos 1, 2 e 3 indicam parâmetro significativo a menos que 0.01, 0.05 e 0.10 de probabilidade de erro, respectivamente;

Os valores entre parênteses e colchetes representam o desvio-padrão e probabilidade, respectivamente.

Resultados semelhantes são observados para especificação *error* espacial (tabela 4). O coeficiente espacial autorregressivo ($\hat{\lambda}$) revela-se estatisticamente consistentes em todas as amostras, a menos de 1% de probabilidade de erro. Este resultado é corroborado também pela significância estatística do teste LR, obtido pela diferença de uma especificação restrita (modelo clássico) e outra irrestrita (modelo *error* espacial), além da estatística Wald.

Em qualquer situação, o resultado do teste LR (tabela 3 e 4) aponta para a prevalência da especificação do modelo com efeito fixo com controle dos efeitos espaciais (seja *lag* ou *error*) sobre a especificação clássica (tabela 1). Assim, resta agora selecionar entre as especificações *lag* e *error* espacial, qual exerce o maior controle sobre a influência da autocorrelação espacial, entre as amostras pesquisadas. Segundo Anselin (1988) e Anselin e Bera (1998) os critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC) podem auxiliar na tarefa da seleção do melhor modelo. Segundo estes autores, aquela especificação que apresentar o menor critério de informação é o mais indicado, com vistas a minimizar o viés decorrente da autocorrelação espacial. Com base na comparação de tais critérios (ver as tabelas 3, 4 e 5), a especificação mais apropriada para cada amostra é apontada (x) na tabela a seguir.

Tabela 5: Seleção da Melhor Especificação – Lei Dinâmica de Verdoorn (1994 a 2006)

Especificações	BR	NO	NE	SE	SU	CO
Modelo Clássico						
Modelo <i>Lag</i> Espacial	X				X	X
Modelo <i>Error</i> Espacial		X	X	X		

Nota: resultado da pesquisa

Portanto, o diagnóstico de dependência espacial revela, no tocante às amostras regionais, que o modelo *lag* espacial é corroborado para as regiões SU e CO, enquanto que o modelo *error* espacial adéqua-se mais às regiões NO, NE e SE. Paralelamente, no conjunto das regiões, a amostra BR ajusta-se mais ao modelo *lag* espacial.

Cabe agora analisar os efeitos marginais (visto como elasticidades) que afetam a taxa de crescimento da produtividade média, face da relação de crescimento entre o produto e a produtividade. No tocante a especificação *lag* espacial, destaca-se a significância absoluta do coeficiente de Verdoorn estimado para as regiões SU(0.550) e CO(0.4997), próximo da média nacional BR(0.569), mas com destaque para o SU. O processo de crescimento regional é estimulado simultaneamente pela relação de dependência espacial firmada entre agentes de segmentos vinculados à indústria, do qual se expressa através do coeficiente de defasagem espacial associado à produtividade, estimado consistente para o SU(0.396) e para o CO(0.542), e estando bem acima da média nacional, BR(0.191).

Já, no que diz respeito à especificação *error* espacial, o coeficiente de Verdoorn foi estimado para as regiões NO(0.569), NE(0.465) e SE(0.849), onde se destaca o efeito marginal induzido pela região SE. Esta relação de crescimento anotada entre o produto e a produtividade do trabalho também é verificada nestas regiões, mas com fonte de dependência espacial originária no termo de erro, revelada aqui pela significância do parâmetro autoregressivo, no NO(0.484), no NE(0.452) e no SE(0.464). Choques exógenos podem afetar a relação de Verdoorn e tendem a propagar-se através do arranjo espacial, na proporção do λ estimado. Cabe destacar que o coeficiente de Verdoorn estimado por Fingleton (2004a), em um estudo direcionado para uma amostras com 178 NUT's na União Européia, girava em torno de 0.561 (*lag* espacial), portanto, bem próximo do estimado para o BR(0.569).

Todavia, quando se avalia o efeito marginal do *gap* da difusão tecnológica sobre a taxa de crescimento da produtividade média do trabalho na indústria, os resultados revelam-se não muito animadores em algumas regiões. Entre as cinco regiões pesquisadas, somente o NE(0.366) apresenta coeficiente positivo e significativo, corroborando, portanto, com a hipótese de *catch-up* de níveis de produtividade média entre as 188 microrregiões que compõem o mapa do NE. Isto significa que aquelas economias situadas à margem dos centros hierárquicos tendem a crescer mais rapidamente que as economias urbanas. Este resultado encontrado para o NE contribui para a média nacional BR(0.106), além contribuir para o crescimento da própria média regional.

Por outro lado, regiões como NO(-0.275), CO(-0.184), apresentam sinais expressivos de divergência entre níveis de produtividade média na indústria, no período analisado. Isto demonstra que economias que apresentavam os maiores níveis de produtividade média no início do período tendem a crescer a uma velocidade superior aquelas com os menores níveis de produtividade inicial. Portanto, esta tendência de aumento contínuo das desigualdades intrarregionais constitui um cenário comum às economias localizadas nas regiões NO e CO. Por fim, a região SE apresenta um coeficiente do efeito *catch-up* inconsistente o que torna a análise inconclusiva, enquanto na região SU(-0.055) o parâmetro revela-se consistente, porém oscilando em torno de 0 (ver o modelo *error* espacial). Isto significa que, embora existam diferenças entre níveis iniciais de produtividade média nesta região (SU), observa-se uma tendência de crescimento constante deste mesmo atributo em nível intrarregional. A título de comparação, no mesmo estudo mencionado anteriormente, Fingleton (2004a) estimou o coeficiente associado ao *gap* da tecnologia na ordem de 0.064.

A *proxie* representativa do capital humano (média de anos de estudo do trabalhador empregado na indústria de transformação), de modo geral, não apresenta resultados tão estimuladores para o crescimento da produtividade média do trabalho. As três regiões relativamente mais pobres em um contexto nacional são: o NO, o NE e o CO, uma vez que apresentam níveis iniciais relativamente mais

baixos entre as 5 pesquisadas, são ainda, as que apresentam o coeficiente do capital humano inconsistente. Este resultado pode sustentar o argumento de que os níveis atuais de estoque de capital humano, ainda não constituem fatores determinantes para o crescimento da produtividade média do trabalho, nestas regiões.

Ao passo que as regiões relativamente mais ricas, ou seja, as que apresentam os maiores níveis iniciais de produtividade média do trabalho, neste turno: o SE(-0.662) e o SU(-0.584), são as que apresentam efeitos marginais consistentes, porém, com sinal negativo. A interpretação deste resultado torna-se “sem sentido”, uma vez que tanto a produtividade média do trabalho, quanto a média de anos de estudo do trabalhador, apresentam taxas de crescimento positivas¹³, no período.

Em linhas gerais, esperava-se que a acumulação do capital humano (educação) fosse mais participativa na explicação do processo de crescimento da produtividade média do trabalho em nível regional. Segundo autores, como Krueger e Lindahl (2001) estes resultados aparentemente contraditórios advêm da especificação errada da relação entre crescimento econômico e nível de educação. Benhabib e Spiegel (1994), por exemplo, utilizando uma nova medida de capital humano, construída a partir dos diferentes níveis de escolaridade dos países, não encontraram relação entre capital humano e crescimento econômico. Klenow e Rodriguez-Clare (1997) também encontraram um papel muito modesto para o capital humano na explicação das taxas de crescimento dos países. Esta constatação aparece também em Wolf (2000). Este autor encontrou resultado similar para a educação secundária e terciária; inclusive, em algumas especificações, esta variável aparece com sinal negativo. A única relação modesta encontrada foi o da educação primária na explicação do crescimento da produtividade média do trabalho.

Cabe agora avaliar o papel que variáveis introduzidas pela NGE desempenham sobre a taxa de crescimento da produtividade média regional. Autores desta corrente teórica, como Krugman (1999) e Fujita, Krugman e Vernables (1999), argumentam que a tendência de concentração industrial resulta da presença de um ambiente de retornos crescente de escala e da relação de custo de transporte entre mercados regionais. Assim, utilizou-se dois tipos de quocientes locais para obter informações a respeito de aglomerações de unidades produtivas vinculadas à indústria de transformação (agmind) e de serviços correlatos (agmserv), além do grau de especialização das unidades industriais (espind). Os resultados demonstraram que somente a taxa de crescimento da produtividade média do trabalho da região SE(0.011) é estimulada positivamente pelo processo aglomeração de unidades industriais, embora o efeito marginal seja bastante incipiente.

Além disso, as regiões SE(0.061) e CO(0.071) são as únicas que demonstram evidências de um processo gradativo de especialização, do qual produz efeitos marginais positivos sobre o crescimento da produtividade do trabalho. Segundo Verdoorn (1956), o crescimento do volume de produção atua como um fator de determinação da divisão do trabalho, mas que somente se verifica em economias de escala. Esta condição conduz a indústria a auferir economias internas, que traduzem ganhos de produtividade, decorrentes da especialização do trabalho. Por este turno, a especialização do trabalho pode arrefecer o crescimento do emprego dentro do setor. Mas, por outro lado, tal fenômeno pode conduzir a economias externas, como estímulos à qualificação da força de trabalho. Por outro lado, a aglomeração de serviços correlatos a indústria de transformação no SE(-0.085) têm se constituído um elemento indesejável para o crescimento da produtividade deste setor. Ao passo, que em outros centros urbanos vinculados das regiões SU(0.048) e CO(0.112) este componente têm apresentado efeitos marginais positivos sobre o crescimento da variável de interesse.

Outro ponto desfavorável ao processo de crescimento regional é anotado pelo elevado custo de transporte intrarregional. A falta de investimento em infra-estrutura desestimula a integração entre os mercados regionais, além de atuar como entrave para investimento de novas unidades produtivas. Nota-se, que o crescimento da produtividade média regional é bastante sensível às variações deste custo, sobretudo em regiões mais afastadas dos grandes centros urbanos, caso da região NO(-0.133). Contudo, a região SE(-0.093), notadamente, é a que apresenta os maiores canais de integração regional, porém, revela-se sensível aos investimentos em obras de infra-estrutura. A taxa de

¹³ A média anual de crescimento da produtividade do trabalho na região SE(0.0368) e no SU(0.0349). Enquanto a média anual de crescimento dos níveis de educação do trabalhador na indústria é de SE(0.021) e de SU(0.0212).

crescimento da produtividade média na região NE(-0.061) também se mostrou sensível a redução de custo de transportes.

6. Considerações Finais

O trabalho teve como objetivo testar a Lei Dinâmica de Verdoorn para o Brasil e para as cinco regiões brasileiras em nível microrregional no período de 1994 a 2006. Para tanto foram utilizadas as ferramentas da econometria espacial, bem como uma gama de variáveis derivadas de diversas correntes de pensamento, tais como a teoria do crescimento endógeno, nova geografia econômica, etc.

Quanto ao diagnóstico, os resultados mostraram que não se pode descartar a hipótese de dependência espacial tanto para a amostra agregada quanto para as amostras para as regiões. Posto isto, o diagnóstico também revela no tocante às amostras regionais, que o modelo *lag* espacial é corroborado para as regiões SU e CO, enquanto que o modelo *error* espacial adequa-se mais às regiões NO, NE e SE. Paralelamente, no conjunto das regiões, a amostra BR ajusta-se mais ao modelo *lag* espacial. Ainda segundo o diagnóstico, o teste de Hausman indicou o uso de efeitos fixos em todas as estimações.

Um resultado importante do artigo é que se verificou a existência de retornos crescentes tanto para a amostra agregada quanto para as cinco regiões. Ou seja, com relação a especificação *lag* espacial, destaca-se a significância absoluta do coeficiente de Verdoorn estimado para as regiões SU (0.550) e CO (0.4997), que apresentaram-se bem próximos da média nacional que foi de 0.569. Já com relação ao modelo *error*, o referido coeficiente estimado para as regiões NO, NE e SE foram, respectivamente, 0,569; 0,465 e 0,849, onde se destaca o efeito marginal induzido pela região sudeste.

Com relação aos efeitos espaciais, na especificação *lag* o resultado indica que o processo de crescimento regional é estimulado simultaneamente pela relação de dependência espacial firmada entre agentes de segmentos vinculados à indústria, do qual se expressa através do coeficiente de defasagem espacial associado à produtividade, estimado de forma significativa para o SU (0.396) e para o CO(0.542), estando ambos bem acima da média nacional, BR(0.191). No tocante a especificação *error* os resultados foram 0,484; 0,452 e 0,464 para as regiões Norte, Nordeste e Sudeste, respectivamente.

Com relação ao *gap* da difusão tecnológica, os resultados mostraram-se favoráveis para a região Nordeste, com coeficiente estimado de 0,366, evidenciando a hipótese de efeito *catch-up* entre as microrregiões nordestinas. Tal resultado também foi encontrado para a amostra agregada, porém de forma mais tímida, com coeficiente estimado de 0,106, nesse sentido corrobora os resultados encontrados por Fingleton (2004a), no qual encontrou um coeficiente para o *gap* na ordem de 0,064. Com relação às demais regiões, os resultados apresentaram-se insignificantes para o Sudeste e divergentes para as regiões Norte, Centro-Oeste e Sul, evidenciando para essas três últimas regiões que existe uma tendência de continuidade das desigualdades intraregionais.

No que diz respeito ao capital humano, nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste o mesmo apresentou-se de forma insignificante e, nas regiões Sudeste e Sul apesar dos coeficientes terem se apresentado significantes estatisticamente, os mesmos apresentaram sinais contrários ao esperado. Em geral, esse resultado pode ser consequência da qualidade *proxy* utilizada para mensurar o capital humano da indústria nas amostras. Segundo autores como Krueger e Lindahl (2001), estes resultados aparentemente contraditórios advêm da especificação errada da relação entre crescimento econômico e nível de educação. Outro exemplo seria o estudo de Benhabib e Spiegel (1994), que utilizando uma nova medida de capital humano, construída a partir dos diferentes níveis de escolaridade dos países, não encontraram relação entre capital humano e crescimento econômico. Já Klenow e Rodriguez-Clare (1997) também encontraram um papel muito modesto para o capital humano na explicação das taxas de crescimento dos países.

Por fim, quanto as variáveis relacionadas a Nova Geografia Econômica, os resultados evidenciaram que a aglomeração industrial é importante para explicar o crescimento da produtividade apenas na região Sudeste, embora de forma tímida. O nível de especialização do setor é importante tanto para o Sudeste quanto para o Centro-Oeste, evidenciando efeitos marginais positivos sobre o crescimento da produtividade nessas regiões. A aglomeração de serviços correlatos à indústria de transformação apresentou de forma significativa mais com sinal negativo na região Sudeste e positivo nas regiões Sul

e Centro-Oeste. Já o custo de transporte é um importante componente para explicar o comportamento da taxa de crescimento da produtividade da indústria nas regiões mais distantes do centro do país, especificamente das regiões Norte e Nordeste.

Desta forma, os resultados mostraram que a região Sudeste é de fato a região mais dinâmica do país, seguida da região Sul. As demais regiões apresentaram-se de forma bastante deficiente quanto aos seus indicadores, o que pode acarretar uma perpetuação das desigualdades intraregionais no país. Assim, cabe ao poder público fomentar o desenvolvimento desta atividade nessas regiões mais carentes de forma a diminuir essas disparidades.

Referências Bibliográficas

- ALMEIDA, E. S. Lei de Verdoorn Local Para a Agricultura. Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia – ANPEC, Recife-PE, 2007. <Disponível em: http://www.anpec.org.br/encontro_2007.htm> Acesso em 08/07/2008.
- ALMEIDA, E. S.; e HADDAD, E. A. MEECA: Um Modelo Econométrico Espacial Para Projeção Consistente de Culturas Agropecuárias. <Disponível em: http://www.econ.fea.usp.br/nereus/td%5CNereus_02_03.pdf> Acesso em 26/07/2008.
- ANSELIN, L. Spatial Econometrics: methods and model Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Netherlands, 1988.
- ANSELIN, L. Spatial Econometrics In: Baltagi (eds). A Companion to the Theoretical Econometrics Oxford, Basil Blackwell, 2001.
- ANSELIN, L; and BERA, A. Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics In: A. Ullah and D. Giles (eds), Handbook of Applied Economic Statistics, New York: Marcel Dekker, 1998.
- ANSELIN, L., and KELEJIAN, H.H., Testing for spatial autocorrelation in the presence of endogenous regressors. International Regional Science Review 20:153–182. 1997
- ARBIA, G. Spatial Econometrics: statistical foundations and applications to regional convergence. Springer, Urbana, Italy, Rome, 2005
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Economic Growth, McGraw-Hill, New York, 1995.
- BATALGI, B. H. Econometric Analysis of panel data, Jonh Wiley and Sons ltd, 3º ed., England, 2005.
- BENHABIB, J. E SPIEGEL, M. The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data. Journal of Monetary Economics, 34 (2):143-174, 1994.
- BERNAT, G. A. Does manufacturing matter? A spatial econometric view of Kaldor's laws Journal of Regional Science 36, pp. 463 – 477, 1996.
- BONELLI, R., FONSECA, R. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. Rio de Janeiro: IPEA, 1998 (Texto para Discussão, 557).
- CLIFF, A. and ORD J.K. Spatial Processes: Models and Applications, Pion, London, UK, 1981.
- CONSIDERA, C. Ideologia, globalização e emprego. Jornal do Economista, Corecon, v. 83, dez. 1995.
- ELHORST, J.P. Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models. International Regional Science Review, 26-3: 244-268, 2003
- FEIJO, C.A.; e CARVALHO, P.G.M. Uma Interpretação sobre a Evolução da Produtividade Industrial no Brasil nos anos noventa e as Leis de Kaldor. Nova Economia, 12(2), p. 57-78, Belo Horizonte, 2002.
- FERREIRA, P. C., ROSSI, Jr., J. L. Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, v. 19, n. 1, 1999.
- FINGLETON, B. Economic geography with spatial econometrics: a third way to analyses economic development and equilibrium with application to the EU regions. EUI Working Paper ECO nº 99/21, Florence, 1999a.
- FINGLETON, B. Regional Economic Growth and Convergence: Insights from a Spatial Econometric Perspective. University of Cambridge, 2004a. (Eds.) Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications. Springer, Urbana, Amsterdam, San Diego, p. 397-432, 2004.

FINGLETON, B.; MacCOMBIE J. S. L. Increasing returns and economic growth: some evidence for manufacturing from the European Union regions. *Oxford Economic Papers* 50, pp. 89 – 105, 1998.

FLORAX, R.J.G.M.; FOLMER, H. and REY, S.J. *Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology*, *Regional Science and Urban Econometrics*, vol. 33, p. 557-579, 2003.

FLORAX, R.J.G.M. e NIJKAMP, P, *Misspecification in Linear Spatial Regression Models*, Tinbergen Institute Discussion Paper, 33: 81-133, 2003.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; and VENABLES, A. *The spatial economy: cities, regions and international trade*. MIT Press, Cambridge, 1999.

FUJITA, M; THISSE, J. F. *Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location, and Regional Growth*. United Kingdom: The University Press Cambridge, 2002. 466p.

HAMILTON, L.C. *Statistic with STATA*. Updated for Version 9. Thomson Books Cole. Belmont USA, 2006.

LEON-LEDESMA, M. A. Economic Growth and Verdoorn's Law in the Spanish Regions, *International Review of Applied Economics*, Vol. 14, nº 1, pp. 55-69(15), 2000.

LÓPEZ-BAZO, E.; VAYÁ, E.; MORA, A.J. and SURINACH, J. Regional economic dynamics and convergence in the European Union. *Annals of Regional Science* 33, p. 343-370, 1999.

LUCAS, R. On the mechanics of development planning *Journal of Monetary Economics*, 22. p. 3-42, 1988.

KALDOR, N. A Model of Economic Growth. *Economic Journal* 67, 1957.

KALDOR, N. Economic Growth and the Verdoorn Law: a comment on Mr. Rowthorn's article. *Economic Journal*, v. 85, 1975.

KALDOR, N. *Strategic factors in economic development*. New York. Cornell University, 1967.

KRUEGER, A. B.; LINDAHL, M. Education for Growth: Why and for Whom? *Journal of Economic Literature*, 39(4):1101-1136, 2001.

KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, vol. 9, p. 438-499, 1991b.

KRUGMAN, P. Space: the final frontier. *Journal of Economic Perspectives*, vol.12, p. 161-174, 1998.

McCOMBOIE, J.S.L. Economic growth, Kaldor's laws and the static-dynamic Verdoorn law paradox. *Applied Economics*, v. 14. p. 279-294, 1982.

McCOMBOIE, J.S.L; THIRLWALL, A. *Economic Growth and the Balance of Payments Constraint*. MacMillan, Basingstoke, UK, 1994.

MARINHO, E.; ATALIBA, F. e LIMA, F. Produtividade, Variação Tecnológica e Variação de Eficiência Técnica das Regiões e Estados Brasileiros. *Est.econ.*, São Paulo 32(3): 367-407, 2002.

MARINHO, E.L.M.; NOGUEIRA, C.A.G.; e ROSA, A.L.T. Evidências Empíricas da Lei de Kaldor-Verdoorn para a Indústria de Transformação do Brasil (1985-1997). *RBE*, 56(3), p. 457-482, Rio de Janeiro, 2002.

MARSHALL, A. P. *Principles of economics*. New York: Macmillan, 1920.

MARTINHO, V. J. P. Análise dos efeitos espaciais na produtividade sectorial entre as regiões portuguesas. Documento de Trabalho n. 30, Centro de Estudos da União Européia, Universidade de Coimbra, 2005.

THIRLWALL, A. A plain man's guide to Kaldor's growth law. *Journal of Post Keynesian Economics*. V. 5, nº 3, 1983.

WOLF, E. N. Human Capital Investment and Economic Growth: Exploring Cross Country Evidence. *Structural Change and Economic Dynamics*, 11(4):433-472, 2000.

VERDOORN, P. Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro. *L'Industria*, 1, p. 3-10, 1949.

VERDOORN, P. J. Complementarity and Long-Range Projections. *Econometrica*, Vol. 24, No. 4, pp. 429-450, 1956.

VERDOORN, P. J. Verdoorn's law in retrospect: a comment. *Economic Journal*, vol, 90 (june), 1980, p. 382-5.