O QUE ACONTECE COM O MUNICÍPIO VIZINHO INTERESSA? UM ESTUDO DE ECONOMETRIA ESPACIAL APLICADO A SANTA CATARINA (1998-2002)

Jean Max Tavares¹

Resumo

A idéia de que as transformações sociais e econômicas ocorridas em uma região podem interferir na região vizinha tem se consolidado na Economia. Para analisar essa afirmação em relação à Santa Catarina, este artigo verificou se as taxas de crescimento populacional e do PIB *per capita* em um município têm sido influenciadas por essas mesmas variáveis dos municípios vizinhos, no período 1998-2002, usando uma série do PIB *per capita* e outra da população, para seus 293 municípios. Pelos Índices de Moran, verificou-se não haver autocorrelação espacial em relação às taxas de crescimento do PIB *per capita* e de crescimento populacional dos municípios.

Palavras-chave: dependência espacial, Índice de Moran, Santa Catarina.

Classificação JEL: C21 - Spatial Models

1. INTRODUÇÃO

A prática de se observar uma determinada unidade geográfica como sendo independente das localidades vizinhas, ignorando a questão espacial e sua importância na determinação dos resultados, parece ter sido uma prática relativamente comum em algumas linhas de pesquisa, como, por exemplo, em crescimento econômico.

Contudo, relegar a questão espacial a um segundo plano é desconsiderar a possibilidade de *spillovers* espaciais, ou seja, é não se levar em conta que as

¹ Doutor em Economia (UFRGS). Professor de Economia (PUC/MG).

transformações sociais e econômicas ocorridas em uma região podem interferir na região vizinha, independente do critério de vizinhança que se adote.

Em relação ao crescimento econômico, a possibilidade de as transformações ocorridas em uma certa região afetar outras nos remete à seguinte pergunta: as taxas de crescimento observadas em uma área estão imunes ao que acontece nas áreas vizinhas? Algumas evidências sugerem que a resposta seja não, isso porque as economias interagem uma com as outras, sendo que, no caso de economias regionais, as relações são assumidas como mais fortes do que aquelas entre países heterogêneos (LOPEZ-BAZO, VAYÁ E ARTIS, 2004). Segundo esses autores, como os agentes seriam limitados pela distância e pelo tempo, as externalidades no processo de produção teriam uma dimensão espacial. Neste sentido, não existiria, *a priori*, uma razão para restringir *spillovers* apenas à localidade na qual o processo de crescimento ou retração econômica esteja ocorrendo.

Portanto, “quando um indivíduo apresenta alguma qualidade que, provavelmente, se faz presente em indivíduos vizinhos, diz-se que o fenômeno exibe *autocorrelação espacial*”, conforme definem Lousada, Bearzoti e Carvalho (2006, p.206).

Em termos de crescimento populacional e de PIB per capita, o Estado de Santa Catarina destaca-se através de suas principais cidades – Florianópolis, Joinville e Blumenau (IBGE, 2002), o que poderia beneficiar os demais municípios das mesorregiões Nordeste e Vale do Itajaí em detrimento, por exemplo, dos municípios da região Sul do Estado, os quais podem ter sido afetados negativamente pelo baixo nível de crescimento econômico e populacional de seus principais pólos, como Tubarão e Criciúma, ao longo da década de 90 (IBGE, 2002).

Dessa forma, este artigo procura investigar a presença de autocorrelação espacial em relação às taxas de crescimento do PIB *per capita* e populacional de alguns municípios de três importantes regiões de Santa Catarina (Nordeste, Vale do Itajaí e Sul), e verificar se essas taxas são distribuídas de forma aleatória ou não.

A inclusão da possibilidade da taxa de crescimento populacional de um município afetar a taxa de crescimento populacional de municípios contíguos decorreria de um processo de saturação e encarecimento do seu espaço de ocupação. Já a utilização da taxa de crescimento do PIB per capita se dá pelo fato de que tal aumento na produção de bens e serviços em um

município pode atrair empresas para municípios contíguos, as quais poderão atuar como fornecedoras de insumos ou de bens de consumo/duráveis tanto para dar suporte a esse crescimento quanto para a sua população.

Para tanto, será utilizada uma série de dados do PIB *per capita*, deflacionados pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas, e da população dos 293 municípios do Estado de Santa Catarina, compreendendo o período de 1998 a 2002, obtidos junto à Secretaria do Planejamento e ao Tribunal de Contas do Estado de Santa Catarina, com o auxílio do programa SpaceStat®, desenvolvido por Anselin (1995).

A fim de apresentar o trabalho realizado, este artigo está organizado da seguinte forma: após a introdução, segue um breve histórico de Santa Catarina e de suas mesorregiões. Em seguida, são abordadas as teorias e as evidências relativas ao tema. É abordado, então, a econometria espacial e o modelo econométrico. No quinto tópico são apresentados os resultados e, por fim, as considerações finais.

2. SANTA CATARINA

Santa Catarina é um estado brasileiro situado no centro da Região Sul do país, com 5.356.360 habitantes, tem área de 95.442,9 metros quadrados, clima subtropical e possui 293 municípios, sendo a sétima economia do país. (IBGE, 2002). Tem como municípios mais populosos Joinville, Florianópolis, Blumenau, Criciúma e Chapecó. Geograficamente, Santa Catarina é subdividido em oito mesorregiões: Grande Florianópolis, Nordeste, Vale do Itajaí, Planalto Norte, Planalto Serrano, Sul, Meio-oeste e Oeste.

As regiões Nordeste e Vale do Itajaí apresentam os principais municípios do Estado, tanto em termos econômicos quanto populacionais, tais como: Joinville e Jaraguá do Sul, ambos com forte desenvolvimento das indústrias do ramo eletro-metal-mecânico, e Blumenau, Brusque, Rio do Sul e Gaspar (GOVERNO DO ESTADO DE SANTA CATARINA, 2002).

A região Norte caracteriza-se como pólo florestal do Estado, com indústrias moveleiras, madeireiras, de papel e papelão. Porém, não tem nenhum município de grande expressão populacional e forte poderio econômico, embora São Bento do Sul possua um desenvolvido parque fabril do Estado (mas com menos de 80 mil habitantes), Mafra (50 mil habitantes) e Porto União (pouco mais de 30 mil habitantes), segundo dados do IBGE (2002).

O Planalto Serrano tem no frio e no turismo rural uma de suas principais fontes de renda, recebendo milhares de turistas no inverno, com destaque ainda para a pecuária e a indústria florestal (GOVERNO DO ESTADO DE SANTA CATARINA, 2002). Três municípios merecem destaque nessa mesorregião: Lages (160 mil habitantes, segundo IBGE, 2002) e São Joaquim (terceiro produtor de maçã do Estado, com cerca de 600 pequenos produtores e população inferior a 24 mil habitantes) e Urubici (maior produtor de hortaliças de Santa Catarina, com população de pouco mais de 10 mil habitantes), segundo dados do Governo de Santa Catarina, 2002.

Marcada pela imigração italiana, a região sul destaca-se na indústria cerâmica, extrativismo e produção de vinhos. O principal município é Criciúma (sexto maior PIB do Estado, conhecido nacionalmente pela sua produção em cerâmica, azulejos e de carvão), seguida por Tubarão e Aranguá (GOVERNO DO ESTADO DE SANTA CATARINA, 2002).

No Meio-Oeste predominam municípios de pequeno e médio porte, cuja atividade econômica está baseada na agroindústria, criação de bovinos e produção de maçã, além de indústrias do pólo metal-mecânico. Dentre esses municípios destacam-se Joaçaba (possui desenvolvido setor de processamento de madeira e de produtos alimentícios); Videira (destaque na criação e abate de aves e de suínos), Caçador e Campos Novos, segundo informações do Governo de Santa Catarina (2002).

Por fim, a região Oeste é caracterizada como grande produtora de grãos, aves e suínos, além do turismo que começa a se fortalecer devido a suas fontes hidrotermais – destaque para o município de Ita, com menos de 8 mil habitantes (IBGE, 2002). Os principais municípios são Chapecó, Concórdia, Xanxerê e São Miguel do Oeste.

Após a descrição das principais características econômicas e populacionais de Santa Catarina, serão abordadas as principais teorias e evidências que suportam a análise de dependência espacial, não só em níveis nacionais e regionais, mas principalmente municipais.

3. TEORIA E EVIDÊNCIAS

Tobler (1979) responsável por enunciar a chamada Primeira Lei da Geografia, afirmou que coisas mais próximas estão mais relacionadas entre si que coisas distantes. Para Kampel, Câmara e Quintanilha (2004, p.3) “a

expressão quantitativa deste princípio é o efeito da dependência espacial: valores observados serão espacialmente agrupados, e as amostras não serão independentes”.

Assim, a econometria espacial tem por objetivo identificar regiões onde a distribuição dos valores possa apresentar um padrão específico associado a sua localização geográfica. Portanto, a informação que se pretende dimensionar é o quanto o comportamento de variáveis de uma certa localidade é parecido com o comportamento de variáveis de uma localidade próxima e diferente de uma localidade distante. Dessa forma, a influência de regiões vizinhas no desenvolvimento de uma determinada localidade através de efeitos *spillovers* espaciais é cada vez mais considerada nos trabalhos de crescimento econômico e economia regional (MARTINHO, 2005).

A possibilidade de um país poder se beneficiar de um aumento na atividade econômica de seus vizinhos próximos geograficamente é confirmada por Moreno e Trehan (1997), que apontam que este relacionamento tem um elemento espacial. Esses autores afirmam, por exemplo, que a distância é uma importante variável explicativa em modelos (de gravidade) empíricos de comércio e imigração, e que há forte evidência de que a taxa de crescimento dos países é positivamente influenciada pelas taxas de crescimento de países próximos.

Em um estudo para um amplo conjunto de regiões da União Européia (UE), as estimativas indicam que, na média, uma região da UE tem um retorno a investimentos feitos por seus vizinhos que é no mínimo 60% daquele obtido pelas regiões que investiram. Mas as evidências indicam que as externalidades entre as regiões da UE são espacialmente limitadas, enquanto grande parte do efeito é observada para distâncias abaixo de 600 quilômetros, elas são essencialmente restringidas a regiões dentro do mesmo país (LOPEZ-BAZO, VAYÁ E ARTIS, 2004). Trabalhos como os de Le Gallo e Ertur (2000) e de Lundberg (2003) também tratam desses *spillovers* na esfera regional e municipal, respectivamente.

No caso brasileiro, entre os trabalhos que lidam com microrregiões ou municípios com dados de crescimento econômico, destacam-se o de Verner e Tebaldi (2004), para o Estado do Rio Grande do Norte (1970-1996), de Pimentel e Haddad (2004), para Minas Gerais (1991-2000), Monastério e Ávila (2004), os quais consideraram 58 áreas estatisticamente comparáveis

do Rio Grande do Sul (1939-2001), e Oliveira (2005), em um estudo dos municípios cearenses.

Em relação à Santa Catarina, Tavares (2008) mostra que o nível de desenvolvimento sócio-econômico dos municípios das mesorregiões Nordeste e Vale do Itajaí, principalmente, é superior ao da mesorregião Sul e muito superior, por exemplo, a dos municípios da mesorregião Oeste. Por exemplo, Tambosi Filho (1997) afirma que o crescimento populacional que Blumenau tem apresentado se deve mais a um processo imigratório que propriamente a um crescimento vegetativo em razão da busca por empregos. Em termos práticos, será que esse cenário relativo a Blumenau tem se estendido, proporcionalmente ou não, a seus municípios contíguos?

Interessante torna-se, então, investigar qual a influência que o crescimento econômico e populacional de um município tem exercido sobre o crescimento econômico e populacional do município vizinho, em relação ao Estado de Santa Catarina. Neste sentido, seria possível afirmar que o progresso (ou regresso) das economias dos municípios pólos estejam impulsionando (ou desestimulando) as economias dos municípios vizinhos? O mesmo raciocínio poderia se aplicar ao crescimento populacional?

4. ECONOMETRIA ESPACIAL

A diferença entre a econometria espacial e a tradicional refere-se ao padrão das interações sócio-econômicas entre os agentes num sistema, as quais podem ser instáveis no espaço (ANSELIN e BERA, 1998). Segundo Anselin (1998), a análise espacial pode não atender aos requisitos básicos de uma regressão linear, como ao de que os erros sejam homocedásticos e não autocorrelacionados. Por outro lado, de acordo com Anselin (1998), modelos tradicionais não captam questões relativas à heterogeneidade e à dependência espacial.

As possibilidades da existência de autocorrelação e heterogeneidade espacial são as duas principais motivações que justificam o uso da econometria espacial. Em princípio, existe dependência espacial quando as variáveis dependentes ou erros em locais diferentes estejam correlacionados entre si (ANSELIN, 1998 apud MONASTÉRIO E ÁVILA, 2004), sendo que na maior parte dos estudos a correlação espacial se dá entre áreas contíguas.

Outra questão importante ligada a econometria espacial é a possibilidade de as relações entre as variáveis econômicas não serem as mesmas ao longo do espaço - a heterogeneidade espacial (LUNDBERG, 2003) que, segundo Kampel, Câmara e Quintanilha (2004, p.3), ocorre quando há “diferenciação regional dentro do espaço de observações”. Assim, em análises como a que este artigo se propõe, que é investigar a influência de variáveis de um município (população e crescimento do PIB per capita) em relação a outros, a heterogeneidade espacial poderia inviabilizar tal estudo, haja vista a impossibilidade de se aplicar um modelo econométrico para todos os dados desses municípios, visto que a estrutura dos mesmos poderia variar no espaço. Para evitar esses tipos de erros nos modelos, normalmente são aplicados testes de especificação, como, por exemplo, o de Jarque-Bera (1981).

Como em boa parte dos trabalhos relacionados à econometria espacial (cf. VERNER e TEBALDI, 2004), este estudo faz uma análise exploratória de dados espaciais (AEDE) – em particular, da autocorrelação espacial global e do indicador local de associação espacial –, seguido por um modelo econométrico.

4.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

4.1.1 Autocorrelação espacial global

Segundo Kampel, Câmara e Quintanilha (2004, p.4), a autocorrelação espacial “mede quanto o valor observado de um atributo numa região é independente dos valores desta mesma variável nas localizações vizinhas. Se existir uma dependência espacial, dizemos que a variável em questão exibe autocorrelação espacial positiva”.

Um teste usualmente utilizado para indicar a possibilidade de autocorrelação espacial global é o teste de Moran I. A estatística de Moran (cf. MARTINHO, 2005) é dada pela equação (1):

$$I = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

onde x_i e x_j são as taxas de crescimento do PIB *per capita* dos municípios i e j com média μ e w_{ij} = matriz de contigüidade binária, a qual determina que se duas regiões são vizinhas (nesse caso, municípios), ou seja, partilham de uma fronteira, atribui-se o valor unitário; caso contrário, atribui-se valor nulo”. Quando a estatística I de Moran é próxima de +1, significa que existe uma autocorrelação positiva, ou seja, valores altos (baixos) tendem a estar localizados na vizinhança de valores altos (baixos). Se for próximo de -1, o inverso ocorre: valores altos estarão cercados de valores baixos, e vice-versa². Ainda sobre o uso da matriz de contigüidade binária, Almeida e Haddad (2004, p.516) afirmam que “a desvantagem da matriz binária de pesos espaciais reside no fato de que não é garantida uma conectividade balanceada, uma vez que haja regiões com grande área com muitos vizinhos, ao passo que existirão regiões com pouca área e com poucos vizinhos”.

Rey e Montouri (1999) aplicaram este instrumento para a distribuição da renda *per capita* nos EUA, no período entre 1929 a 1994, e concluíram que existia uma associação espacial significativa e muito estável ao longo do tempo. Armstrong (1995) e López-Bazo *et al* (1999) obtiveram conclusões similares para o produto *per capita* e para a produtividade do trabalho para amostras de regiões dos EUA em diferentes períodos de tempo.

Verner e Terbaldi (2004) observaram para os municípios do Rio Grande do Norte que o Índice de Moran tem crescido marginalmente nas três últimas décadas, aumentando de 0,25 em 1970 para 0,30 em 1996. Em outras palavras, isso significa que cada vez mais os municípios mais ricos do Estado têm em sua vizinhança outros municípios ricos, e que municípios pobres têm vizinhos também pobres. Monastério e Ávila (2004) encontraram o Indicador de Moran positivo e significativo para o período 1939-2001 em relação aos municípios gaúchos, com uma tendência a elevação nos últimos anos.

Caso haja autocorrelação espacial, serão analisados os Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA), os quais têm sido usados para detectar *clusters* espaciais em diversos estudos (cf. VERNER e TEBALDI, 2004; LOPEZ-BAZÓ, VAYÁ e ARTIS, 2004). Por fim, serão objetos de análise os municípios que apresentarem taxas de crescimento econômico e populacional discrepantes em relação à média, com a utilização da Distância de Cook.

² Existem outros critérios, como, por exemplo, serem considerados vizinhos apenas os municípios cujos centros estejam a menos de 20 Km um do outro (VILADECANS-MARSAL, 2004).

4.1.2 Indicador Local de Associação Espacial (ILAS)

O teste de autocorrelação local de Moran investiga se os valores vindos do teste de autocorrelação global são significantes ou não e é dado pela equação (2):

$$I_i = \frac{x_i}{\sum_i x_i^2} \sum_j w_{ij} x_j \quad (2)$$

Valores de I_i estatisticamente diferentes de 0 indicam que a unidade i está espacialmente associada aos seus vizinhos. Segundo Monastério e Ávila (2004), como a distribuição desses valores é desconhecida, é possível obtê-los por meio de permutações aleatórias dos vizinhos de cada unidade, as quais serão comparadas com a distribuição observada.

4.1.3 Modelo econométrico

O modelo econométrico a ser utilizado neste artigo incorpora a possibilidade da influência da taxa de crescimento do PIB *per capita* e populacional de determinados municípios sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita* de um município específico, através da média ponderada de suas influências no período 1998-2002. O modelo é representado pela equação (3):

$$y_i = \tilde{\alpha} \sum_{j=1}^{293} w_{ij} y_j + \tilde{\alpha} \sum_{j=1}^{293} w_{ij} n_j + \hat{\alpha}_i \quad (3)$$

onde:

y_i = taxa de crescimento do PIB *per capita*, que multiplicada pela matriz, equivale à taxa de crescimento do PIB *per capita* dos municípios vizinhos.

$\delta; \rho$ = são parâmetros autoregressivos espaciais que indicam a extensão de interação entre as observações.

η_j = a taxa de crescimento populacional dos municípios, que multiplicada pela matriz, equivale à taxa de crescimento populacional dos municípios vizinhos.

w_{yj} = matriz de contigüidade binária

Os termos w_y e w_n representam vetores das defasagens espaciais, ou seja, a influência das variáveis utilizadas (taxa de crescimento do PIB *per capita* e populacional) dos municípios vizinhos sobre a variável dependente em questão.

Os elementos da matriz de contigüidade binária normalizada w são w_{ij} . Se os elementos, no caso, municípios catarinenses, i e j forem contíguos, w_{ij} terá valor 1. Caso contrário³, 0. A matriz deve ser normalizada pelo total das linhas.

Para efeitos de definição da matriz binária, a convenção de contigüidade adotada foi a chamada “Queen”, que significa considerar não somente fronteiras com extensão diferente de zero mas também os vértices dos municípios.

As taxas de crescimento do PIB *per capita* no período 1998-2002 (deflacionados pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas) foram obtidas junto à Secretaria de Planejamento do Estado de Santa Catarina e as taxas de crescimento populacional foram calculadas a partir de dados obtidos junto ao Tribunal de Contas do Estado de Santa Catarina (2005). O modelo foi estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

5. RESULTADOS

O modelo apresentou um R^2 muito baixo (0,02), o que significa que o modelo não está nada ajustado, o que era de se esperar, haja vista, por exemplo, que capital, trabalho, capital humano e outros fatores exercem mais influência na determinação da taxa de crescimento da renda *per capita*. Contudo, essa modelagem fugia aos objetivos deste trabalho.

Os parâmetros auto-regressivos dos termos w_y e w_n foram 0.27 e 0.88 para as taxas de crescimento do PIB *per capita* e populacional no período 1998-2002, sendo ambos significativos (probabilidade 0.008 e 0.000, respectivamente), apresentando uma relação positiva com a variável dependente.

³ Oliveira (2005) utilizou matriz de pesos baseada na distância do grande círculo entre as cidades.

A estatística I de Moran verificou-se próxima à zero para a taxa de crescimento do PIB *per capita* dos municípios no período analisado (-0,049), não indicando autocorrelação espacial. Ou seja, a distribuição dos municípios com taxas de crescimento econômico semelhantes segue um padrão aleatório no Estado de Santa Catarina, o que significa que o comportamento dessa taxa no município pode não influenciar essa mesma taxa no município vizinho. Em relação à taxa de crescimento populacional no período, o Índice de Moran foi próximo a zero novamente (0,056), indicando que municípios com altas taxas de crescimento populacional não estão necessariamente próximos a municípios com altas taxas de crescimento populacional, ou seja, taxas semelhantes não tendem a se concentrar no espaço, pelo menos em relação aos municípios de Santa Catarina.

As razões para tais comportamentos são passíveis de serem investigadas em trabalhos futuros. De qualquer forma, tais resultados poderiam induzir – de forma prematura – que a prosperidade ou a pobreza, no Estado, estão mais bem distribuídas no espaço. Isso significaria dizer que existe uma chance menor em Santa Catarina de se encontrar “ilhas de prosperidade” e “ilhas de pobreza”, ou seja, o que acontece com determinado município não impacta de forma substancial um município vizinho (efeito *spillover* nulo).

A Distância de Cook, por sua vez, é uma estatística que serve para determinar o quanto anormal é uma observação específica da série, levando em consideração não somente as variáveis explicativas (taxas de crescimento do PIB *per capita* e populacional), mas também seus resíduos. Com ela, é possível ver quais municípios são muito influentes (“aberrantes”) na amostra, como demonstrado por Gonçalves (2005). Segundo Crusco *et al* (2005, p.894), “este método avalia a influência do “iésimo” caso sobre os demais casos, analisando a diferença entre os outros casos”.

O cálculo⁴ do valor crítico para a distância de Cook foi de 0,0136 para as taxas de crescimento do PIB *per capita*. Foram relacionados os dez municípios com as maiores distâncias em ordem decrescente, conforme tabela 1.

Verifica-se que 80% dos municípios acima do limite de corte são das regiões Sul e Serrana (ambas são vizinhas), com a primeira contendo 50% do total. Nela, existem municípios como Urussanga, Nova Veneza, Forquilha e Siderópolis, os quais são todos contíguos à Criciúma, o principal

⁴ O cálculo equivale a 2 vezes o n° de variáveis da regressão Wy sobre Y, dividido pelo n° de observações.

município do sul catarinense em termos econômicos. Portanto, apesar dos resultados não terem indicado a presença de autocorrelação espacial, verifica-se uma concentração de municípios com resultados “anormais” na mesorregião Sul, cuja razão talvez seja a representatividade de Criciúma enquanto pólo regional.

Tabela 1 - Distância de Cook – Municípios catarinenses no período 1998-2002

Variável: Taxa de Crescimento PIB *per capita*

Distância de Cook	Municípios	Mesorregião
0.0602	Celso Ramos	Serrana
0.0526	Capão Alto	Serrana
0.0403	Criciúma	Sul
0.0300	Urussanga	Sul
0.0258	Siderópolis	Sul
0.0209	Botuverá	Vale do Itajaí
0.0197	Zortea	Serrana
0.0189	Nova Veneza	Sul
0.0170	Nova Trento	Grande Florianópolis
0.0167	Forquilha	Sul

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do programa SpaceStat®.

A Distância de Cook para a taxa de crescimento populacional do período 1998-2002 mostrou os dez municípios com as maiores distâncias em ordem decrescente, conforme tabela 2, de onde se observa que 80% dos municípios acima do limite de corte são das regiões Oeste e Serrana, com destaque para a primeira, que contém 60% do total. Além disso, com exceção de Florianópolis, todos os demais municípios apresentaram redução de seu contingente populacional ou mantiveram os mesmos níveis em 2002 em relação a 1998.

Da mesma forma que o ocorrido em relação à taxa de crescimento econômico, verifica-se o predomínio de uma mesorregião apresentando

taxas de crescimento populacional discrepantes – vários deles contíguos, inclusive – embora os resultados não tenham indicado a presença de autocorrelação espacial para esta variável. Pela tabela 2, observa-se que o Oeste de Santa Catarina é a mesorregião com mais municípios dentre os dez que apresentam as taxas de crescimento populacional mais discrepantes.

Para evitar erro como o de heterogeneidade espacial, os resultados podem ser complementados com alguns testes de especificação, como, por exemplo, o de Jarque-Bera, que verifica a estabilidade dos parâmetros através do nível de significância adotado no teste. Ou seja, se o p-valor for suficientemente baixo, rejeita-se a hipótese nula (de que a distribuição é normal). Como o p-valor encontrado foi de 0.0000, os resíduos da série não são normais, resultado também encontrado em Carvalho (2003) e Cheshire e Magrini (2005).

Tabela 2 - Distância de Cook – Municípios catarinenses no período 1998-2002

Variável: Taxa de Crescimento Populacional

Distância de Cook	Municípios	Mesorregião
0.4548	Capão Alto	Serrana
0.1034	Romerlândia	Oeste
0.0838	Treviso	Sul
0.0551	Galvão	Oeste
0.0426	Itapiranga	Oeste
0.0422	Campo Belo do Sul	Serrana
0.0398	Jupia	Oeste
0.0299	Nova Itaberá	Oeste
0.0245	Coronel Martins	Oeste
0.0215	Florianópolis	Grande Florianópolis

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do programa SpaceStat.

Dentre os I de Moran Locais, foram obtidos os “*outliers*” - pontos no diagrama que não seguem o mesmo processo de dependência espacial como a maioria das outras observações. Normalmente, são áreas com dinâmica

espacial própria e que merecem análise detalhada, principalmente se são espacialmente contíguos (Kampel, Câmara e Quintanilha, 2004, p.6), o que foi o caso verificado neste trabalho. Segundo estes autores,

“a presença de “outliers” pode ainda significar problemas com a especificação da matriz de proximidade ou com a escala espacial de observação dos dados. Uma medida usada para os “outliers” é o resíduo normalizado, que é o valor absoluto do resíduo dividido pela raiz quadrada da soma dos quadrados dos resíduos”. (Kampel, Câmara e Quintanilha, 2004, p.6)

Dentre os municípios “outliers” estão os de Caxambu do Sul e Videira (Oeste), Zortea, Celso Ramos, Capão Alto e Ponte Alta (Serrana), Criciúma, Urussanga, Forquilha e Siderópolis (Sul) e Blumenau, Agronômica e Aurora (Vale do Itajaí). Mais uma vez ocorre a concentração de “outliers” em duas mesorregiões – Serrana e Sul, indicando a necessidade de se aperfeiçoar os estudos no que se refere à existência ou não de autocorrelação espacial em Santa Catarina.

Os testes de Koenker-Basset e de White baseiam-se em uma das hipóteses do modelo de regressão – a homocedasticidade – ou seja, é quando a variância não observável do distúrbio aleatório se modifica de acordo com o período analisado ou em função de variáveis independentes. Nesses testes, a hipótese nula é a de que existe homocedasticidade contra a hipótese alternativa de que existe heteroscedasticidade.

Segundo Kampel, Câmara e Quintanilha (2004, p.7), “este problema é comum em dados espaciais, principalmente quando distribuídos em unidades de área diferentes, quando há diferenças regionais sistemáticas nas relações do modelo (...)”. A indicação da heterocedasticidade sugere a incorporação destes efeitos espaciais no modelo. Com p-valor abaixo de 0.05, a hipótese nula de homocedasticidade não foi rejeitada, ou seja, o trabalho não apresenta heterocedasticidade.

Além disso, a presença de forte correlação entre variáveis explicativas pode invalidar a regressão. No caso de correlação linear perfeita, diz-se que há multicolineariedade. Uma medida para diagnosticar esse problema é o chamado número condicional (BEASLEY *et al.* 1980), onde valores maiores que 20 ou 30 devem ser analisados e um número igual a 1 significa que não há multicolineariedade (cf. Kampel, Câmara e Quintanilha, 2004, p.7).

Neste trabalho, o número condicional obtido foi 1.29 (resultado esperado devido ao pequeno número de variáveis explicativas). Pelo Índice de Moran, verifica-se que não há dependência espacial dos erros, porém, segundo Anselin (1998), este não seria muito confiável na presença de não-normalidade.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Com o objetivo de verificar a possibilidade de dependência espacial entre os municípios de Santa Catarina no período 1998-2002 no que tange à taxa de crescimento do PIB *per capita* e populacional, foi desenvolvido um modelo econométrico de caráter espacial.

Com base no programa SpaceStat®, verificou-se que praticamente não existe autocorrelação espacial para a taxa de crescimento do PIB *per capita* e para a taxa de crescimento populacional. Isso significa, por exemplo, que a distribuição espacial dos municípios catarinenses com maiores taxas de crescimento do PIB *per capita* segue um padrão aleatório no Estado, ou seja, não estão necessariamente próximos a municípios com altas ou com baixas taxas de crescimento do PIB *per capita*. O mesmo comportamento aleatório foi encontrado para as taxas de crescimento populacional dos municípios.

Em relação à taxa de crescimento do PIB *per capita*, a Distância de Cook mostra que 80% dos municípios acima do limite de corte são das regiões Sul e Serrana. Isso significa que essas duas mesorregiões são as que mais concentram os municípios com taxas de crescimento consideradas “anormais” – pequenas ou grandes demais em relação à média. Dentre eles estão os municípios de Urussanga, Nova Veneza, Forquilha e Siderópolis, os quais são todos contíguos à Criciúma, o que, pelos resultados, seria apenas uma coincidência.

Para a taxa de crescimento populacional, observa-se que 80% dos municípios acima do limite de corte são das regiões Oeste e Serrana. São marcados principalmente por municípios que apresentaram redução da taxa de crescimento populacional – destoando da média – já que o Estado de Santa Catarina teve, como um todo, crescimento populacional no período.

Os testes de Koenker-Basset e de White mostraram que os dados não sofrem de heterocedasticidade. Além disso, não foi observada multilinearidade (esperado pelo pequeno número de variáveis explicativas).

Porém, pelo teste de Jarque-Bera, não foi possível confirmar a hipótese de normalidade dos dados. Pelo Índice de Moran (erros), verifica-se que não há dependência espacial dos erros, porém, segundo Anselin (1998), esse não seria muito confiável na presença de não-normalidade.

Como sugestão para trabalhos futuros, seria interessante estimar o modelo com mais variáveis explicativas, tais como capital humano, capital e trabalho, criminalidade, investimento em infra-estrutura, além de ampliar o período de análise. Outra possibilidade para uma nova pesquisa seria a investigação do porquê algumas mesorregiões – principalmente Sul e Oeste – aparecerem em destaque no que se referem às destoantes taxas de crescimento populacional e econômicas apresentadas.

WHAT DOES TAKE PLACE IN COUNTY'S NEIGHBOURHOOD MATTER? A SPATIAL ECONOMETRIC STUDY APPLIED TO SANTA CATARINA STATE

Abstract

The idea that the social and economic changes occurred in a region can interfere in the neighborhood areas has been consolidated in the economic science. Building on that, this paper aimed at verifying whether the population growth rate and the GNP *per capita* of a municipal district have been influenced by the rate of growth of population and GNP per capita of neighbor municipalities in the State of Santa Catarina - Brazil, in the period 1998-2002, using GDP per capita and population for 293 municipalities. Using Morgan Indexes, it was verified the existence of spatial autocorrelation in relation to the growth rates of GDP per capita and in relation to rates of population growth.

Keywords: spatial dependence, Moran's Index, Santa Catarina.

7. REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A.. MEECA: um modelo econométrico espacial para projeção consistente de culturas agropecuárias. **Rev.**

Econ. Sociol. Rural [online]. Vol. 42, n.3, pp. 507-527, 2004. Available from: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S01030320040003000006&lng=en&nrm=iso>. ISSN 0103-2003. doi: 10.1590/S0103-20032004000300006.

ANSELIN, L. **SpaceStat version 1.80: user's guide**. Urbana Champaign: University of Illinois, 1995.

_____. **Spatial Econometrics: Methods and Models**. Dordrecht, Kluwer, 1998.

_____. **Spatial Econometrics**. Mimeographed, April, 1999.

ANSELIN, L., BERA, A. K.. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics, in **Handbook of applied economic statistics**, Ullah, A. and Giles, D. E. A. (eds.), Marcel Dekker, New York, 1998, 237-290.

ARMSTRONG, H. W. An Appraisal of the Evidence from Cross-Sectional Analysis of the Regional Growth Process within the European Union. In: Harvey W. Armstrong and Roger W. Vickerman (eds.), **Convergence and Divergence among European Regions**. London: Pion, pp. 40-65, 1995.

BERA, A. J. C. Efficient tests for normality, heteroskedasticity and serial independence of regression residuals: Monte Carlo evidence. **Economics Letter 7**, pp. 313 – 318, 1981.

BEASLEY, D.; KUH, E.; WELSCH, R. **Regression diagnostics, identifying influential data and sources of collinearity**. New York, Wiley and Sons, 1980.

CARVALHO, P. G.. **Housing Market in Portugal revisited. A spatial analysis for 275 counties**. Working Papers de Gestão, Economia e Marketing (Management, Economics and Marketing Working Papers) 02/2003, Universidade da Beira Interior, Departamento de Gestão e Economia (Portugal), 2003.

O que acontece com o município vizinho interessa? Um estudo de econometria espacial aplicado a Santa Catarina (1998-2002)

CHESHIRE, P.; MAGRINI, S. European Urban Growth: throwing some economic light into the black box. Spatial Econometrics Workshop, Kiel Institute for World Economics, 2005.

CRUSCO, N. A.; FREITAS, C. C.; RENNO, C. D.; EPIPHANIO, J. C. N.; ANJOS, C. S. Análise de regressão linear múltipla para simulação da banda do SWIR com outras bandas espectrais. In: XII SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 2005, Goiânia. Anais, 2005. p. 891-898.

GONÇALVES, E. **A Distribuição Espacial da Atividade Inovadora Brasileira: uma Análise Exploratória**. Texto para Discussão nº 246, Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, 2005.

GOVERNO DO ESTADO DE SANTA CATARINA. Disponível em <www.sc.gov.br>. Acesso em 16 de maio de 2005.

KAMPEL, S. A.; CÂMARA, G.; QUINTANILHA, J. A. **Análise exploratória das relações espaciais do desflorestamento na Amazônia legal brasileira**. Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais – INPE, São José dos Campos, 2004.

LE GALLO, J.; ERTUR, C. **Exploratory Spatial Data Analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995**. University of Burgundy, 2000.

LOPEZ-BAZO, E.; VAYÁ, E.; ARTÍS, M. Regional Externalities and Growth: evidence from European Regions. **Journal of Regional Science**, V.44, N.1, pp. 43-73, January, 2004.

LOUZADA, J. M.; BEARZOTI, E.; CARVALHO, D.. Avaliação e aplicação de testes para a detecção da autocorrelação espacial usando marcadores genéticos. **Ciênc. Agrotec.**, Lavras, V. 30, N. 2, p. 206-213, mar/abr., 2006

LUNDBERG, J. Using Spatial Econometrics to analyze Local Growth in Sweden. In: ERSACONFERENCE, Porto, 2003.

MARTINHO, V. J. P. Aplicação da Econometria especial, com métodos *cross-section* e em painel, na análise dos efeitos *spillovers* na produtividade dos setores econômicos das regiões portuguesas. Disponível em <http://www.ipv.pt/millennium/Millennium31/13.pdf>. Acesso em 16 jun 2005.

MONASTERIO, L.; M., ÁVILA, R. P. Uma Análise Espacial do Crescimento Econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001). **Revista Economia**, v.5, n.2, p.269-296, Julho, 2004.

MORENO, R.; TREHAN, B. Location and Growth of Nations. **Journal of Economic Growth**, V.2, pp. 399-418, December, 1997.

OLIVEIRA, C. A. Externalidades Espaciais e o Crescimento Econômico das Cidades do Estado do Ceará. Texto para Discussão 16/2005, Universidade de Passo Fundo, Rio Grande do Sul, 2005.

O'SULLIVAN, D.; UNWIN, D. J. **Geographic Information Analysis**. Wiley: Hoboken, NJ, 2003.

PIMENTEL, E. A.; HADDAD, E. A. Análise espacial exploratória de dados: uma aplicação à economia mineira considerada em seus grandes setores de atividade. **Boletim de Informações FIPE**, São Paulo, Brasil, v. 282, p. 20 - 23, 29 abr. 2004.

REY, S.; MONTOURI, B. D. Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective. **Regional Studies**, 33, pp. 143-156, 1999.

SANTA CATARINA. Secretaria de Planejamento e Gestão. 2005. Disponível em: <<http://www.spg.sc.gov.br>>. Acesso em: 18 mai. 2005.

TAMBOSI FILHO, E.. **Estratégias de desenvolvimento concernentes com a relação sociedade e natureza: um estudo de caso**. 1997. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção). Universidade Federal de Santa Catarina, 1997.

O que acontece com o município vizinho interessa? Um estudo de econometria espacial aplicado a Santa Catarina (1998-2002)

TAVARES, J. M. **Identificação de padrões distintos de desenvolvimento na região sul do Brasil: uma análise multivariada**. 2008. Tese (Doutorado em Economia). Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2008.

TOBLER, W. R., 1979, 'Cellular geography', In: **Philosophy in Geography**. In: GALE, S.; OLSSON, G., (eds.) Dordrecht, Holland, D Reidel Publishing Company. . pp. 379-386.

SANTA CATARINA. Tribunal de Contas do Estado de Santa Catarina. Disponível em <www.tc.sc.gov.br> Acesso 08 mai 2005.

VERNER, D.; TEBALDI, E.; **Convergence, Dynamics and Geography of Economic Growth: The case of Municipalities in Rio Grande do Norte**. World Bank Policy Research, Working Paper 3302, May, 2004.

VILADECANS-MARSAL, E.. Agglomeration economies and industrial location: city-level evidence. **Journal of Economic Geography**, Oxford University Press, vol. 4(5), pages 565-582, November, 2004.