Clubes de convergência no Brasil: uma abordagem com correção espacial

André Matos Magalhães (UFPE)

Resumo:

Desde o trabalho de Baumol (1986) a existência ou não de convergência de renda entre países ou mesmo entre unidades subnacionais tem sido amplamente discutida na literatura econômica. No Brasil em particular, tem-se, entre outros, os estudos de Ferreira e Ellery Jr. (1996) e Azzoni (1997, 1999, 2001) que encontram indicações de convergência entre os estados brasileiros. O presente artigo inclui a discussão sobre convergência no Brasil a possibilidade de *spillovers* geográficos e da clubes de convergência para uma amostra de estados brasileiros. A análise econométrica, realizada para o período 1986-95, não encontrou evidências de convergência absoluta na amostra. Entretanto, dois clubes de convergência foram encontrados após a correção da dependência espacial. Os resultados indicam que os estados do Nordeste e parte do Norte estão ficando para trás com relação aos demais estados do país e parece existir uma "verdadeira" interação espacial entre os estados brasileiros.

Palavras-chave: convergência; clubes; dependência espacial.

Abstract:

Since the work of Baumol (1986) the existence or not of convergence of income among countries has been discussed thoroughly in the economic literature. In Brazil in particular, it is had, among other, Ferreira and Ellery Jr. (1996) and Azzoni (1997, 1999, 2000) that find indications of convergence among the Brazilian states. The present article includes to the discussion on convergence in Brazil the possibility of geographical spillovers and of the convergence clubs for a sample of Brazilian states. The econometric analysis, accomplished for the period 1986-95, did not find evidences of absolute convergence in the sample. However, two convergence clubs were found after the correction of the space dependence. The results indicate that the states of the Northeast and some of the North are being left behind in terms of per capita income with respect to the other states of the country, the data also indicate the existence of a "true" special interaction among the Brazilian states.

Key words: convergence; clubs; spatial dependence.

Área de classificação da ANPEC: 05R
Cod. JEL: R11

1 Introdução

Desde o trabalho de Baumol (1986) a existência ou não de convergência de renda entre países ou mesmo entre unidades subnacionais tem sido amplamente discutida na literatura econômica. No Brasil em particular, tem-se, entre outros, os estudos de Ferreira e Ellery Jr. (1996) e Azzoni (1997, 1999, 2000) que encontram indicações de convergência entre os estados brasileiros.

Por tratar de unidades com referência geográfica, como países ou estados, é apenas natural que se questione a existência de *spillovers* no processo de crescimento econômico dessas unidades. Mas especificamente, parece razoável supor que o processo de crescimento de um determinado estado seja afetado pelo desempenho de estados que estão próximos a ele. Apesar de parecer uma questão simples, não foi até recentemente com os trabalhos de Rey e Montouri (1999), para os Estados Unidos, e Fingleton (1999) para a Europa que os *spillovers* espaciais foram explicitamente incorporados à questão da convergência de renda entre estados. No caso específico do Brasil, Magalhães et al (2000) e Mossi et al (2000) encontram evidências de dependência espacial entre os estados quando considerando a questão de convergência da renda per capita estadual.

Uma questão pertinente à discussão de convergência regional de renda, que parece ainda não devidamente tratada no caso do Brasil, é com relação à possibilidade de blocos ou clubes de convergência. Mesmo que os resultados encontrados para o Brasil não indiquem a existência de convergência entre os estados, é possível que clubes de renda per capita estejam se formando. Com relação a essa possibilidade, a análise espacial apresentada por Magalhães et al (2000) sugere que os estados do Nordeste do Brasil estejam formando um grupo especifico de renda enquanto que os estados do Sul e Sudeste participam de outro grupo.

O presente trabalho tem como objetivo explicitar a questão dos clubes de convergência no Brasil a partir da análise dos *gaps* de renda per capita entre os estados, utilizando uma abordagem apresentada em Chatterji e Dewhurst (1996). A abordagem para estimação de clubes aqui utilizada necessita de que um estado se apresente como o de maior renda per capita durante todo o período analisado. No caso do Brasil tal estado é São Paulo. Dada a já encontrada evidência de dependência espacial no caso brasileiro, o trabalho incluirá também uma análise espacial do problema, verificando a existência de dependência espacial entre os estados e a corrigindo se necessário. A análise incluirá o período 1986-95 o que permitirá a inclusão de um maior número de estados na análise do que seria possível se o período for estendido para datas anteriores a 1986. A ampliação da amostra em corte transversal serve para aumentar os graus de liberdade da regressão ao mesmo tempo em que é importante para a dimensão da matriz de pesos espaciais que será utilizada.

Os resultados iniciais não indicaram a existência de β-convergência nem a existência de clubes de convergência, mas, uma forte dependência espacial foi verifica nos dados. Uma vez corrigida a autocorrelação espacial foi possível observar a presença de clubes. A próxima seção apresenta uma rápida revisão sobre convergência que inclui a abordagem de clubes de convergência que será aqui adotada. A seção 3 introduz a questão da dependência espacial, enquanto que na seção 4 os dados são discutidos. Na seção 5 são apresentados os resultados empíricos encontrados e a seção 6 traz as conclusões do trabalho.

2 Convergência

Nos últimos 15 anos a área de crescimento econômico tem sido extensamente tratada na literatura econômica. A idéia central que move tal área é a de identificar quais os fatores que geram crescimento de longo prazo. Uma questão natural que surge dessa discussão é a relacionada à possibilidade de que economias mais pobres alcancem os níveis de renda das economias mais ricas, ou seja, a possibilidade de que a diferença entre os países ou regiões, em termos de renda per capita, diminua ao longo do tempo.

A existência de convergência é encontrada teoricamente em modelos construídos a partir de um modelo de crescimento onde o progresso tecnológico é exógeno e a função de produção apresenta retornos decrescentes em cada um dos fatores isoladamente. Essas hipóteses permitem situações onde o crescimento econômico dos países mais ricos tenderia a se esgotar devido aos retornos decrescentes dos investimentos adicionais. Dessa forma, se a taxa de progresso tecnológico é constante e idêntica entre todos os países, e se a poupança é a mesma em todos os países, os países mais pobres tenderiam a apresentar uma maior taxa de crescimento econômico e acabariam por alcançar o mesmo nível de renda dos países mais ricos. Esse tipo de convergência é chamada de absoluta, no sentido em que todos os países convergiriam para o mesmo nível de renda per capita no longo prazo.

Várias críticas a esse modelo são encontradas na literatura e tratam de pontos como a possibilidade de retornos constantes de escala na razão capital/trabalho na função de produção agregada, a inclusão de capital humano e o fato de que economias diferentes podem ter diferentes parâmetros na função de produção. Tanto no caso de retornos constantes no capital, como no modelo *AK*, como no caso da inclusão do capital humano, a implicação é de que os países mais ricos podem continuar crescendo a taxas mais elevadas dos que os países mais pobres indefinidamente, o que sugere que o processo de convergência não se verificaria (ver, por exemplo, Barro e Sala-i-Martin, 1992 ou Obstefeld e Rogoff, 1996 para uma extensão desses modelos). A questão das economias apresentarem parâmetros diferentes nas suas funções de produção implica na possibilidade de diferentes níveis de estado estacionário e, consequentemente, no fato de que os países não tendem a igualar as suas rendas, mas convergem para um ponto onde a diferença entre eles é estável. Esse tipo de convergência é conhecido na literatura como condicional (ver Barro e Sala-i-Martin, 1991).

O presente trabalho tratará apenas da convergência absoluta. Também não serão tratados os modelos de convergência de séries temporais ou convergência estocástica (para uma ilustração em tais modelos ver Carlino e Moinhos, 1996 e Bernard e Durlauf, 1995). Utilizando a idéia acima exposta de que os países mais pobres tenderiam a alcançar a renda per capita dos países mais ricos, é possível lançar mão de dois critérios para verificar tal convergência. O primeiro é a idéia de convergência σ, onde o desvio padrão ou o coeficiente de variação (CV) é utilizado para medir a dispersão de corte transversal do logaritmo da renda per capita ao longo do tempo. Uma diminuição no desvio padrão indicaria convergência enquanto que um aumento indicaria divergência (ver Barro e Sala-i-Martin, 1991). Uma outra forma de mensurar convergência é através da idéia de β-convergência, descrita a seguir.

2.1 β -Convergência

Como visto acima, a convergência absoluta ou não-condicional está baseada na idéia que, se países pobres crescem mais rapidamente do que os mais ricos, a renda per capita dos primeiros alcançaria a dos últimos.

O modelo simples é determinado em (1):

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \qquad (1)$$

$y_{i,t}$ é a renda de capita do estado *i* no ano *t*, α é uma constante e β é o coeficiente a ser estimado.[1] Os erros $\varepsilon_{i,t}$ têm por suposição uma distribuição normal e são independentes e identicamente distribuídos. A variável dependente é então a taxa de crescimento entre o período *t* e o período *t + T*, enquanto a variável independente é o log da renda per capita no período inicial. Convergência requer que β seja negativo em (1). Chatterji (1992) mostrou que para garantir que a discrepância de renda per capita diminua do período inicial ao final, i.e., β-convergência implica σ-convergência, e para os estados chegarem a um estado estacionário é necessário que $-2 < \beta < 0$.[2]

2.2 Clubes de convergência

O modelo de convergência simples apresentado acima indica a existência ou não de convergência entre as unidades, no presente caso os estados estudados. A não existência de convergência para toda a amostra não implica, necessariamente, que não existe qualquer tendência de redução de disparidade de renda entre os estados. É possível que, embora não existam evidências de convergência global, alguns estados estejam se aproximando uns dos outros em termos de renda per capita. Esses estados, então, formariam grupos ou clubes de convergência. É possível, ainda, que quando os clubes estão se formando uma regressão baseada na equação (1) possa indicar a existência de convergência global, quando de fato os estados não estarão todos convergindo para o mesmo nível de renda. Assim sendo, mesmo que haja indicação de convergência global, se faz importante verificar se o que esta sendo capturado pelos resultados não seria a formação de clubes.

A idéia de clubes de convergência foi previamente abordada por Quah (1996), entretanto, a abordagem aqui adotada, baseada em Chatterji e Dewhurst (1996), permite que os clubes sejam identificados sem que a amostra seja subdividida em grupos. O ponto de partida da idéia de clubes de convergência permanece a equação (1) para a β-convergência. A variável de interesse no modelo se torna o logaritmo da razão entre $\max_i(Y_i)$ e Y_i, onde $\max_i(Y_i)$ representa o estado de maior renda per capita. Assim, o modelo pode ser apresentado por:

$$ln\left(\frac{Y_{S,t+\tau}}{Y_{i,t+\tau}}\right) = (1+\beta)\,ln\left(\frac{Y_{S,t}}{Y_{i,t}}\right) \qquad (2)$$

---

[1] A equação (1) pode ser vista como uma aproximação da equação de convergência apresentada em Barro e Sala-i-Martin (1992). A taxa de convergência é obtida como ln(β+1)/-*k*, onde *k* é o número de anos incluído no período.

[2] Chatterji (1992) denominou de convergência fraca o caso no qual $\beta < 0$ e de convergência forte o caso no qual $-2 < \beta < 0$.

onde $Y_S = \max_i(Y_i)$. Convergência fraca ocorre quando o coeficiente (1 + β) é menor que um, enquanto que a convergência forte aconteceria se o coeficiente fosse maior que –1.

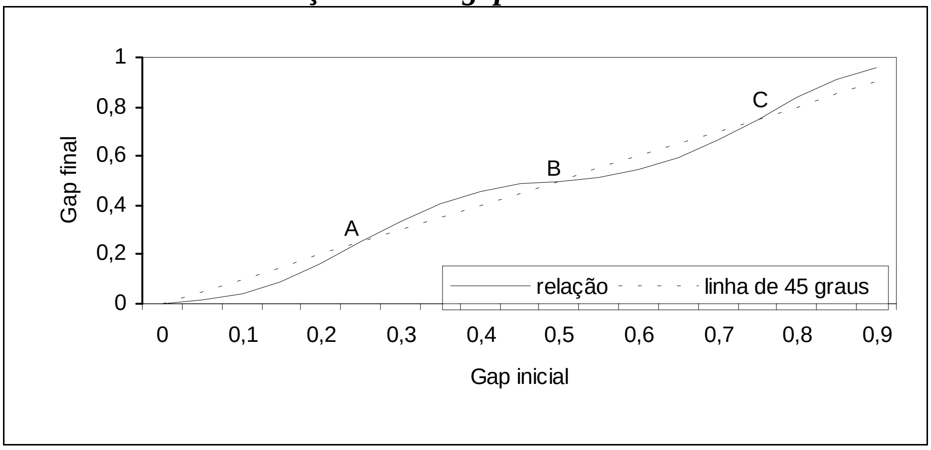
Interpretando o logaritmo da razão entre $\max_i(Y_i)$ e Y_i como um *gap* entre o estado de maior renda per capita (S) e o estado i, e generalizando modelo para incluir potências mais elevadas das variáveis dependentes, a equação (2) pode ser reescrita como:

$$G_{i,t+\tau} = \sum_{k=1}^{K} \gamma_k \left(G_{i,t}\right)^k \tag{3}$$

onde G_i é a razão do logaritmo ou o *gap* dos estados com relação a estado de maior renda per capita.

Chatterji e Dewhurst (1996) sugerem um possível resultado para equação (3) que é apresentado na figura 1. Os estados com *gap* inicial entre a origem e um ponto A convergiriam para um *gap* final de zero. Aqueles com um gap inicial entre pontos A e B ou entre B e C, convergiriam a um *gap* final determinado pelo ponto B. Finalmente, aqueles com *gaps* iniciais maiores que ponto C divergiriam.

Figura 1
Relação entre o *gap* inicial e final



3 Uma revisão de econometria espacial

Por tratar de unidades com referência geográfica, como países ou estados, parece razoável supor que o processo de crescimento de um determinado estado seja afetado pelo desempenho de estados que estão próximos a ele. Nos trabalhos de Rey e Montouri (1999), para os Estados Unidos, e Fingleton (1999) para a Europa, os *spillovers* espaciais foram explicitamente incorporados à questão da convergência de renda entre estados e evidências da existência dos mesmos foram encontradas. No caso específico do Brasil, Magalhães et al (2000) e Mossi et al (2000) encontram evidências de dependência espacial entre os estados, quando considerada a questão de convergência da renda per capita estadual. O ponto em comum entre os trabalhos acima citados é que eles incorporaram um instrumental econométrico específico de uma área denominada econometria espacial para resolver o problema dos *spillovers*. Essa seção apresenta uma rápida introdução ao instrumental da econometria espacial que será utilizado nas regressões que se seguem.

Em econometria, a autocorrelação serial foi tratada extensivamente na dimensão temporal, e embora o problema fosse muito mais central em outras disciplinas (como geografia, sociologia, e geologia), quase nenhuma atenção foi dada ao caso espacial na econometria do "*mainstream*." Entretanto, em contraste com o problema de série de tempo, onde a noção de uma variável defasada pode ser tratada de um modo direto (*foward* ou *backward*), no contexto do espaço há muitas possíveis direções de interação o que complica a análise de um modo significante, como mostrou por Anselin (1988, capítulo 3). Para entender melhor estes problemas é necessário introduzir os conceitos de autocorrelação e heterogeneidade de espacial.

3.1 Efeitos espaciais

A modelagem econométrica das relações espaciais entre unidades geográficas ou econômicas é uma das mais interessantes, contudo uma das mais difíceis, tarefas. Ao implementar modelos econométricos para regiões ou estados em um país, não se deve ignorar os efeitos de dependência espacial, mais especificamente, a autocorrelação e heterogeneidade espacial. Dado a natureza especial destes efeitos, estes podem ser tratados usando a metodologia desenvolvida em campo de econometria espacial. Os dois efeitos são discutidos abaixo.

3.1.1 Autocorrelação espacial

A noção de autocorrelação espacial foi introduzida por Cliff e Ord (1973), entretanto, é possível encontrar algumas definições diferentes de autocorrelação espacial na literatura atual. Vasiliev (1996), por exemplo, define autocorrelação espacial como uma "medida de resumo sofisticada das influências que os vizinhos têm uns sobre os outros em um determinado espaço geográfico". Anselin e Bera (1998) definem a autocorrelação espacial como sendo "a coincidência de valores semelhantes em locais semelhantes".Em qualquer caso, entende-se que uma autocorrelação positiva acontece quando valores semelhantes para uma variável aleatória se encontram agrupados espacialmente, e autocorrelação negativa aparece quando valores dissimilares são encontrados juntos no espaço. O problema causado pela presença de autocorrelação espacial é, basicamente, sua implicação de que a amostra contém menos informação que as partes que são não correlacionadas (Anselin e Bera, 1998).

Em um sentido mais amplo, o qual será adotado neste trabalho, autocorrelação espacial implica na ausência de independência entre observações em dados de corte transversal. Em outras palavras, ela pode ser interpretada como "a existência de uma relação funcional entre o que acontece em um certo ponto no espaço e o que acontece em outro lugar" (Anselin, 1988 pág., 11).

A relação pode se originar como um problema de erro de medida que surge do fato de que os dados para as variáveis de interesse são divididos em unidades artificiais como estados, municípios ou cidades que freqüentemente não coincidem com a real dimensão espacial do fenômeno em consideração. Nesse caso, é provável que efeitos de espalhamento ocorram e os erros em unidades diferentes serão provavelmente relacionados uns com os outros. A implicação desse tipo de dependência sobre os coeficientes estimados é que as estimativas dos mesmos não seriam eficientes.[3]

Por outro lado, autocorrelação espacial pode se originar como resultado de uma verdadeira interação espacial entre as variáveis. Esta relação pode ser expressa pela seguinte função, de forma que toda observação $i \in S$ é relacionado a uma variável, y_i, nas outras unidades espaciais.

$$y_i = f(y_1, y_2, ..., y_N), \qquad i \in S \tag{4}$$

onde S é o conjunto contendo todas as unidades espaciais.

Nesse caso, o problema se torna mais interessante no contexto econométrico sentido de que os coeficientes estimados através do método de mínimos quadrados ordinários seriam viesados. No contexto de convergência isso poderia implicar em um viés na taxa de convergência estimada.

3.1.2 Heterogeneidade espacial·

Além dos problemas mencionados acima, há também aqueles que se originam da falta de homogeneidade das próprias unidades espaciais. Unidades distintas (estados, cidades, etc.) têm, por exemplo, tamanhos, formas, densidades diferentes e estas diferenças podem gerar erros de medida que podem causar heteroscedasticidade.

O problema de heterogeneidade espacial pode ser tratado de um modo semelhante para autocorrelação espacial, ou seja, usando uma função,

$$y_{it} = f_{it}(x_{it}, \beta_{it}, \varepsilon_{it}) \tag{5}$$

onde i é a unidade de espaço, e t é tempo

A expressão acima combina dados de corte transversal e de série de tempo. A variável dependente y é uma função temporal-espacial do vetor de variáveis independentes x_i, o vetor de parâmetros β, e o vetor de erros ε_i. Neste caso, há mais parâmetros que observações e o modelo não pode ser estimado sem a imposição de algumas restrições em sua forma estrutural (Anselin, 1988).

É interessante notar que não é fácil diferenciar autocorrelação espacial da heterogeneidade espacial, como demonstrado por Anselin e Bera (1998). Eles argumentam que com dados de corte transversal, os dois efeitos poderiam ser equivalentes do ponto de vista do observador, gerando dificuldades para se estabelecer se o problema é devido à aglomeração de outliers (heteroscedasticidade) ou devido a um processo de estocástico espacial que gera aglomeração de *outliers* (autocorrelação de espacial).

---

[3] Ver Anselin para uma demonstração formal do problema.

3.2 *Matriz de peso espacial*

Identificada a possibilidade da existência de dependência espacial entre as unidades em estudo, se faz importante, do ponto de vista prático, incluir a dimensão espacial ao problema a ser tratado. Um dispositivo muito útil para introduzir a noção de espaço em um modelo econométrico é dado pela matriz de peso espacial. Esta matriz, normalmente conhecida como **W**, pode ser usada para capturar padrões de adjacência das unidades geográficas. No caso mais simples, uma matriz simétrica é definida como tendo o elemento (i,j) igual a 1 se i e j são vizinhos e 0 no caso contrário. Por convenção, os elementos diagonais são iguais a zero, $w_{ii} = 0$.

A matriz de peso espacial pode ser padronizada pela linha, denominada pelo sobrescrito s, com cada um dos seus elementos que têm valor diferente de zero sendo definido por $w_{ij}^{s} = w_{ij} \big/ \sum_{j} w_{ij}$. Nesta matriz, os elementos das linhas somam 1. Além de facilitar a interpretação dos pesos (que variam entre 0 e 1) como uma média dos valores dos vizinhos, esta manipulação assegura a comparabilidade entre modelos, dos parâmetros espaciais em muitos processos espaciais estocásticos (Anselin e Bera, 1998).

Uma matriz mais complexa foi proposta por Cliff e Ord (1973, 1981), onde os elementos são determinados por uma combinação da extensão relativa das bordas comuns e uma medida de distância, i.e.,

$$w_{ij} = d_{ij}^{-\alpha} \beta_{ij} \tag{6}$$

onde α é um parâmetro, d_{ij} representa a distância entre i e j e β_{ij} é a proporção das bordas comuns entre i e j, do ponto de vista de i. A matriz resultante é normalmente assimétrica, a menos que $\beta_{ij} = \beta_{ji}$.

Há ainda outras especificações mais complexas de matrizes de peso baseadas, por exemplo, em variáveis econômicas (ver Case *et al*., 1993). Em todo caso, a matriz de peso adotada deve satisfazer algumas condições de regularidade necessárias que podem ser traduzidas no fato que os pesos devem ser não-negativos e finitos (ver Anselin, 1988 e Anselin e Bera, 1998).

A falta de um procedimento único para selecionar a matriz de peso espacial gerou algumas abordagens alternativas para tratar dos problemas causados pela má especificação de tal matriz (ver Stetzer, 1982, Florax e Rey, 1995 e Griffith, por exemplo, 1996). Griffith, em particular, apresenta um guia para especificação de uma matriz de peso espacial. Seguindo as perguntas propostas por Stetzer (1982) relacionadas aos efeitos práticos de especificações diferentes, implicações de má-especificação e possíveis regras aplicáveis, Griffith conclui que a especificação da matriz de peso espacial tem uma diferença prática na análise espacial no sentido de que as qualidades estatísticas do estimadores de máximo verossimilhança (MLE), utilizados nas estimações espaciais, são afetadas por problemas de especificação que criam problemas para análise estatística espacial. Ele também conclui que existem algumas regras que podem ser aplicadas quando da especificação de uma matriz de peso. A primeira regra seria a de que é “melhor especificar alguma matriz de peso geográfica razoável do que assumir que todas as entradas são zero”.Em outras palavras, ignorar a dependência espacial não é a melhor alternativa. Em geral, estas regras provêem de alguma direção sobre o número de observações da amostra, forma da matriz, etc. (Ver Griffith, 1996, pág., 80).

3.3 Operadores de espaço

O argumento principal a favor da utilização de uma matriz de peso espacial é que esta associa uma variável em um certo ponto em espaço a observações da mesma variável em outras localidades no espaço. Em contraste com a série de tempo, onde a relação pode ser expressa pela noção simples do operador de defasagem L, onde $L^s y = y_{t-s}$ desloca y_t s períodos para trás, no espaço o problema se torna mais complicado. A complicação adicional se origina do fato de que há muitas direções possíveis sobre as quais o operador de defasagem espacial pode ser aplicado. Pode-se pensar em três critérios básicos de vizinhanças aplicáveis a um lattice regular. Os critérios vizinhança são batizados em homenagem as peças de xadrez, dada a estrutura regular do tabuleiro, sendo o mais simples deles é o critério da torre onde os vizinhos são as unidades ao leste, oeste, sul e norte, em referência aos possíveis deslocamentos de tal peça. Seguindo a mesma lógica, os outros critérios são o bispo e o da rainha.

Em aplicações empíricas quase nunca é o caso onde se pode encontrar uma estrutura regular. Nesta situação, em uma estrutura irregular como no caso dos estados brasileiros, fica difícil fazer uma escolha das direções que são pertinentes para a dependência na análise a ser empreendida. Uma solução que foi oferecida a este problema é o uso do conceito de um operador de defasagem espacial. A idéia é usar uma soma de ponderada dos valores de unidades vizinhas dada por:

$$L^s y_i = \sum_j w_{ij}^s y_j \quad \forall j \in S_i \tag{7}$$

onde y_i é um elemento de um vetor de variável aleatória $\boldsymbol{y}$, $w_{ij} \in \mathbf{W}$ (a matriz de peso) e S_i é o conjunto dos vizinho. Em notação matricial tem-se:

$$L^S \boldsymbol{y} = \mathbf{W}_s \boldsymbol{y} \tag{8}$$

O operador expresso em (8) é chamado de primeira ordem, dado que somente as unidades com os quais a unidade em questão possui fronteira são considerados. Tal fato é expresso na matriz de pesos. Possível, entretanto, definir ordens mais altas para o operador de defasagem espacial. A Multiplicação de **W** por **Wy** seria equivalente a gerar $\mathbf{W}^2\mathbf{y}$, uma segunda ordem em defasagem espacial. Entretanto, este tipo de operação traz alguns problemas de circularidade que devem ser eliminados de antes de continuar com os procedimentos de estimação (ver Blommestein, 1985).

Os instrumentos aqui apresentados serão utilizados na análise econométrica deste trabalho. Antes de prosseguir com os resultados se faz importante apresentar como a matriz **W** será incorporada e como os problemas de autocorrelação espacial fundamental ou de erro de medida serão verificados. Tal passo é tomado a seguir.

3.4 Convergência e econometria espacial

Esta seção introduz as extensões indicadas pela dependência espacial nos modelos β-convergência e clubes. Nos dois modelos tanto os efeitos de dependência espacial causadas por erros quanto a “verdadeira” interação de espaço entre os estados são consideradas.

3.4.1 Modelo de dependência no erro

Uma suposição comum no modelo dado pelas equações (1) e (3) é a de que os erros são i.i.d.. Ou seja, é geralmente assumido que:

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \sigma_t^2 \mathbf{I} \tag{9}$$

Conseqüentemente, a existência de possíveis *spillovers* entre os estados não é reconhecido. Rey e Montouri (1999) reconheceram que um modelo de convergência, lidando com unidades de espaço, deveria levar em conta possíveis efeitos de dependência espacial. Como visto acima, uma das possíveis causas da autocorrelação espacial seria o problema relacionado aos erros de medida ocasionados pelas divisões artificiais das unidades geográficas, no presente caso, os estados que não necessariamente coincidem com a verdadeira dimensão do fenômeno observado. Este tipo de dependência espacial poderia também ser o resultado de alguma variável omissa que capturasse a dimensão espacial do problema e tal ausência conduziria a erros espacialmente correlacionados.

Nesse sentido a primeira modificação com relação as equações (1) e (3) seria considerar o termo de erro que segue um processo espacial autorregressivo da seguinte forma

$$\varepsilon_t = \lambda \mathbf{W} \varepsilon_t + u_t \tag{10}$$

onde λ é um escalar que representa o coeficiente da correlação espacial do erro e u_t é normalmente distribuído com média zero e desvio padrão constante. Substituindo (10) em (1) resulta na regressão do erro espacial

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})^{-1} u_t \tag{11}$$

e (10) em (3) resulta em

$$G_{i,t+\tau} = \sum_{k=1}^{K} \gamma_k \left(G_{i,t}\right)^k + (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})^{-1} u_t \tag{12}$$

Nos casos onde a dependência espacial é do tipo da expressa em (10), a estimação das equações (1) e (3) por mínimos quadrados ordinários conduziria a estimativas não viesadas, mas ineficientes dos parâmetros, devido a estrutura não diagonal da matriz de variância dos resíduos (ver Anselin, 1988). Para obter estimativas eficientes dos parâmetros das equações faz-se necessário utilizar o estimador de verossimilhança dado por

$$L = \frac{n}{2}\ln(\pi) - \frac{n}{2}\ln(\sigma^2) + \ln\left|\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W}\right| - \frac{1}{2\sigma^2}\varepsilon'(\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})'(\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})\varepsilon$$

3.4.2 O modelo de lag espacial

A segunda possibilidade considerada é que a dependência espacial seja criada através de uma real interação espacial entre os estados. No caso da equação (1) isso significaria dizer que a taxa de crescimento de um determinado estado estaria sendo influenciada não só pelo nível inicial de renda per capita como também pelo desempenho dos seus vizinhos. Neste contexto, a taxa de crescimento dos vizinhos é adicionada ao lado direito da equação (1). Para tal faz-se uso da matriz de pesos espaciais, **W**, como é apresentada abaixo.

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + \rho \mathbf{W} \ln\left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}}\right) + \varepsilon_t \tag{13}$$

O coeficiente ρ é um escalar que capta o efeito da taxa de crescimento dos vizinhos sobre o ritmo de crescimento de cada estado e ε segue uma distribuição normal (0,1).

Repetindo o procedimento para o modelo da equação (3) tem-se que o *gap* final de cada estado dependeria do *gap* dos seus vizinhos. Tal relação pode ser representada por

$$G_{i,t+\tau} = \sum_{k=1}^{K} \gamma_k \left(G_{i,t}\right)^k + \rho \mathbf{W} G_{i,t+\tau} + \varepsilon_t \tag{14}$$

Esses modelos deverão ser estimados no que se segue, caso venha a se confirmar a existência de dependência espacial nos dados utilizados. Mais uma vez a estimação por mínimo quadrados ordinários não é adequada sendo os parâmetros não viesados apenas se $\rho = 0$. Para resolver esse problema as equações acima devem ser estimadas por um estimador de verossimilhança dado por[4]

$$L = \frac{n}{2}\ln(\pi) - \frac{n}{2}\ln(\sigma^2) + \ln\left|\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}\right| - \frac{1}{2\sigma^2}\varepsilon'\varepsilon$$

No restante desse trabalho os dados são apresentados e os resultados empíricos são analisados.

4 Os dados

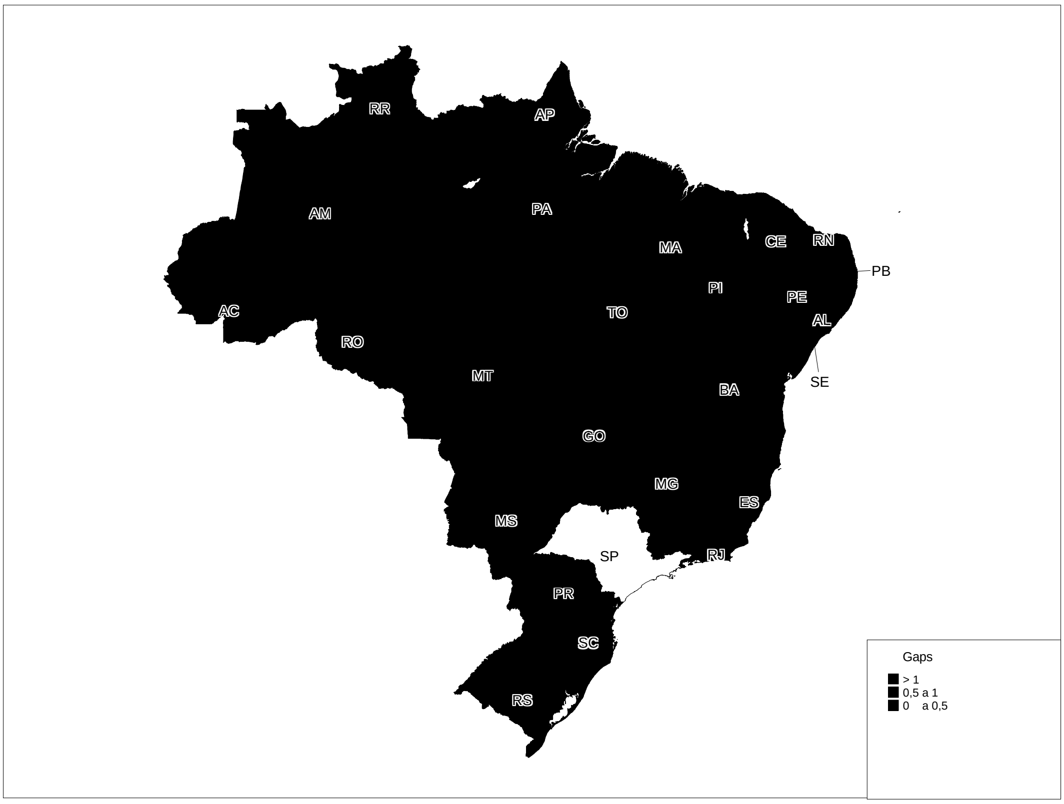
Os dados utilizados nesse trabalho são os PIB’s per capita para os estados brasileiros no período 1986-95. A utilização do período 1986-95 permitirá a inclusão de um maior número de estados na analise do que seria possível se o período for estendido para datas anteriores a 1986. A ampliação da amostra em corte transversal serve para aumentar os graus de liberdade da regressão ao mesmo tempo em que é importante para a matriz de pesos espaciais que será utilizada.

A amostra é constituída de 26 estados, sendo o Distrito Federal incluído no Estado de Goiás. A abordagem para estimação de clubes expressa na equação (3), necessita de que um estado se apresente como o de maior renda per capita durante todo

[4] Uma derivação do estimador de verossimilhança pode ser encontrado em Anselin (1988).

o período analisado. No caso do Brasil tal estado é São Paulo. Uma distribuição dos *gaps* com relação a São Paulo é apresentada na figura 2. A distribuição dos *gaps* não apresenta surpresas no sentido que as maiores diferenças devem ser apresentadas pelos estados mais pobres, fato observado na figura. Entretanto, os dados apresentam uma indicação de uma distribuição geográfica relativamente concentrada, com uma concentração dos maiores *gaps* na região Nordeste do país e os menores sendo encontrados no Sul e Sudeste.

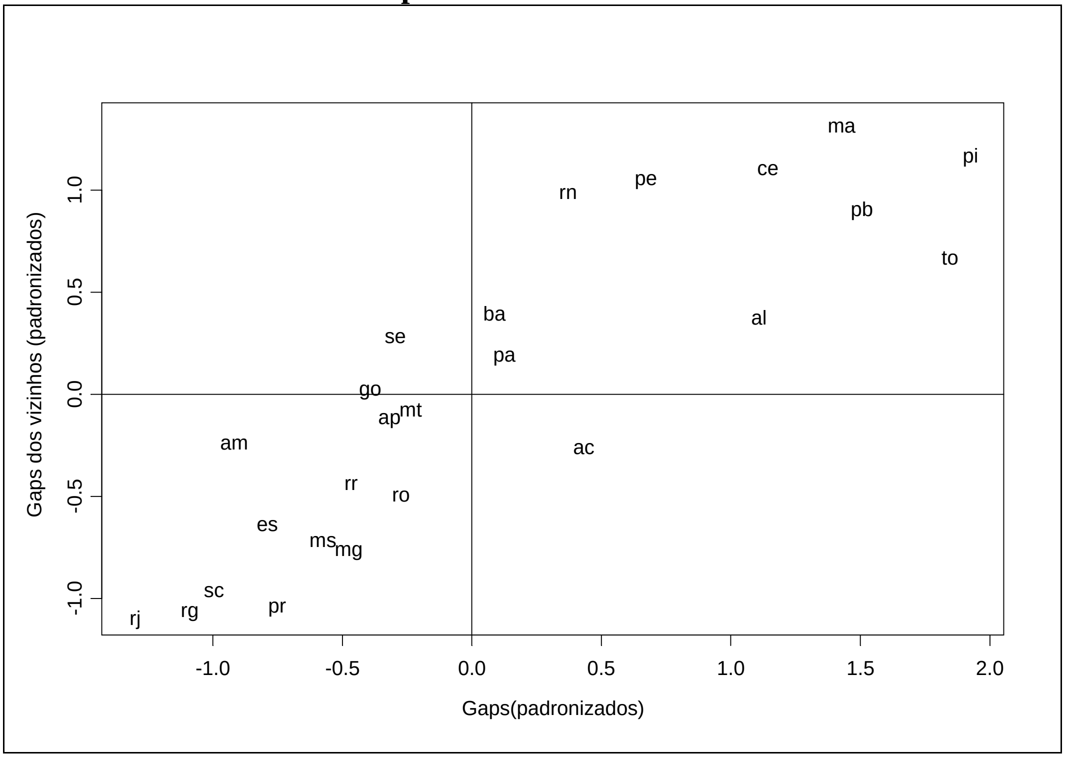
Figura 2
Gaps de renda per capita entre os estados e São Paulo para o ano de 1986



Dada a distribuição da figura acima, faz-se interessante tomar como primeira exploração da questão espacial a observação dos *plots* de Moran para os *gaps* dos estados com relação a São Paulo para o ano de 1986. A idéia dos *plots* é dividir as unidades espaciais, no caso os estados, em quatro quadrantes sendo os *gaps* padronizados para média zero. No eixo horizontal é medido o *gap* de cada estado com relação a média e no eixo vertical é medido o *gap* dos vizinhos de cada estado com relação a média. Um elemento importante para os modelos espaciais é a matriz de pesos utilizada. Nesse trabalho os resultados reportados serão aqueles gerados a partir do uso de uma matriz 0,1 padronizada pela linha.

No primeiro quadrante dos *plots* de Moran estão os estados cujos próprios *gaps* eram maiores do que a média e cujos *gaps* dos seus vizinhos eram maiores do que a média. A mesma lógica é aplicada aos demais quadrantes. Os dados da figura 3 mostram uma concentração dos estados nordestinos no primeiro quadrante e os estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste no terceiro quadrante. Isso significa dizer que os estados do Nordeste, e alguns do Norte, apresentavam os maiores *gaps*, como visto na figura acima, e que seus vizinhos também apresentavam *gaps* acima da média nacional. Assim sendo, os dados sugerem uma distribuição espacial dos *gaps* pode vir a afetar os resultados das regressões das equações (1) e (3), fato que deverá ser investigado a seguir. A próxima seção apresenta os resultados empíricos dos modelos de convergências e os testes de dependência espacial.

Figura 3
Plots de Moran para os estados brasileiros em 1986



5 Resultados empíricos

Essa seção apresenta os resultados das estimações para o modelo de convergência e convergência de clubes. A estimações são realizadas com o programa Spacestat 1.9. O primeiro passo é estimar a equação (1), convergência β, para o período considerado e verificar a existência de dependência espacial na amostra. O segundo passo é a estimação da equação de convergência de clube com as necessárias correções espaciais. A análise será realizada para o período 1986-95 e os resultados são apresentados nas tabelas abaixo.

A tabela 1 apresenta o resultado da estimação para a equação (1). Como pode ser observado, o resultado aponta para a não existência de convergência entre os estados durante o período analisado, o que parece em contradição com os resultados encontrados em outros trabalhos sobre o Brasil (ver, por exemplo, Ferreira e Ellery Jr. 1996, Azzoni 1997, 1999 e Magalhães et al, 2000). É importante, entretanto, antes de analisar esse resultado considerar a possibilidade de que o mesmo esteja sendo afetado pela presença de dependência espacial e, se for o caso, corrigir o problema com a inclusão do termo espacial adequado.

Tabela 1
Resultados do modelo de convergência β para 1986-95

Variáveis	Coeficientes	Teste t	Probabilidade
Constante	0,773	1,562	0,131
Logaritmo da renda per capita em 1986	-0,100	-1,587	0,125
R^2	0,095		
R^2-ajustado	0,057		
AIC	-20,384		
SC	-17,868		

Notas: AIC e SC se referem respectivamente a aos critérios de Informação de Akaike e Schwarz

Os testes para dependência espacial para a amostra estão apresentados na tabela 2. O primeiro teste apresentado é o I de Moran. A estrutura do teste de Moran é semelhante ao teste Durbin-Watson de autocorrelação no sentido que o seu resultado indica presença ou não de autocorrelação espacial, mas não identifica o tipo do problema de forma que ele não permite determinar se melhor modelo é dado pela equação (11) ou (13). Para auxiliar na determinação do modelo espacial mais dois testes mais específicos, um para o erro e um para o *lag*, são realizados. Os três testes indicam a presença de dependência espacial na amostra, entretanto, na comparação entre o teste robusto LM para o erro e para o *lag*, o primeiro apresenta maior valor, o que pode indicar qual modelo deverá ser utilizado. Entretanto, se faz prudente estimar tanto o modelo de dependência no erro, quanto o de autocorrelação espacial, e escolher o mais adequado através da comparação dos critérios de Schwarz e Akaike.

Tabela 2
Testes para dependência espacial da equação (1)

Testes	Valores	Probabilidade
Moran I	4,258	0,000
LM Robusto (error)	5,519	0,018
LM Robusto (lag)	3,342	0,067

Os modelos de β-convergência com as correções para o erro e para a autocorrelação espacial são então estimados e os resultados são apresentados na tabela 3. De acordo com o critério de Akaike a melhor especificação é a do modelo de autocorrelação espacial, entretanto, o critério de Schwarz, apesar da pequena diferença entre os dois modelos, indica o modelo de autocorrelação do erro como o melhor modelo. No presente caso, a distinção entre os modelos é importante no sentido que enquanto o modelo de autocorrelação espacial indica a não existência de convergência entre os estados, o contrário ocorre no modelo de autocorrelação do erro. De qualquer forma, a existência ou não de convergência β não é crucial para o objetivo deste trabalho, qual seja, verificar a existência de clubes de convergência no Brasil. Quanto à diferença entre o resultado de β-convergência aqui encontrado e os trabalhos citados pode ser atribuída em parte ao período da amostra e os estados nelas incluídos. Em primeiro lugar o período da amostra, 1986-1995, difere do período utilizado nos demais trabalhos. Com relação à amostra, no caso de Magalhães et al (2000), por exemplo, apenas 21 estados estavam incluídos. Mesmo considerando essas diferenças, os resultados aqui encontrados demonstram que os resultados de convergência parecem ser bastante sensíveis a pequenas mudanças nos dados e que, talvez mais importante, a tendência de convergência entre os estados brasileiros verificada na década de 80 não persistiram no início da década de 90.

Tabela 3
Resultados dos modelos de clube com correção espacial

	Modelo de correlação espacial do erro	Modelo de lag espacial
AIC	-24,508	-25,696
SC	-21,991	-21,922
Constante	1,539	0,680
	(2,678)	(1,557)
Logaritmo da renda per capita em 86	-0,196	-0,087
	(-2,686)	(-1,566)
λ	0,648	
	(3,418)	
ρ		0,394
		(1,579)

Notas: AIC e SC se referem respectivamente a aos critérios de Informação de Akaike e Schwarz

Mesmo não encontrando evidências fortes de convergência entre os estados brasileiros entre 1986-95 cabe ainda verificar se algum grupo, ou grupos, de estados apresentou redução das disparidades de renda per capita. Nesse sentido, o modelo de clubes, apresentado na equação (3) é estimado, com a inclusão segunda e terceira potências, e o resultado é apresentado a seguir. Os resultados são pobres no sentido de que apenas o coeficiente γ_1, relativo ao *gap* 1986, é significante. Como ocorreu no caso de convergência β é possível que os resultados estejam sendo afetados pela presença de correlação espacial, de tal sorte que os coeficientes estimados sejam viesados ou ineficientes. Assim sendo, procede-se para testar a presença de tal correlação e verificar se a convergência de clubes não existe ou está sendo encoberta por esse problema de especificação.

Tabela 4
Resultados da estimação para convergência de clube para 1986 e 1995

Variáveis	Coeficientes	teste-t	Probabilidade
γ_1	1,371	5,078	0,000
γ_2	-0,588	-1,230	0,230
γ_3	0,199	1,032	0,313
R^2	0,889	-	-
R^2-ajustado	0,879	-	-
AIC	-19,495	-	-
SC	-15,720	-	-

Notas: Estimado com mínimos quadrados ordinários. AIC e SC se referem respectivamente a aos critérios de Informação de Akaike e Schwarz

Os testes para a presença de correlação espacial nos resíduos da regressão da tabela 4 são apresentados a seguir. O teste I de Moran e o teste para o *lag* foram significantes, indicando a presença de dependência espacial. Mais especificamente, os testes indicam para a estimação de modelo de autocorrelação espacial, uma vez que o teste LM para o erro não foi significante. Os dois modelos, entretanto, são estimados e apresentados a seguir.

Tabela 5
Testes para dependência espacial

Testes	Coeficientes	Probabilidade
Moran I (erro)	4,175	0,000
LM Robusto (erro)	2,418	0,119
LM Robusto (lag)	4,139	0,042

Os valores dos critérios de Akaike e Schwarz na tabela 7 confirmam os resultados dos testes de dependência espacial. O modelo autorregressivo espacial apresenta valores menores nos dois critérios quando comparados ao modelo de autocorrelação no erro e, dessa forma, é melhor modelo para o caso em mão. Esse resultado indica a ocorrência da chamada autocorrelação espacial fundamental (ver Anselin 1988) e sugere que o ritmo de crescimento dos estados tem sido afetado pelo desempenho dos seus vizinhos. A correlação espacial não é um problema de erro de unidade de medidas ou de variáveis omissas. Colocado de outra forma, o processo de crescimento econômico de cada estado do Nordeste, por exemplo, está relacionado ao que acontece com os demais estados da região. Ou seja, o desempenho de Pernambuco é afetado pelo do Ceará e vice-versa. À medida que o Ceará cresce mais rápido, os demais estados seriam beneficiados positivamente. Dessa forma políticas econômicas dos estados tomadas isoladamente ou em detrimento dos demais estados da região, tenderiam a não gerar os resultados esperados. Esse resultado fortalece a necessidade de políticas coordenadas para o Nordeste, por exemplo, uma vez que os seus resultados seriam potencializados pelas relações espaciais entre os estados.

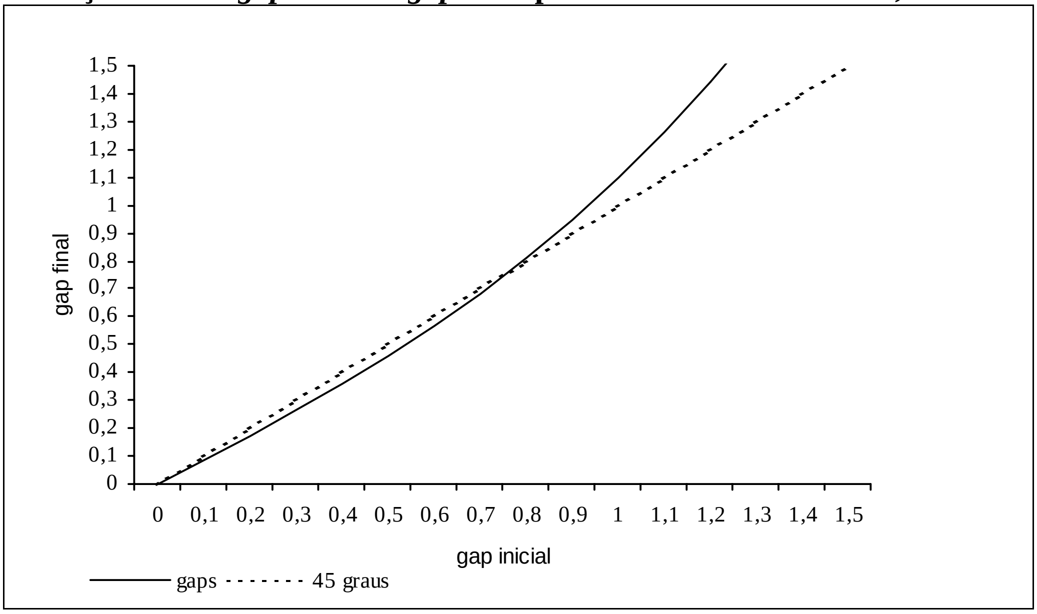
Tabela 6
Resultados dos modelos de clube com correção espacial, 1986-95

	modelo de correlação espacial no erro	Modelo de *lag* espacial
AIC	-22,495	-31,239
SC	-18,720	-26,207
γ_1	1,42	0,863
	(4,889)	(3,582)
γ_2	-0,752	-0,529
	(-1,624)	(-1,550)
γ_3	0,588	0,234
	(1,469)	(1,695)
λ	0,588	-
	(-2,843)	-
ρ	-	0,389
	-	(3,163)

Notas: AIC e SC se referem respectivamente a aos critérios de Informação de Akaike e Schwarz; valor z entre parênteses.

A análise dos coeficientes da tabela 8 indica que, uma vez corrigida a dependência espacial, os coeficientes da primeira e terceira potência são significantes com níveis de significância menores do que 10%, de forma que a equação estimada implica uma relação apresentada na figura 4 a seguir.

Figura 4
Relação entre o *gap* inicial e *gap* final para os estados brasileiros, 1986-95



A relação indica que os estados estão divididos em dois clubes de convergência, sendo o primeiro determinado pelos estados que apresentaram *gap* inicial menor do que 0,8 e o segundo que apresentaram um *gap* maior do que 0,8. O primeiro grupo, formado por estados com Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e Minas Gerais, estaria convergindo para o nível de renda per capita do estado de São Paulo, enquanto que o segundo grupo, constituído por todos os estados do Nordeste e alguns estados do Norte, estaria divergindo, sem um nível pré-determinado de gap final. Esses resultados explicam, em parte, os valores encontrados na estimação para β-convergência. Dado que convergência β captura o efeito global da amostra, o resultado da estimação naquele caso tenderia a ser influenciado pelo fato de parte dos estados estarem divergindo da renda de São Paulo, e o resultado global seria o de não existência de convergência. Quando o modelo é flexibilizado para permitir que grupos estejam convergindo, faz-se possível verificar convergência entre os estados.

Cabe ainda notar que o resultado da regressão de clubes coincide com a distribuição espacial apresentada nos *plots* de Moran, onde a maioria dos estados nordestinos, a única exceção sendo Sergipe, surge como um grupo à parte, localizado no primeiro quadrante, com *gaps* acima de média da amostra e com seus vizinhos apresentando *gaps* acima da média. Nesse sentido, o fenômeno de dependência espacial parece ser mais forte no Nordeste, no Sul e Sudeste do que na região Norte do Brasil. Dentre essas três regiões o Nordeste é, segundo os dados, a que mais dificuldades têm enfrentado em termos de crescimento de renda per capita. A existência de autocorrelação espacial fundamental entre os estados dessa região pode vir a ser um fator positivo na medida que pode potencializar as políticas de desenvolvimento para a região e deve ser certamente aproveitado.

6 Conclusões

O presente trabalho se propôs a verificar a existência de clubes de convergência entre os estados brasileiros no período 1986-95. As estimações iniciais não indicaram a ocorrência de convergência absoluta entre os estados para o período analisado, demonstrando que a tendência de convergência entre os estados brasileiros, verificada na década de 80, parece não ter persistido no início da década de 90. A estimação da equação de clubes demonstrou, entretanto, que, apesar de não existir uma convergência global entre os estados, alguns estados, principalmente aqueles do Sul e Sudeste, de fato convergiram para o nível de renda per capita de São Paulo, enquanto que os estados do Nordeste tenderam a divergir do resto do país.

É importante notar que, dadas as características espaciais do problema, testes para dependência espacial foram realizados e confirmaram a existência de autocorrelação espacial na amostra. Ainda, nota-se que os resultados de clubes foram encontrados apenas após a correção espacial. Tal fato demonstra a importância da questão espacial para o problema de convergência entre os estados brasileiros. Os resultados do modelo espacial sugerem que o ritmo de crescimento dos estados tem sido afetado pelo desempenho dos seus vizinhos. Tal achado implicaria, por exemplo, que o processo de crescimento econômico de cada estado do Nordeste está relacionado ao que acontece com os demais estados da região.

Dessa forma, políticas econômicas para os estados tomadas isoladamente, ou em detrimento dos demais estados da região, tenderiam a não gerar os resultados esperados. Mais uma vez é importante mencionar que a existência de autocorrelação espacial fundamental entre os estados dessa região deve ser visto como um fator positivo na medida que pode potencializar políticas de desenvolvimento para a região. Esse resultado, entretanto, fortalece a necessidade de políticas coordenadas, como políticas de *Clusters*, para o Nordeste e Norte, regiões mais pobres do país, uma vez que os seus resultados seriam potencializados pelas relações espaciais entre os estados. No caso do Norte, as políticas poderiam vir a aumentar as relações espaciais entre os estados e potencializar os seus resultados.

7 Referências

Anselin L. and Rey S. “Properties of tests for spatial dependence in linear regression models,” *Geographic Analysis*, 23, 112-31, 1991.

Anselin, L. and Bera, A. “Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics,” in A. Ullah and D. ed., *Handbook of Applied Economic Statistics*, Giles: Marcel Dekker, 1997.

Anselin, L. *Spatial Econometrics: Methods and models.* Dordrecht: Kluwer Academic, 1988.

Azzoni, C. R. “Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995,” *Estudos Economicos*, 27, 341-393, 1997.

Azzoni, C.R. “Personal Income Distribution within States and Income Inequality between States in Brazil: 1960, 70, 80 and 91.” In G.J.D. Hewings, M. Madden, M. Sonis and Y. Kimura (eds.) *Understanding and Interpreting Economic Structure*. Heidelberg, Springer-Verlag, 1999.

Azzoni, C.R. “Recent Trends in Regional Competitiveness and Industrial Concentration.” In J.J.M. Guilhoto and G.J.D. Hewings (eds.) *Structure and Structural Change in the Brazilian Economy* Aldershot, Ashgate, 2001.

Barro, R. e Sala-i-Martin X. “Convergence across states and regions,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 107-182, 1991.

Barro, R. e Sala-i-Martin X. “Convergence,” *Journal of Political Economy*, 100, 223-251, 1992.

Baumol, W. “Productivity growth, convergence and welfare: what the long run data show, *American Economic Review*, 76, 143-52, 1986.

Bernard, A. and Durlauf, S. “Convergence in international output,” *Journal of Applied Economics*, 10, 1072-1085. 1995.

Carlino, G. and Mills, L. (1996) “Convergence and the US states: a time series analysis,” *Journal of Regional Science*, 36, 597-616.

Case, A. C., Rosen, H. S., and Hines “Budget spillovers and fiscal policy interdependence: evidence from the states,” *Journal of Public Economics*, 52, 285-307, 1993.

Chatterji “Convergence clubs and endogenous growth,” *Oxf. Rev. Econ. Policy*, 8, 57-69, 1992.

Chatterji M. and Dewhurst, J. “Convergence clubs and relative economic performance in Great Britain: 1977-1991, *Regional Studies*, 30, 31-40, 1996.

Cliff, A. D. and Ord, John K. “Space-time modeling with an application to regional forecasting,” *Trans. Inst. Brit. Geog.*, 64, 119-128, 1975.

Cliff, A. D. and Ord, John K. *Spatial autocorrelation*. London: Pion, 1973.

Cliff, A. D. and Ord, John K. *Spatial processes: models and applications*. London: Pion, 1981.

Ferreira, P. C. e Ellery Jr., R. “Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros, ” *Revista de Econometria*, 16, 1996.

Fingleton, F. “Estimates of time to economic convergence: an analysis of regions of the European Union,” *International Regional Science Review*, 22, 5-34, 1999.

Florax, R., and Rey, S. “ The impact of misspecified spatial interaction in linear regression models,” in *New Direction in Spatial Econometrics*, edited by L. Anselin and R. Florax, 1995.

Griffith, D. “Some guidelines for specifying the geographic weights matrix contained in spatial statistical models,” in *Practical Handbook of Spatial Statistics*, Edited by S. L. Arlinghaus: CRC Press, 1986.

Magalhães, A., Hewings, G. e Azzoni, C. “Spatial dependence and regional convergerce in Brazil” *Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia*, 2000.

Mossi , M. B., Aroca, P., Fernández, I., Azzoni, C. “Growth dynamics and space in Brazil, Mimeo, 2000.

Obstfeld, M. e Rogoff, K. Foundations of International Macroeconomics. The MIT Press, London, 1996.

Rey S. and Montouri, B. “US regional income convergence: a spatial econometric perspective,” *Regional Studies Association*, 33, 146-156, 1999.

Stetzer, F. “ Specifying weights in spatial forecasting models: the results of some experiments,” *Environment and Planning A*, 14, 571-584, 1982

Vasiliev, I. “Visualization of spatial dependence: an elementary view of spatial autocorrelation,” in *Practical Handbook of Spatial Statistics*, Edited by S. L. Arlinghaus: CRC Press, 1996.