

Localização, Crescimento e *Spillovers*: Evidências para os Estados Brasileiros e Setores[#]

Raul da Mota Silveira Neto*

Resumo

O trabalho fornece evidências empíricas a respeito da presenças de *spillovers* de crescimento entre as economias dos estados brasileiros para o período 1985-97 e explora possíveis dimensões setoriais destes efeitos a partir da dinâmica regional de crescimento da produtividade do trabalho dos setores agropecuário e industrial. Os resultados, obtidos a partir de estatística e modelos econométricos espaciais, mostram que a localização das economias estaduais é importante condicionante para crescimento econômico destas, ou seja, as economias estaduais são significativamente afetadas pelos desempenhos das economias vizinhas. Todavia, a dinâmica de crescimento da produtividade do trabalho dos setores agropecuário e industrial de economias estaduais vizinhas não exercem influências importantes sobre estas mesmas produtividades setoriais das economias estaduais.

Palavras-chave: crescimento, *spillovers*, localização.

Key words: growth, spillovers, location.

Abstract

The work looks for empirical evidence of growth spillovers among Brazilian states economies in the period 1985-97, and explores the sectorial dimension of these effects using the growth dynamic of labor productivity of agriculture and industrial sectors. By using spatial statistics and spatial econometric models, the article shows the states economies growth are closely related to these of nearby states, and these relationship reflects more than trade linkages and are robust to many measures of proximity. On the other hand, at least for agriculture and industrial sectors, the aggregate observed spillovers do not reflects the presence of sectorial *spillovers* coming from the growth dynamic of labor productivity of states economies.

Área de Classificação Anpec: 05 – Economia Regional e Economia Agrícola

Código JEL: R12, O18.

[#] Agradeço os comentários de André Magalhães, Carlos Azzoni e Raimundo Vergolino a uma versão preliminar deste trabalho. Erros e omissões remanescentes são, porém, de inteira responsabilidade do autor

* Professor Adjunto do Departamento de Economia da UFAL.

1. Introdução

O desempenho econômico das economias vizinhas importa para o crescimento de determinada economia? Adicionalmente, o bom desempenho industrial de economias vizinhas afeta positivamente a indústria de determinada economia? Observações casuais em mapas geográficos da configuração dos desempenhos, sejam de países ou de regiões de um mesmo país, parecem indicar, ao menos à primeira questão, resposta afirmativa. Isto é, parece haver um padrão geográfico razoavelmente definido no sentido de concentração e aglomeração espacial de economias de rápido crescimento, por um lado, e espaços geográficos marcados pela concentração de economias de baixo crescimento, por outro.

De fato, não é difícil de se obter exemplos ilustrativos. Destaquem-se os casos do países do leste asiático (alto crescimento) e da distribuição geográfica de desempenhos dos países no continente africano. A mesma tendência se faz presente para os grandes países americanos. Para os EUA, por exemplo, os estados de rápido crescimento recente concentram-se no sudoeste e sudeste e os de menor crescimento na região dos grandes lagos e extremo norte; para o Brasil, o crescimento recente mostra (como será observado a seguir) que os estados do Centro-Oeste e alguns estados vizinhos do Nordeste com melhor desempenho, já estados vizinhos da região Norte apresentam as piores performances econômicas.

O objetivo central deste artigo é fornecer evidências empíricas sobre a importância da localização para o crescimento da renda per capita dos estados brasileiros para o período 1985-97 e explorar suas possíveis fontes setoriais. Os resultados mostram forte presença de *spillovers* geográficos de crescimento: o crescimento da renda per capita dos estados é afetado de forma significativa pelo crescimento de seus vizinhos. Além disto, o crescimento dos vizinhos parece mais importante do que o crescimento dos parceiros do comércio interestadual para o desempenho dos estados e a importância destes efeitos não é significativamente afetada pela dinâmica de um possível de convergência (absoluta) nas equações tradicionais de crescimento. Tais efeitos interestaduais de crescimento, por outro lado, não refletem *spillovers* setoriais interestaduais da produtividade do trabalho dos setores agropecuário ou industrial, ausentes no período e amostra analisados.

O artigo está organizado em mais 7 seções. Na seção a seguir, são revistas teorias e evidências a respeito da presença de *spillovers* geográficos de crescimento. Na seção 3 são discutidas as fontes de dados do trabalho. A seguir, são apresentados os primeiros resultados a partir de evidências estatísticas. Na seção 5 estimativas diretas de *spillovers* geográficos de crescimento são fornecidas para várias medidas de proximidade. As alterações dos resultados obtidos quando também são consideradas a possível dinâmica de convergência entre os estados são apresentadas na seção 6, onde também são discutidas os papéis da educação e de características regionais como possíveis canais dos *spillovers* locais. A seção 7 investiga a possibilidade dos efeitos identificados serem reflexo da presença de *spillovers* setoriais interestaduais, a partir dos setores agropecuário e industrial. Na seção 8 são apresentadas as conclusões do trabalho.

2. Localização e *Spillovers*: Teorias e Evidências

Em esforço esquemático, influências locais vinculadas ao crescimento de determinada economia podem estar associadas às externalidades dos investimentos nos fatores de produção (capital humano e físico) de economias geograficamente próximas,

cujos efeitos e contribuições para o crescimento estão restritos aos limites geográficos das economias, e podem ser produto da absorção de tecnologias geradas nas economias vizinhas. A formalização de tais efeitos em modelos de crescimento é relativamente recente.

Chua (1993), influenciado pelos trabalhos pioneiros de Arrow (1962) e Romer (1986), enfatizando a importância das externalidades não capturadas integralmente pelos agentes privados decorrentes do progresso técnico, e Lucas (1988), sobre as externalidades relacionadas com o capital humano de toda a economia, incorpora explicitamente o investimento regional em capital físico e em capital humano na função de produção de uma economia em um modelo de crescimento com características neoclássicas. Sua hipótese é que os investimentos regionais em capital físico e humano afetam o progresso técnico de determinada economia, atuando diretamente na função de produção. Especificamente, esta última função para uma economia em determinada região é suposta dada por:

$$Y_i(t) = F[K_i(t), H_i(t), B_i(t)L_i(t)], \quad \text{onde } B_i(t) = A(t)(\kappa_{iR})^\varphi (H_{iR})^\zeta. \quad (1)$$

Aqui, κ_{iR} e H_{iR} referem-se aos capitais físico e humano médios regionais (com demais termos seguindo representações tradicionais) e coeficientes todos positivos e constantes. O fato a destacar é que a acumulação de capital físico e humano das demais economias da região afeta o progresso técnico da economia i desta região e assim o crescimento do produto per capita desta. Mais especificamente, com demais hipóteses quanto à acumulação dos capitais e poupança do modelo de crescimento neoclássico e uma função do tipo Cobb-Douglas, Chua (1993) mostra que o crescimento desta economia dependem do grau de *spillovers* dos investimentos regionais em capital físico e humano capturados pelos parâmetros $(1-\alpha-\beta)\varphi$ e $(1-\alpha-\beta)\zeta$, respectivamente.

A influência direta do progresso técnico de economias vizinhas, por outro lado, é explorada por Goodfriend e McDermott (1994). Estes autores incorporam em um modelo de crescimento com *spillovers* tecnológicos a localização das economias como fator chave na determinação do grau de convergência ou divergência de renda per capita das economias. Barro e Sala-I-Martin (1997), por sua vez, propõem um modelo de crescimento onde o desempenho das economias (seguidoras) dependem do crescimento de economias líderes, determinado por descobertas de novos produtos e novas tecnologias e difundidas para as demais economias. Em seu modelo, em torno do *steady state* (*), o crescimento do produto per capita (y) das economias seguidoras (i) pode ser expressa como:

$$g_{yi} = g_{Aj} - \mu \left[\log \left(\frac{y_i / y_j}{(y_i / y_j)^*} \right) \right], \quad (2)$$

onde j refere-se à economia líder, A_j refere-se ao progresso técnico e μ a uma constante relacionada com o custo de imitação. A dimensão locacional adicionaria a dependência de μ em relação à localização das economias.

Evidências empíricas disponíveis a respeito destes efeitos locais, em diversos contextos, são tanto recentes como contundentes. Para o caso de estudos de conjuntos de países, Chua (1993), postulando uma função de produção regional, fornece evidências de que as variáveis regionais (investimento em capital físico e humano de países vizinhos) são importantes determinantes do desempenho do país considerado. Barro e Sala-I-Martin (1995) e Easterly e Levine (1995), respectivamente, para um

conjunto amplo de países e para os países africanos, mostram que os desempenhos dos países, em termos de crescimento da renda per capita, são influenciados de forma importante pelo desempenho de países vizinhos. Ades e Chua (1997) mostram que instabilidades políticas nas adjacências têm um impacto negativo sobre o desempenho dos países. Moreno e Trehan (1997), por sua vez, fornecem evidências extremamente persuasivas de que o crescimento da renda per capita dos países estão fortemente relacionados com o crescimento de seus vizinhos, não sendo tal dependência explicada apenas pela existência de choques comuns e ou pelos fluxos de comércio.

Para o caso de regiões de um mesmo país, Case (1992) mostrou, a nível dos agentes, em estudo para Indonésia, que os indivíduos são fortemente influenciados pelos vizinhos quanto às decisões de adoção de novas tecnologias. Case e Rosen (1993), por sua vez, fornecem evidências persuasivas para os estados americanos de que os gastos governamentais dos estados são positivamente afetados pelos gastos governamentais dos estados vizinhos. Jaffe, Trajtenberg e Henderson (1993), também para os estados americanos, mostram, com base em citações de patentes, que os *spillovers* de conhecimento entre estes estados apresentam fortes condicionamentos e limitações de ordem geográfica. Ades e Glaeser (1994) apresentam evidências de que a densidade regional de rodovias foi um fator importante no desempenho econômico dos estados americanos no período 1840-1890. Já Rey e Montuori (1998) e Rey (1999) exploram a questão da convergência de renda para os estados americanos utilizando ferramentas fornecidas pela Econometria Espacial. Os resultados mostram que as regressões para os testes de convergência sofrem de má especificação ao não considerarem a autocorrelação espacial dos erros

Para o caso brasileiro, apenas dois trabalhos recentes exploram certas consequências da presença de *spillovers* espaciais para os estados brasileiros. Magalhães et al (2000) mostram que as equações *cross section* tradicionais de crescimento nos estudos de convergência apresentam erros de especificação ao não explicitarem nas especificações estimadas tais efeitos especiais. Já Mossi et al. (2000) apresentam estatísticas espaciais apontando a presença de dependência espacial de renda per capita entre os estados brasileiros e utilizam matrizes de transição e estimações não-paramétricas de *kernels* estocásticos para estudar efeitos espaciais da dinâmica da distribuição de renda per capita entre os estados.

3.Dados

A principal fonte de dados deste trabalho são as Contas Regionais do IBGE (1999), de onde são obtidos os dados de produto per capita e valor adicionado dos setores da Agropecuária e Indústria (Transformação e Extrativa Mineral) para os 25 estados considerados (o estado de Tocantins é considerado conjuntamente com o estado de Goiás e descartam-se as informações sobre o Distrito Federal) no trabalho para o período 1985 a 1997. Dados sobre pessoal ocupado para agropecuária foram obtido dos Censos Agropecuários de 1985 e 1996; para a indústria, através do Censo Industrial de 1985 e Pesquisa Industrial de 1997. O período escolhido foi ditado por duas considerações: obter com dados oficiais o máximo de número de estados na amostra e a cobertura do período de quebra do padrão de convergência de renda per capita entre os estados anteriormente observada¹.

Dados sobre o comércio interestadual foram obtidos junto ao CONFAZ (Conselho Nacional de Política Fazendária) para os anos disponíveis de 1985 e 1997. Já as informações sobre variáveis de capital humano utilizadas foram o índice de educação

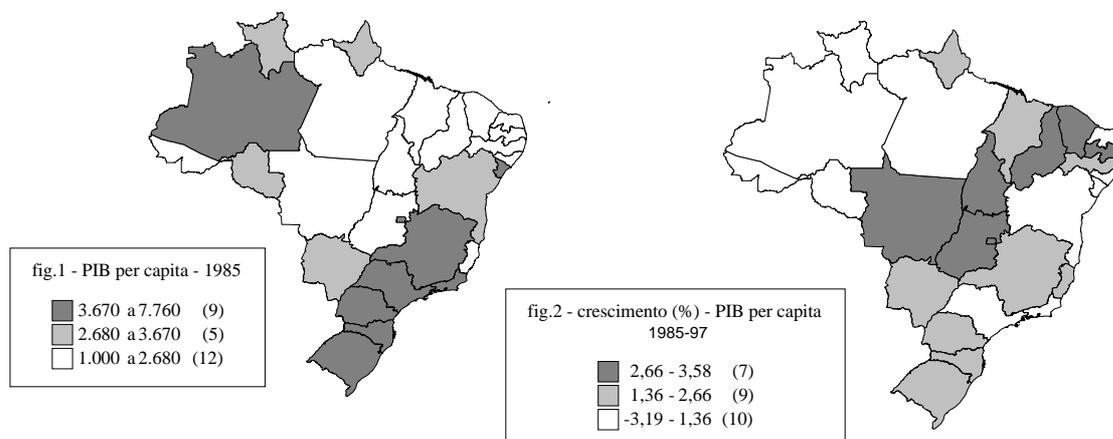
¹ Para uma referência recente a respeito, veja-se Azzoni, Menezes, Menezes e Silveira Neto (2000).

fornecido pelo PNUD/IPEA (produto da soma ponderada da a taxa de analfabetismo e da taxa combinada de matrícula, uma variável de fluxo e, assim, uma *proxy* do investimento em capital humano) e os anos médios de estudo da população e do pessoal ocupado (uma variável de estoque e, assim, uma *proxy* do estoque de capital humano), informações estas obtidas na PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio) do IBGE.

4.Evidências a Partir da Estatística Espacial

Uma observação casual sobre a distribuição geográfica dos níveis de renda per capita entre os estados em um mapa do Brasil sugere a existência de um espaço geográfico com elevadas desigualdades regionais com respeito a este agregado. Além disto, como notaram Magalhães et al. (2000), tal distribuição espacial parece razoavelmente estável, com poucas alterações no período 1970-95. O que reflete, em verdade, a conhecida e persistente desigualdade regional de renda per capita entre os estados brasileiros.

Uma outra observação casual, agora da distribuição geográfica das taxas de crescimento do produto per capita entre os estados no espaço nacional, não exploradas por este autores, revela porém uma nova e diferente distribuição espacial destas taxas entre os estados. De fato, como mostram as figuras abaixo, enquanto que a distribuição geográfica das unidades da federação com respeito à renda per capita mostra uma concentração dos mais elevados níveis no Sul e Sudeste e dos menores no Nordeste do país, tal distribuição com respeito às taxas de crescimento desta renda sugere também uma marcada tendência de divisão do espaço geográfico mas com áreas de concentração distintas.



Mais especificamente, nota-se a tendência dos estados com melhor desempenho a se concentrarem no Centro-Oeste do País e em alguns estados vizinhos do Nordeste (Piauí, Ceará e Paraíba), com os estados da região Norte, em geral, apresentando as piores performances, juntamente com alguns estados vizinhos do Nordeste.

A obtenção de evidências mais formais sobre o padrão de concentração espacial dos estados quanto às taxas de crescimento de renda per capita impõe a assunção de determinada estrutura de relação ou dependência entre os estados de acordo com uma medida de proximidade. Nos trabalhos empíricos isto é feito, em geral, através da caracterização de uma matriz **W** que explicita, através de determinadas as ponderações, as influências das unidades geográficas. Especificamente, a idéia é formalizar a

influência das demais unidades sobre determinada unidade geográfica i através da soma ponderada das influências daquelas; assim, por exemplo, ter-se-ia:

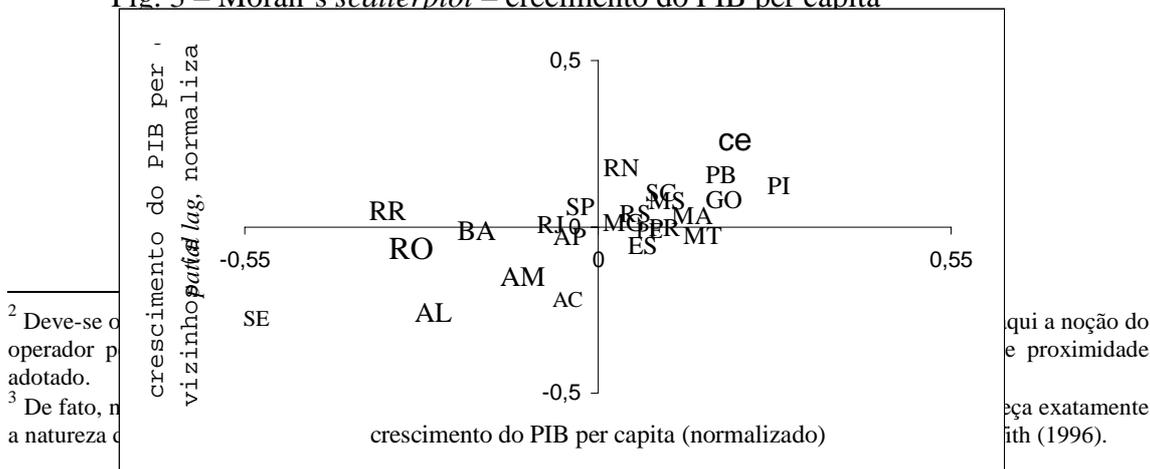
$$Ly_i = \sum_j w_{ij} y_j, \quad \forall j \in S_i, \quad (3)$$

onde y_i corresponde à variável em questão da unidade geográfica i (um elemento do vetor da variável y), S_i representa o conjunto das unidades vizinhas de i , w_{ij} corresponde ao elemento i,j da matriz \mathbf{W} e L , analogamente à situação para série de tempo, funciona com um *spatial lag* operador². Os valores Ly_i para cada unidade geográfica i representam, assim, seus valores “espacialmente defasados” (*spatial lag values*) para a variável y em questão.

As estatísticas de autocorrelação espacial fazem então uso de uma matriz \mathbf{W} para fornecer informações a respeito do grau de dependência espacial de variáveis pertencentes a diferentes unidades geográficas. Dois instrumentos tradicionais, neste sentido, são utilizados a seguir, aplicados às taxas de crescimento dos estados: o Moran's *scatterplot* e a estatística I de Moran. Ambos requerem a definição do critério de proximidade para constituição da matriz \mathbf{W} . Nesta seção é assumida, simplificada, uma matriz de contiguidade³ com os pesos padronizados. Isto é: $w_{ij} = 1$, se as unidades geográficas i e j são vizinhas, e $w_{ij} = 0$ caso não o sejam e para $i = j$; a padronização permite então obter os pesos utilizados como: $w_{ij}^p = w_{ij} / \sum_j w_{ij}$, o que fornece sempre pesos no intervalo entre 0 e 1 para matriz \mathbf{W} (assim, não necessariamente simétrica).

A idéia do Moran's *scatterplot* é simplesmente cotejar graficamente os valores da variável das unidades geográficas contra os respectivos valores da variável resultantes das ponderações dos vizinhos (*spatial lag values*), permitindo observar a presença de concentração regional com respeito a variável. A figura abaixo apresenta o cotejo da taxa de crescimento da renda per capita dos estados contra a taxa de crescimento desta renda de seus vizinhos (ambas normalizadas em relação à média). Tal representação distribui de acordo com os quadrantes diferentes possibilidades de desempenho das unidades em relação a seus vizinhos. Assim, o primeiro quadrante (I) apresenta estados com taxas de crescimento acima da média com vizinhos também desempenhos neste sentido e o quadrante três (III) contém os pares, unidades e vizinhos, com taxas de crescimento abaixo da média. Já no quadrante dois (II), encontram-se os estados e respectivos vizinhos com desempenhos, respectivamente, abaixo e acima da média. Por fim o quadrante quatro (IV) contém os estados e vizinhos, respectivamente, com taxas de crescimento acima e abaixo da média.

Fig. 3 – Moran's *scatterplot* – crescimento do PIB per capita



De forma geral, percebe-se maior disposição dos estados e vizinhos nos quadrantes I e III, ou seja, estados com crescimento do produto per capita acima (abaixo) da média tendem a ter a companhia de seus vizinhos nesta performance. De fato, os estados do Nordeste de maior crescimento (PI, CE e PB) tem o crescimento ponderados dos vizinhos também acima da média. Do mesmo modo, os estados do Centro-Oeste, também com crescimento elevado, são em geral acompanhados pelos seus vizinhos (também no primeiro quadrante), os estados do Sul seguem padrão similar. Note-se também que, excetuando-se os casos de Roraima e Rio Grande do Norte, os estados com baixo ou negativo crescimento do produto per capita tendem a ter a companhia de seus vizinhos (quadrante III). Há, pois, um claro padrão espacial de concentração dos estados com respeito ao crescimento do produto per capita.

É interessante observar que tal padrão de concentração espacial para o crescimento do produto per capita difere daquele encontrado para o produto per capita, com base neste mesmo instrumento de análise, por Magalhães et al. (2000). Ou seja, não há uma correspondência entre o padrão de concentração espacial dos estados encontrado com respeito ao crescimento e tal padrão encontrado com respeito ao nível do produto per capita. Tal resultado indica que a quebra do padrão de convergência de renda per capita entre os estados observada no período recente (Azzoni, Menezes, Menezes e Silveira Neto (2000), Silveira Neto e Azzoni (2000)) não decorre dos diferenciais de taxas de crescimento entre estados mais ricos e mais pobres, mas de diferenciais entre estados situados na parte intermediária da distribuição (estados razoavelmente ricos e estados pobres).

A obtenção do valor e nível de significância da estatística **I** de Moran permite complementar e confirmar as evidências acima. Tal estatística, uma medida de autocovariância espacial⁴, é definida como:

$$I = \frac{n}{\sum \sum w_{ij}} \frac{\sum \sum w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum (y_j - \bar{y})^2}, \quad (4)$$

onde n é o número de unidades geográficas, w_{ij} corresponde aos elementos da matriz **W** e y corresponde à variável das unidades geográficas em foco (crescimento do PIB per capita, no caso considerado).

Como mostrado por Cliff e Ord (1972), tal estatística pode ser padronizada em termos de uma variável que tem assintoticamente uma distribuição normal, permitindo testes sobre a hipótese nula de não dependência espacial, contra a hipótese alternativa de existência desta dependência. Abaixo são mostrados os valores e significância da estatística para o crescimento do produto per capita obtidos para amostra de estados brasileiros utilizando-se tanto a matriz de ponderação discutida acima, como uma matriz de ponderação alternativa com a medida de proximidade dada pelo inverso das distâncias entre os estados (de fato, entre suas capitais) ao quadrado. Tal medida é mais permissiva quanto à influência espacial, já que permite influências não apenas dos vizinhos (estados adjacentes), embora tal influência seja ponderada de forma decrescente de acordo com a distância⁵. Em ambas as matrizes os pesos são tomados normalizados. Note-se que no segundo caso os pesos são, então, dados por:

⁴ Para uma discussão das propriedades destas estatísticas e dos momentos de suas distribuições, ver Cliff e Ord (1975, 1981) e Odland (1987).

⁵ Para os estados mais ricos, São Paulo e Rio de Janeiro, por exemplo, enquanto a primeira matriz atribui peso de 100% para influência espacial aos vizinhos e nula para estados não vizinhos, a segunda atribui, respectivamente para os vizinhos destes estados, valores em torno de 70% e 67% desta influência e o restante para estados não vizinhos.

$$w_{ij} = \frac{1/d_{ij}^2}{\sum_j (1/d_{ij}^2)}, \quad (5)$$

onde d_{ij} corresponde à distância entre os estados i e j (em verdade, entre suas capitais).

Tabela 1 – Teste de Dependência Espacial
I de Moran para o Crescimento
do PIB per capita dos Estados

W	W
contiguidade	Inverso da dist. ²
2,111 (0,017)	2,413 (0,008)

Obs.: *p-value* entre parênteses

Os valores da tabela mostram que o coeficiente é significativo a níveis inferiores a 2% quando qualquer das duas medidas de proximidade são utilizadas, fornecendo novas evidências favoráveis à hipótese de dependência espacial.

5. Localização e *Spillovers*: Evidências a partir de um Modelo Econométrico Espacial

Na seção anterior foram apresentadas evidências de autocorrelação espacial entre as taxas de crescimento do PIB dos estados brasileiros. Nesta seção são fornecidas evidências adicionais da presença de *spillovers* de crescimento dependentes da localização entre os estados a partir de um modelo econométrico que incorpora os critérios de ponderação da influência locacional dos estados de acordo com a medida de proximidade assumida na matriz **W**.

O objetivo da seção é, antes de explorar suas fontes, fornecer evidências de existência e uma medida destes *spillovers* para os estados brasileiros. O modelo estimado é, pois, aquele sugerido por Moreno e Trehan (1997), onde, ao contrário de tentar explicar as taxas de crescimento estaduais diretamente através de variáveis explicativas tradicionais dos estados e vizinhos, postula-se inicialmente uma relação entre as próprias taxas de crescimento dos estados, ponderadas pelo critério de proximidade assumido. Tal justifica-se pelo interesse central aqui e pelo fato das próprias variáveis explicativas estaduais poderem apresentar, sendo assim os canais de veiculação, um padrão geográfico regional diferenciado de comportamento, produto das influências derivadas de sua localização.

Tome-se um exemplo próximo daquela sugerido por Moreno e Trehan (1997). Dois estados hipotéticos geograficamente próximos, onde um experimenta um *boom* de investimentos em capital humano devido à adoção de nova tecnologia. A elevação dos salários, ou custos relacionados com infra-estrutura, neste estado pode ocasionar o redirecionamento dos investimentos em capital humano (formal ou via *learnig-by-doing*) para o outro estado na medida em que as firmas do primeiro estado tendam a investir no segundo. Regressões de crescimento poderiam, então, explicar o crescimento dos estados devido ao investimento em capital humano, sem atribuir qualquer papel à influência externa. Note-se que mesmo se o investimento externo é considerado, a influência pode ocorrer através dos próprios investimentos domésticos, caso governo ou firmas locais sejam responsáveis pelos investimentos. Em ambas as situações, se o objetivo é observar a existência de *spillovers* de crescimento e obter uma medida de sua magnitude, assumir uma forma específica de atuação (através das variáveis tradicionais) não parece ser a via apropriada.

Considere-se, então, a variável de interesse desta pesquisa, o crescimento da renda per capita ou do produto por trabalhador dos estados (g_y). Um modelo simples de *spillovers* de crescimento entre diferentes unidades geográficas pode ser representado por:

$$g_{yi} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} g_{yj} + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n; \quad \text{ou} \quad (6)$$

$$\mathbf{g}_y = \rho \cdot \mathbf{W} \cdot \mathbf{g}_y + \mathbf{E}, \quad (7)$$

onde w_{ij} correspondem a elementos da matriz \mathbf{W} , os elementos em negrito indicam vetores e matrizes e $\mathbf{E} \sim N(0, \mathbf{I}\sigma^2)$. Tal modelo explicita a dependência da taxa de crescimento dos estados em relação às taxas de crescimento dos demais ponderadas pelo critério de proximidade assumido. Ainda que não identifique os canais pelos quais pode haver impactos geográficos de crescimento entre as economias, o modelo permite, em primeira instância, obter evidências sobre a presença destes efeitos.

Note-se que há certa analogia com o tratamento de séries de tempo; contudo aqui a influência decresce com a distância geográfica (e não temporal) e, do ponto de vista econométrico, as consequências sobre as propriedades do estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) são mais perversas. Mais especificamente, este deixa de ser não-viesado e consistente, independentemente, ao contrário da situação de séries de tempo, das propriedades do termo de erro. Anselim (1988) fornece uma prova e discussão completa destes resultados; a fonte dos problemas reside, em verdade, na simultaneidade da presença da taxa de crescimento nos dois lados da equação, o que faz com que $E((\mathbf{W}\mathbf{g}_y)' \mathbf{E}) = E\{[\mathbf{W}(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1} \mathbf{E}]' \cdot \mathbf{E}\}$, que, aqui, só terá valor nulo no caso em que $\rho = 0$.

Dada a inadequação da utilização do estimador OLS, é utilizado o estimador de Máxima Verossimilhança (ML), presente em grande parte dos trabalhos empíricos com modelos espaciais. Para o modelo acima, a função de log verossimilhança é dada por:

$$L = -\frac{n}{2} \ln \pi - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 + \ln |\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}| - \frac{((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{g}_y)' ((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{g}_y)}{2\sigma^2}, \quad (8)$$

onde n corresponde ao número de unidades geográficas e demais variáveis seguem definições anteriores. O termo com determinante do lado direito da equação aparece em virtude da mudança de variável da função densidade, já que $(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{g}_y = \mathbf{E}$. As estimativas são obtidas através de otimização numérica não-linear utilizando a extensão *maxlik* do GAUSS.

A tabela abaixo apresenta os resultados utilizando a matriz de contiguidade (normalizada), que atribui apenas pesos positivos para estados adjacentes (com fronteira comum), definida na seção anterior e preferida neste artigo. São obtidas, assim, as primeiras estimativas de *spillovers* brutos, já que não são consideradas variáveis tradicionais presentes em regressões de crescimento.

Tabela 2 – *Spillovers* Brutos de Crescimento
Variável dependente é g_y

⁶Relembre-se, neste sentido, que o estimador OLS é dado por $\hat{\rho} = \rho + ((\mathbf{W}\mathbf{g}_y)'(\mathbf{W}\mathbf{g}_y))^{-1}(\mathbf{W}\mathbf{g}_y)' \cdot \mathbf{E}$, e que a matriz \mathbf{W} tem seus elementos da diagonal principal nulos. Assim, enquanto que para séries de tempo a inexistência de correlação serial nos resíduos era condição suficiente para o não-viés do estimador, aqui tal condição não é suficiente.

W	
Contiguidade	
cte	0,057 (0,480)
ρ	0,635 (0,000)
σ	0,16553
AIC	-2,14803
SC	-2,05052

Obs.: p – *value* entre parênteses. σ corresponde ao desvio-padrão dos resíduos da regressão; AIC e SC referem-se, respectivamente, aos critérios Akaike e de Schwarz de informação.

As estimativas mostram que o parâmetro estimado é altamente significativo, ou seja, que uma média das taxas de crescimento do PIB per capita dos estados vizinhos tem importante papel na explicação da taxa de crescimento dos estados. Há, pois, forte evidências de *spillovers* regionais associados com as taxas de crescimento. O valor estimado para o parâmetro indica que um crescimento de 1% no PIB per capita dos estados vizinhos está associado a um crescimento de 0,63% do PIB per capita dos estados, isto é, mais da metade da alteração percentual é transferida para os estados vizinhos. Como lembram Moreno e Trehan (1997), porém, a especificação considerada não fornece informações a respeito das causas ou canais de atuação destes *spillovers*. Não é possível saber, então, em que medida, por exemplo, estes refletem ou podem ser explicados pelo comércio ou transferências de tecnologias entre os estados, choques regionais comuns ou taxas de investimento em capital físico e ou humano próximas entre estados vizinhos. O restante desta seção e as seções seguintes exploram estas possibilidades.

Dados as diferentes variáveis e processos pelos quais podem manifestar-se estes efeitos, em que medida os resultados obtidos são sensíveis à utilização de diferentes medidas de proximidade (geográficas ou não)? Tal questão é examinada aqui. Isto permite obter informações sobre a natureza da dependência dos *spillovers* de crescimento em relação a medidas de distâncias geográficas, por um lado, e sobre a importância relativa de medidas de proximidade não diretamente relacionadas com a distância, por outro. A este respeito, note-se que a medida de proximidade geográfica adotada na estimação acima só permite influência de estados vizinhos (adjacentes), sendo descartados os efeitos dos demais estados. Uma medida de proximidade geográfica alternativa pode considerar os efeitos destes outros estados. Da mesma forma, o comércio interestadual pode ser uma fonte importante de transmissão do crescimento entre os estados, servindo assim também como medida de proximidade.

Tais possibilidades são analisadas, seguindo sugestão dos autores supracitados, novamente a partir do modelo representado pelas equações (6) e (7) alterando-se a estrutura de ponderação para a influência do crescimento dos estados, isto é, alterando-se a matriz **W**. Primeiro, além da medida de proximidade geográfica antes utilizada, duas outras são consideradas: uma cujos elementos da matriz **W** são dados pelos inversos das distâncias entre os estados ao quadrado e outra cujos elementos desta matriz correspondem aos inversos das distâncias entre os estados. Note-se que ambas as medidas, diferentemente da matriz de contiguidade, atribuem pesos a todos os estados, embora estes decresçam com a distância. De fato, considerando as três medidas de proximidade geográfica utilizadas na ordem citada acima, tem-se uma ordenação com atribuição de pesos decrescentes para os vizinhos⁷.

⁷ Mais precisamente, enquanto que a matriz de contiguidade atribui peso apenas ao vizinhos (100%), os percentuais médios dos pesos atribuídos aos vizinhos entre os estados para as matrizes do inverso da distância ao quadrado e do inverso da distância estão, respectivamente, em torno de 57% e 34% dos pesos totais.

Segundo, partindo da noção de que quanto maior o tamanho relativo da economia do vizinho, maior possivelmente sua influência, é considerada uma matriz cujas medida de distância é ponderada pelos tamanhos relativos das economias em relação à economia em foco. Isto é feito multiplicando os pesos dados pelos inversos das distâncias pelo razão entre os produtos das economias. Por fim, considera-se uma matriz cujos elementos, w_{ij} , são dados pela participação do comércio interestadual entre as unidades i e j no comércio interestadual total da unidade i . Os resultados são apresentados na tabela abaixo, que também apresenta o resultado anteriormente obtido para facilitar comparações.

Tabela 3 – *Spillovers* Brutos de Crescimento Variável dependente é g_y

	W Contigui.	W Invers.dist ² .	W Invers.dist.	W Invers.dist. e pib (IV)	W Comércio (V)
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
Cte	0,057 (0,480)	0,067 (0,143)	0,090 (0,466)	0,101 (0,463)	0,053 (0,480)
ρ	0,635 (0,000)	0,577 (0,005)	0,457 (0,163)	0,401 (0,063)	0,666 (0,019)
σ	0,16553	0,16747	0,18630	0,17990	0,17888
AIC	-2,14803	-1,18299	-2,03587	-2,08695	-2,08496
SC	-2,05052	-1,08598	-1,93836	-1,98874	-1,98745

Obs.: p – *value* entre parênteses. σ corresponde ao desvio-padrão dos resíduos da regressão; AIC e SC referem-se, respectivamente, aos critérios Akaike e de Schwarz de informação.

As três primeiras regressões mostram os resultados quando diferentes medidas de proximidade geográfica são utilizadas, em ordem decrescente quanto aos pesos atribuídos aos vizinhos. O coeficiente de *spillover* mostra-se altamente significativo e com valores próximos nos dois primeiros casos e deixa de ser significativo quando a medida de proximidade utilizada é o inverso da distância. Note-se que este último caso corresponde à situação em que são menores as contribuições assumidas para os vizinhos e maiores para demais estados. Na regressão (IV) esta medida é ponderada pelos produtos relativos dos estados, permitindo maior efeito para estados de maiores produtos. O parâmetro passa a ser significativo, mas somente a 6,3%. As evidências favorecem, assim, a noção de que os efeitos interestaduais do crescimento tendem a ficar circunscritos aos estados mais próximos, e não são disseminados de forma significativa para regiões mais distantes. Note-se que, com base em todos critérios apresentados, o melhor ajuste é obtido quando se utiliza a matriz de contiguidade.

A última última coluna da tabela mostra os resultados quando os pesos da matriz \mathbf{W} são dados pelo comércio interestadual para o ano de 1985 o coeficiente obtido é significativo ao nível de 2% e tem seu valor muito próximo daquele obtido quando é utilizada a matriz de contiguidade.

De forma geral, assim, os resultados apontam para a consistência dos resultados obtidos quando se utiliza a matriz de contiguidade. Note-se, novamente, que apesar dos valores próximos para o coeficiente obtidos com a matriz dos pesos do comércio e com a matriz de contiguidade, tanto os valores para o desvio-padrão dos resíduos, como para os critérios de informação favorecem a especificação da regressão que utiliza a matriz de contiguidade. Ou seja, uma média ponderada das taxas de crescimento dos vizinhos parece melhor predictor da taxa de crescimento de dado estado que uma média da taxa de crescimento de seus parceiros comerciais. Este resultado e os obtidos com outras mediadas de proximidade geográficas justificam a preferência dada à matriz de

contiguidade como critério de ponderação dos estados na primeira seção e no restante do trabalho.

6. *Spillovers* Locacionais e Convergência

Esta seção aprofunda a investigação a respeito de possíveis causas ou canais que justificariam a importância da localização para a existência de *spillovers* de crescimento. Isto é feito, primeiro, adicionando-se às regressões variáveis determinantes do crescimento estadual, comumente utilizadas nas tradicionais regressões de crescimento, permitindo a observação da persistência de *spillovers* líquidos. O que remete diretamente à questão da convergência de renda per capita entre os estados, já que uma destas variáveis corresponde ao nível inicial de renda per capita. De fato, é possível que a presença destes *spillovers* reflita a distribuição marcadamente regional de alguns determinantes do crescimento.

6.1 *Spillovers* de Crescimento e Convergência Absoluta

O primeiro exercício de investigação corresponde à inclusão no modelo representado pelas equações (6) e (7) de variável tida como teoricamente fundamental para explicar a dinâmica de crescimento dos estados: o nível de produto per capita inicial dos estados. Além disto, a partir da perspectiva do Modelo Neoclássico de Crescimento, a inclusão apenas desta variável permitiria testar se os estados da amostra estariam convergindo para um nível de produto per capita de longo prazo comum, situação conhecida nesta literatura como convergência absoluta (Barro e Sala-I-Martin, 1995). É possível que as influências locacionais no crescimento sejam já captadas, ao menos em parte, por dinâmicas de crescimento e convergência com padrão regional definido.

A reespecificação do modelo anterior é, pois, dada pelas seguintes equações:

$$g_y = \rho W g_y + \beta y_0 + E \quad \text{ou} \quad (9)$$

$$(I - \rho W) g_y = \beta y_0 + E \quad (10)$$

onde y_0 corresponde ao produto per capita dos estados de 1985. A correspondente função de log. verossimilhança a ser maximizada é, por sua vez, dada por:

$$L = -\frac{n}{2} \ln \pi - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 + \ln |I - \rho W| - \frac{((I - \rho W) g_y - \beta y_0)' ((I - \rho W) g_y - \beta y_0)}{2\sigma^2} \quad (11)$$

O expediente aqui, assim, é semelhante àquele levado a efeito por Magalhães et al. (2000). A diferença é de perspectiva; enquanto que aqueles autores estudam os impactos de autocorrelações espaciais no possível processo de convergência entre os estados, o interesse aqui é sobre o impacto da possível dinâmica de convergência sobre *spillovers* de crescimento. Os resultados encontram-se na tabela abaixo, onde também são apresentados a regressão tradicional de convergência (OLS) e testes para dependência espacial e de especificação a partir dos resíduos da regressão com OLS.

Tabela 4 – *Spillovers* líquidos e convergência Absoluta - variável dependente é g_y

	OLS	ML
cte	1,207 (0,049)	1,022 (0,051)
y_0	-0,129 (0,085)	-0,117 (0,070)
ρ	-	0,490 (0,010)
\bar{R}^2	0,0850	-
σ	0,18629	0,15834
AIC	-	-4,51167
Testes para Diagnóstico da Dependência Espacial		
Moran's I	$LM_{\rho\psi}$	LM_{ρ} Robusto
2,473 (0,003)	7,078 (0,029)	3,809 (0,051)

Obs.: p – *value* entre parênteses. σ corresponde ao desvio-padrão dos resíduos da regressão; AIC refere-se ao critério Akaike de informação. Todos os testes de dependência espacial têm como hipótese nula a ausência desta dependência. O teste bidirecional $LM_{\rho\psi}$ tem distribuição χ_2^2 , já o teste LM_{ρ} tem distribuição χ_1^2 .

Os resultados para a regressão com o estimador OLS confirmam, para os níveis tradicionais de significância, a inexistência de convergência do produto per capita para os estados. Por sua vez, o valor do coeficiente de *spillover* de crescimento, apesar de diminuir, continua considerável (preserva aproximadamente 80% do seu valor anterior) e permanece significativo ao nível de 1%. Isto, reafirme-se, a despeito do mercado padrão de concentração regional dos níveis de produto per capita. As evidências para a estimação ML também não modificam significativamente o resultado quanto à convergência.

Os três testes com base nos resíduos desta regressão OLS indicam a hipótese de dependência espacial não pode ser rejeitada e, em certa medida, confirmam os resultados obtidos, dada a significância dos valores. A estatística de Moran (I) e o teste $LM_{\rho, \psi}$ fornecem evidências mais gerais em favor de uma reespecificação do modelo que considere explicitamente a dependência espacial (o subscrito ψ refere-se ao coeficiente de uma especificação assumindo explicitamente a dependência espacial dos erros)⁸. Já o teste LM_{ρ} robusto favorece a reespecificação do modelo estimada (equações (9) e (10))⁹. Note-se que as evidências aqui encontradas sobretudo para o coeficiente captando as influências dos vizinhos, ρ , diferem daquelas encontradas por Magalhães et al. (2000) para diferentes subperíodos no intervalo 1970-95 (1970-95, 1970-80, 1980-95). De fato, nestas evidências o parâmetro ρ aparece significativo apenas para o período 1970-80. O que talvez possa ser explicado pelos diferentes períodos e amostra de estados estudados.

6.2 *Spillovers* de Crescimento, Convergência Condicional e Capital Humano

Os resultados acima mostraram que os efeitos do crescimento do produto per capita dos vizinhos sobre as economias estaduais continuam significativos quando são consideradas tais influências dentro de uma possível dinâmica de convergência de renda entre estes estados. Ou seja, apenas parcialmente a presença dos *spillovers* espaciais

⁸ Especificamente, a hipótese alternativa é de que a dependência espacial se faz presente nos erros através de uma especificação do tipo da equação (13) mostrada adiante.

⁹ Ver, a respeito, Anselin e Hudak (1992) e Anselin, Bera, Florax e Yoon (1996).

pode ser explicado pelo estágio de desenvolvimento dos estados. Nesta seção, a análise é estendida a partir da inclusão de dois novos conjuntos de variáveis, vistas como determinantes da dinâmica de crescimento das economias e responsáveis por padrões regionais comuns de comportamento: o investimento em capital humano e variáveis *dummies* regionais. Dois questionamentos motivam a investigação.

A inclusão de variáveis *dummies* regionais visa verificar se *spillovers* espaciais obtidos acima podem ser explicados por características comuns aos estados de determinada região. Note-se que isto inclui o conjunto de variáveis que apresentam padrão regional de comportamento. Este é o caso, por exemplo, de variáveis geográficas (temperatura, latitude, chuvas, etc). Com efeito, Azzoni, Menezes, Menezes e Silveira Neto (2000) mostraram que tais variáveis exerceram importantes influências no crescimento da renda per capita dos estados brasileiros no período 1981-96.

No caso do capital humano, segue-se a sugestão de Mankiw, Romer e Weil (1992) de incorporar a dinâmica de acumulação do capital humano no modelo de Solow obtendo assim melhor desempenho empírico. Note-se que, como o nível inicial do produto per capita, tal variável apresenta marcada distribuição regional, isto é, estados próximos tendem a apresentar taxas de investimento em capital humano e níveis de educação similares. Assim, é possível que os *spillovers* de crescimento, em verdade, manifestem-se através deste determinante do crescimento. Adicionalmente, como mostraram Benabib e Spiegel (1994), o capital humano pode ter um papel importante na dinâmica de crescimento não apenas como um fator de produção adicional na função de produção das economias, mas também nas possibilidades de absorção do progresso técnico de economias mais avançadas. É possível, então, que os níveis estaduais similares de educação para os estados próximos reflitam-se em possibilidades de absorção de tecnologia, e assim crescimento, também próximas.

Com a inclusão destes conjuntos de variáveis, a reespecificação do modelo estimado na subseção anterior é dada por:

$$g_y = \rho W g_y + X\beta + E \quad \text{ou} \quad (12)$$

$$(I - \rho W)g_y = X\beta + E, \quad (13)$$

onde agora X é uma matriz contendo as variáveis explicativas renda inicial, *dummies* regionais e variável de capital humano dos estados e β é o vetor de parâmetros associado¹⁰. Note-se, novamente, que esta é uma típica regressão de convergência, agora condicional, uma vez que são explicitadas diferenças nos determinantes do crescimento das economias (no caso, variável de capital humano), onde são adicionados apenas os efeitos decorrentes do crescimento dos vizinhos. Como na subseção anterior, porém, o interesse aqui é menos nesta dinâmica de convergência por si, centrado-se, sobretudo, na investigação dos canais de atuação dos *spillovers* de crescimento.

Como *proxy* do investimento em capital humano é utilizado índice de educação fornecido pelo IPEA/PNUD (1998), tomada para o ano de 1981; além desta, a média de anos de estudos da população foi utilizada, *proxy* do estoque de capital humano, com seu valor para o ano de 1985, com resultados qualitativamente inalterados. Os resultados, inclusive para a estimação por OLS, são apresentados na tabela abaixo.

Tabela 5 – *Spillovers* Líquidos e Convergência Condicional

¹⁰ A função de log. verossimilhança é muito similar à aquela dada pela equação (9), alterando-se apenas o último termo com a inclusão da variável investimento em capital humano. O modelo corresponde, dentro da taxinomia proposta por Anselin (1988) para modelos espaciais lineares, ao *regressive-spatial autoregressive model*.

Variável dependente é g_v			
	ML (I)	ML (II)	OLS (III)
cte	2,698 (0,000)	2,691 (0,000)	2,836 (0,002)
y_0	-0,344 (0,000)	-0,358 (0,000)	-0,404 (0,001)
<i>Educa</i>	-	0,224 (0,338)	0,699 (0,281)
<i>DSE</i>	0,387 (0,000)	0,351 (0,003)	0,290 (0,073)
<i>DSUL</i>	0,393 (0,000)	0,360 (0,003)	0,318 (0,047)
<i>DCO</i>	0,317 (0,000)	0,294 (0,001)	0,261 (0,016)
<i>DNO</i>	0,079 (0,109)	0,055 (0,247)	0,009 (0,920)
ρ	0,358 (0,040)	0,309 (0,055)	-
σ	0,104898	0,105174	0,129759
AIC	-5,046170	-4,980029	-
\bar{R}^2	-	-	0,5561
MORAN's I	0,624 (0,260)		

Obs.: p – *value* entre parênteses. σ corresponde ao desvio-padrão dos resíduos da regressão; AIC refere-se ao critério Akaike de informação.

A primeira coluna apresenta os resultados quando apenas são adicionados ao modelo anterior as *dummies* regionais, com omissão da região Nordeste. Obtém-se, então, a convergência condicional e coeficientes para as *dummies* com sinais esperados (apenas para a região Norte o coeficiente é não significativo). O valor para o coeficiente *lag* espacial sofre nova redução, mas continua significativa; o que indica que este capta também efeitos não relacionados com as variáveis regionais. Ou seja, os *spillovers* também não são inteiramente explicados por características regionais comuns. A segunda coluna mostra os resultados com a inclusão da variável educacional (índice de educação)¹¹, que não se mostra significativa. De fato, os valores de demais coeficientes sofrem muito poucas alterações, o que indica que, dado o mercado padrão regional da distribuição desta variável, sua influência sobre o crescimento já capturada pelas *dummies* regionais. Aqui, o valor para o coeficiente *lag* espacial sofre pequena redução, mas continua significativa, agora a 5,5%. Por fim, note-se que a estatística de Moran, obtida dos resíduos da regressão da coluna terceira, indica, agora, ausência de dependência espacial.

7. *Spillovers* Locacionais Setoriais

Em que medida as influências interestaduais de crescimento identificadas acima podem ser explicadas ou refletem interações presentes a partir das dinâmicas de crescimento das produtividades setoriais? Ou seja, economias vizinhas com elevado crescimento, por exemplo, da produtividade industrial ou agrícola afetariam positivamente o crescimento, respectivamente, da produtividade industrial ou agrícola de dada economia? Tal questão é investigada aqui considerando-se os setores Agropecuário e Industrial (Transformação e Extrativa Mineral)¹². Note-se, a este respeito, que Silveira Neto e Azzoni (2000) mostraram que, dada pouca variância e pouca variabilidade no tempo da relação pessoal ocupado/população no período 1981-97, a dinâmica do produto per capita dos estados brasileiros reflete em boa medida a

¹¹ O resultado não sofre alteração quando são utilizados os anos médios de educação, ao invés do índice de educação.

¹² A consideração apenas destes dois grandes setores, deixando-se de lado o setor de serviços e subsetores, é explicada pela disponibilidade de dados confiáveis para os 25 estados considerados.

dinâmica do produto por trabalhador agregado destes, que, por sua vez, é explicada pelo comportamento do produto por trabalhador dos setores¹³.

A seguir são consideradas então evidências sobre a presença de *spillovers* locais de crescimento do produto por trabalhador dos dois setores mencionados acima, respectivamente, para os períodos 1985-96 e 1985-97. O expediente segue de perto o já executado para o produto per capita dos estados: inicialmente evidências são obtidas a partir de estatísticas espaciais e posteriormente é considerado o modelo econométrico representado pelas equações (6) e (7).

7.1 2 *Spillovers* Setoriais: Evidências Estatísticas

As duas figuras abaixo apresentam, utilizando-se a mesma matriz de contiguidade **W**, o Moran's *scatterplot* para o crescimento da produtividade do trabalho dos setores agropecuário e industrial. Fig.4 – Moran's *scatterplot*- Cresc. da produtividade do trabalho

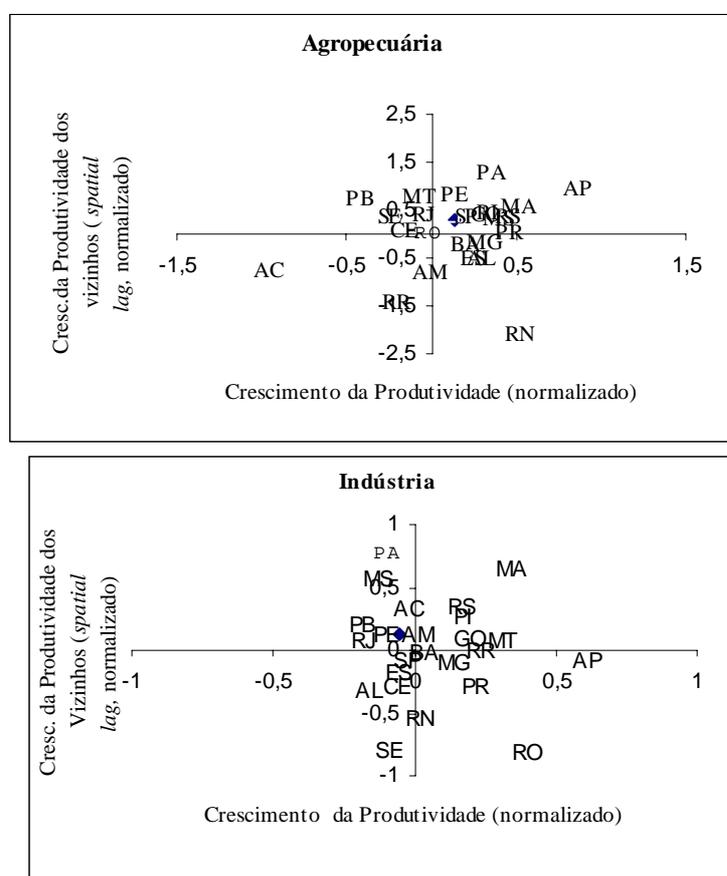


Figura 4 – Moran's *scatterplot*- cresc. da produtividade do trabalho

Figura 5 – Moran's *scatterplot*- cresc. da produtividade do trabalho

Diferentemente do encontrado para o crescimento do produto per capita (figura 3), não parece haver para o crescimento da produtividade do trabalho dos setores agropecuária e industrial padrões regionais definidos de comportamento. Isto é, estados com desempenho de produtividade acima (abaixo) da média não tendem a ter seus vizinhos com desempenho similar: não há uma tendência de concentração, para os dois

¹³ Tais autores mostraram, por exemplo, que os resultados quanto à convergência de renda per capita entre os estados pouco se alteram quando, ao invés do produto per capita, é utilizado o produto por trabalhador.

setores, de ponto nos quadrantes I e III. O resultado é significativo e, ao menos para a agropecuária, onde as dotações físicas têm mais destaques, apresenta certa surpresa. Contudo, as estatísticas de Moran (equação (2)) apresentadas abaixo para o crescimento da produtividade destes setores, novamente utilizando-se a matriz de contiguidade **W**, confirmam a ausência de padrão regional de crescimento do produto por trabalhador dos setores.

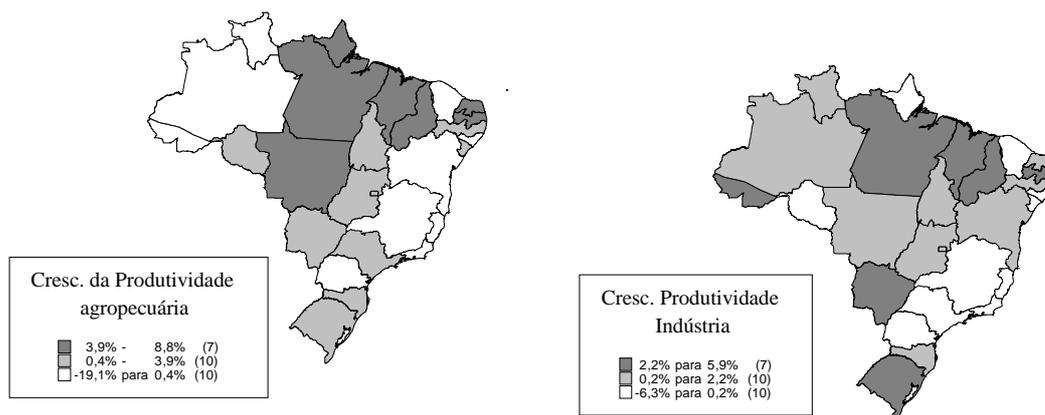
Tabela 7 – Teste de Dependência Espacial
I de Moran para o Crescimento
do Produto por Trabalhador

Agropecuária	Indústria
1,171 (0,121)	0,285 (0,388)

Obs.: *p-value* entre parênteses

As estatísticas de correlação espacial I de Moran para o crescimento da produtividade do trabalho dos setores não se mostram significantes aos padrões tradicionais. Em particular, a significância para a agropecuária só é aceita a 12,1%. Em verdade, sobretudo para a indústria, tais resultados estatísticos confirmam, com mais rigor, a impressão casual causada pela observação em mapas geográficos do país do desempenho das produtividades dos setores considerados, apresentados abaixo.

Figuras 6 e 7- Crescimento do Produto por Trabalhador



Para o setor industrial, por exemplo, dos sete estados de melhor performance, RS, MS, AC, PB, PA, MA e PI, apenas os três últimos são estados vizinhos (e nem o são simultaneamente). Há aqui, de fato, uma distribuição por todos os espaços do território dos estados de desempenho mais elevados. Para o caso da agropecuária, embora os estados com desempenho superior estejam relativamente próximos, muitos não são vizinhos, o que, neste caso, aponta para uma possível fraqueza da matriz utilizada.

7.2 *Spillovers* Setoriais: Evidências Econométricas

Apesar dos resultados acima, foram obtidas, adicionalmente, evidências sobre a importância da localização para a presença de *spillovers* de crescimento da produtividade do trabalho dos dois setores acima referidos. O modelo estimado corresponde àquele representado pelas equações (6) e (7) da seção 5, onde é utilizada a matriz **W** (contiguidade) como estrutura de interação entre os estados. Os resultados são apresentados na tabela abaixo.

Tabela 8 – *Spillovers* de Crescimento para o Produto por Trabalhador

	Agropecuária	Indústria
Cte	0,017 (0,449)	0,071 (0,172)
ρ	0,245 (0,176)	0,009 (0,486)
σ	0,674328	0,367709
AIC	-1,552019	-2,967340

Obs.: p – *value* entre parênteses. σ corresponde ao desvio-padrão dos resíduos da regressão; AIC refere-se ao critério Akaike de informação.

Os resultados econométricos são consistentes com as evidências estatísticas já levantadas. Aqui, o coeficiente de *spillovers* não se mostra significativo, para padrões tradicionais, em nenhum dos casos. Para a agropecuária este só é significativo a 17,6%; para a indústria, nem a este nível, sendo o valor do coeficiente, além disto, muito próximo de zero.

As evidências indicam, assim, que, a despeito da forte presença de *spillovers* de crescimento do produto per capita, tais efeitos não refletem influências regionais através do crescimento do produto por trabalhador dos setores agropecuário e industrial. O resultado parece substantivo, merecendo duas qualificações. É possível que parte da explicação esteja no elevado grau de agregação setorial utilizado. Desagregações em ambos os grandes setores utilizados possivelmente revelariam maiores dependências regionais intra-setoriais. Note-se, além disto, que a investigação acima não esgota as possibilidades de influências regionais setoriais, ou seja, os instrumentos estatísticos e modelo econométrico utilizados não permitem capturar possíveis influências regionais inter-setoriais. Assim, apesar da influência regional intra-setorial estar ausente, ao menos no nível de agregação considerado, determinado setor de uma economia pode ter seu desempenho influenciado pela dinâmica de diferentes setores das economias vizinhas, o que pode explicar os efeitos encontrados de forma agregada.

Esta última perspectiva é defendida, por exemplo, por Glaeser et al. (1992) em estudo do crescimento das cidades. Ao menos para *spillovers* de conhecimento, estes autores defendem a idéia de que efeitos inter-setoriais, mais que efeitos entre firmas de um mesmo setor, são mais importantes para o crescimento de uma economia. Mais recentemente, Gracia-Milá e McGuirre (1998) oferecem evidências para os estados americanos de que a variedade do *mix* produtivo setorial tem influência positiva no crescimento do emprego regional.

Uma outra consideração importante diz respeito à relação dos resultados encontrados com os padrões de especialização do comércio interestadual no período analisado. Os dados de comércio interestadual obtidos do CONFAZ para os anos de 1985 e 1997 mostram tendência de aumento relativo do intercâmbio inter-regional e diminuição do intercâmbio intra-regional, ou seja, aumento relativo do comércio entre estados mais distantes ou não próximos. Como o comércio pode ser um importante canal de influências interestaduais, os resultados obtidos para os setores agropecuário e industrial, fundamentalmente de bens *tradebles*, são consistentes com estes novos padrões de comércio.

8. Conclusões

Este trabalho procurou fornecer evidências empíricas sobre a importância da localização para o crescimento do produto per capita dos estados brasileiros. A tarefa foi levada a efeito investigando-se diretamente a presença destes efeitos antes da inclusão

de variáveis tradicionalmente importantes das regressões de crescimento, uma vez que a presença destas pode limitar o conhecimento destes efeitos, e explorando-se possíveis influências interestaduais intra-setoriais. Os resultados estatísticos e econométricos mostraram que existem importantes influências do crescimento de economias vizinhas sobre o crescimento das economias estaduais, isto é, *spillovers* de crescimento regionais entre os estados, embora não reflitam influências através dos setores agropecuário e industrial.

As várias medidas de proximidade utilizadas mostraram, além disto, que tais *spillovers* são sobretudo importantes entre estados mais próximos ou vizinhos, diminuindo fortemente seus efeitos com a distância entre os estados. O trabalho apresenta outro resultado importante relacionado com as medidas de proximidade: o crescimento (ponderado) dos produtos per capita dos estados vizinhos tende a ser mais importante como previsor do crescimento dos estados que o crescimento (ponderado) de seus parceiros comerciais. Assim, também para o caso dos estados brasileiros, a proximidade parece importar mais do que apenas pelas razões vinculadas ao comércio.

Quando importantes determinantes do crescimento dos estados (potenciais canais de atuação dos efeitos interestaduais) também são considerados nas regressões, o coeficiente da variável utilizada para captar os *spillovers* regionais permanece significativo para o caso do produto per capita inicial dos estados e variáveis *dummies* regionais, embora apresente diminuição de aproximadamente metade do seu valor. O que indica que apenas parte destes efeitos são explicados pelos estágios de desenvolvimento comuns (mesma dinâmica de convergência) e por características regionais comuns aos estados. Note-se, a este respeito, em vista dos resultados destacados por Azzoni, Menezes, Menezes e Silveira Neto(2000) sobre a importância das variáveis geográficas para o desempenho econômico dos estados, que os impactos interestaduais de crescimento não são inteiramente explicados por tais variáveis.

Por fim, investigou-se em que medida tais influências entre os estados refletiriam influências interestaduais através dos setores agropecuário e industrial. Aqui os resultados mostram que os efeitos agregados encontrados não têm como contrapartida *spillovers* de crescimento da produtividade do trabalho destes setores. Ou seja, não foram encontradas influências regionais a partir da dinâmica dos setores. O que talvez seja explicado pela possível maior influência inter-setorial e ou grau de agregação utilizado no trabalho.

Bibliografia

- Ades, A.F. e Chua, H.B. (1997). “Thy Neighbor’s Curse: Regional Political Instability and Economic Growth”, *Journal of Economic Growth*, 2, pp.279-304.
- Ades, A.F. e Glaeser, E.L. (1994). “Evidence on Growth, Increasing Returns and the Extent of the Market”, NBER, Working Paper n.4714.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic.
- Anselin, L. e Bera, A (1998). “Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics”, in A. Ullah e D. ed., *Hanbook of Applied Economic Statistics*, Giles:Marcel Dekker.
- Anselin, L. e Florax, R.J.G.M. (1995). *New Directions in Spatial Econometrics*. Berlim: Springer.
- Anselin, L. e Hudak, S. (1992).”Spatial econometrics in Praticce”, *Regional Science and Urban Economics*, 22, 509-536.
- Arrow, K. (1962). “The Economic Implications of Leranig by Doing”, *Review of Economic Studies*, June.

- Azzoni, C.R. (1997). Concentração Regional e Dispersão das Rendas Per Capita Estaduais: análise a partir das séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995, *Estudos Econômicos*, v.27, n.3, pp. 341-93.
- Azzoni, C.R., Menezes, N., Menezes, T. & Silveira Neto, R. (2000). Geography and Income Convergence Among Brazilian States, Interamerican Development Bank (Research Network Working Papers; R-395).
- Barro, R. J. e Xavier Sala-I-Martin (1997). Technological Diffusion, Convergence, and Growth. *Journal of Economic Growth*, vol. 2, pp.1-26.
- Benhabib, J. e Spiegel, M.M. (1994). "The Role of Human Capital in Economic Development : Evidence from Aggregate Cross-country Data", *Journal of Monetary Economics*, 34, pp.143-173.
- Case, A. (1992). "Neighborhood Influence and Technological Change", *Regional Science and Urban Economics*, 22, pp.491-508.
- Case, A. e Rosen, H.S. (1993). "Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence", *Journal of Public Economics*, 52, pp.285-307.
- Chua, H. (1993). "Regional Spillovers and Economic Growth", Yale University, Economic Growth Center, center Discussion Paper n.700, september.
- Cliff, A. e Ord, J.K. (1973). Spatial Autocorrelation. London: Pion.
- (1981). Spatial Processes: Models and Applications. London: Pion.
- Easterly, W. e Levine, R. (1995). "Africa's Growth Tragedy: A Retrospective, 1960-89", World Bank, Policy Research Working Paper n.1503.
- García-Milá, T. e McGuire, T.J. (1998). "A Note on the Shift to a Service-based Economy and the Consequences for Regional Growth", *Journal of Regional Science*, v.38, N.2, 353-363.
- Glaeser, E.L., Kallal, H.D., Scheickman, J.A. e Shleifer, A. (1992). "Growth in Cities", *Journal of Political Economy*, 100, 1126-1152.
- Goodfriend, M. e McDermott, J. (1994). "A Theory of Convergence, Divergence and Overtaking", Mimeo.
- Griffith, D. (1996). "Some guidelines for specifying the geographic weights matrix contained in spatial statistical models", in *Practical Handbook of Spatial Statistics*, edited by L. Anselin e R. Florax.
- IBGE (1999). Contas Nacionais: Contas Regionais, Rio de Janeiro: IBGE.
- Lucas, R. (1988). "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22, pp.3-42.
- Magalhães, A., Hewings, G. e Azzoni, C.R. (2000). "Spatial Dependence and Regional Convergence in Brazil", Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia, Campinas.
- Moreno, R. e Trehan, B. (1997). "Location and the Growth of Nations", *Journal of Economic Growth*, 2, pp.399-418.
- Mossi, M.B., Aroca, P., Fernández, I.J. e Azzoni, C.R. (2000). "Growth Dynamics and Space in Brazil", Mimeo.
- Murphy, K., Shleifer, A., Vishny, R.W. (1989a). "Income Distribution, Market Size and Industrialization", *Quarterly Journal of Economics*, 104, pp.537-564.
- (1989b). "Industrialization and the Big Push", *Journal of Political Economy*, 97, pp.1003-1026.
- Odland, J. (1987). Spatial Autocorrelation. Newbury Park: SAGE.
- Rey, S.R. (1999). "Spatial Empirics for Economic Growth and Convergence", Mimeo, UCSD, USA.
- Rey, S.R. e Montouri, B.D. (1998). "US regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective", *Regional Studies*, v.33(2), pp.143-156.

- Romer, P. (1986). Increasing Returns and Long Run Growth”, *Journal of Political Economy*, vol.94, pp.1002-1037.
- Silveira Neto e Azzoni (2000). Radiografando a Convergência Regional: Fontes Setoriais e Mudanças Estruturais. Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia (Anpec), Campinas.