

Crescimento das Cidades na Região Sul do Brasil: Análise a partir da Lei de Gibrat, 2000-2010

André M. Marques *

Vanessa Grüdtner †

The population of cities presents a pattern of systematic agglomeration in space. When the agglomeration pattern is not random cities still can compete for skilled labor and capital, but their growth depends not only on its own economic opportunities and local amenities, but also on the development of neighboring cities, in addition to the initial population size. Starting from Gibrat's Law, the growth-size relation of 1188 cities in the Southern Region of Brazil is analysed with data over the period 2000-2010. Hypothesis tests indicated that the best model to describe the population growth is a Spatial Durbin Model (SDM). Controlling for time dependence, relevant omitted variables and spatial dependence, the results suggest that when economic factors, local amenities and externalities are accounted for, the growth of cities depends on the initial condition of the municipalities in a cumulative way. No evidence was found which corroborates random growth hypothesis.

Keywords: Cities; Population growth; Spatial dependence; Spillovers

A população das cidades apresenta um padrão de aglomeração sistemático no espaço. Quando o padrão de aglomeração não é aleatório as cidades podem competir por trabalho qualificado, mas o seu crescimento depende não apenas das oportunidades econômicas e das amenidades, mas também do desenvolvimento das cidades vizinhas, além do tamanho da população inicial. Partindo-se da Lei de Gibrat, a relação de crescimento - tamanho inicial de 1188 cidades da Região Sul do Brasil é analisada com dados municipais para o período 2000-2010. Testes de hipóteses indicaram que o melhor modelo para descrever a base de dados é um *Spatial Durbin Model* (SDM). Controlando-se para dependência temporal, variável relevante omitida e dependência espacial, os resultados sugerem que ao controlar para fatores econômicos, amenidades locais e externalidades, o crescimento das cidades depende da condição inicial dos municípios de forma sistemática e cumulativa. A Lei de Gibrat não é corroborada pelos resultados.

Palavras-chave: Cidades; Crescimento populacional; Dependência espacial; Spillovers

JEL Classification: O47; R11

Área Anpec: 10 - Economia Regional e Urbana

*Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia. Universidade Federal da Paraíba. E-mail: 00094751@ufrgs.br

†Doutoranda em Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba. E-mail: vgrudtner@gmail.com

1 Introdução

A distribuição da população das cidades apresenta um padrão sistemático de aglomeração no espaço. O padrão de aglomeração observado é resultado da interação, crescimento e mobilidade populacional entre as cidades em face da atuação de fatores econômicos e amenidades locais que afetam a produtividade e a qualidade de vida dos residentes.

As cidades são economias abertas com grande mobilidade de fatores e comércio. A análise do padrão de crescimento das cidades pode ajudar a explicar a existência de spillovers de conhecimento gerado e transmitido localmente, o padrão de aglomeração existente e a demanda por bens públicos. Em termos de política econômica, a ocorrência de spillovers pode gerar uma divergência entre interesses locais e nacionais.

Em algumas cidades com grandes extensões de terras a especialização em atividades primárias pode ser benéfica em termos de produção e arrecadação tributária local, entretanto, globalmente considerada, a população dessas cidades pode estar se deslocando para a costa, demandando uma maior oferta de serviços públicos, como segurança e saúde. Esse aspecto deixa claro que entre municípios, a oferta de serviços públicos e a arrecadação tributária correspondente podem depender da dinâmica populacional. As cidades, portanto, apresentam uma interdependência que deve ser levada em conta na análise.

A mobilidade de pessoas entre cidades pode ser explicada por fatores como diferenciais na remuneração do trabalho local, acesso ao mar, ocorrência de temperaturas amenas, áreas verdes, presença de universidades, qualidade do ar, etc. Isto é, além dos diferenciais na remuneração do trabalho, a qualidade de vida e acesso a bens públicos podem influenciar a decisão dos migrantes em busca de melhores oportunidades (Zheng et al., 2010; Biagi et al., 2011).

Em particular, Ayuda et al. (2010) sugerem que proximidade da costa, a redução do custo de transporte e a saúde das pessoas são dependentes da localização geográfica e do clima experimentado localmente. Esses aspectos, conjuntamente considerados, podem ajudar a explicar o padrão de aglomeração da população nas cidades da Espanha (Ayuda et al., 2010), nos Estados Unidos (González-Val, 2015) e provavelmente em cidades do Brasil.

Davis and Weinstein (2002) sugerem que a ocorrência simultânea de retornos crescentes na indústria de manufatura e fatores de localização, incluindo a geografia física (como temperaturas amenas e proximidade da costa), quando combinados, são decisivos para explicar o crescimento e o padrão de aglomeração das cidades.

Outros estudos apontam a qualidade de vida e a existência de bens públicos como os aspectos importantes para explicar o crescimento, a interação e a aglomeração da população das cidades. De acordo com Zheng et al. (2010), fatores como a existência de universidades, baixa poluição do ar, existência de áreas verdes e proximidade das estações de metrô são relevantes para explicar o crescimento das cidades da China. Todos esses aspectos conjuntamente considerados, afetam a produtividade das cidades e o tamanho das suas populações (Biagi et al., 2011; Rappaport e Sachs, 2003).

Os resultados obtidos por González-Val (2014) para 1.152 cidades norte-americanas na década 1990-2000 apontam que o crescimento da população é afetado negativamente pelo desemprego, positivamente pela educação e clima (temperatura e precipitação pluvial), controlando-se para efeitos espaciais (e ocorrência de spillovers).

A despeito das contribuições acima apontadas indicarem que fatores econômicos e de qualidade de vida podem afetar a decisão de migrar e também o crescimento vegetativo, e portanto, o tamanho das cidades, estudos importantes como Glaeser et al. (1995) e Eeckhout (2004) não exploram esses aspectos de forma satisfatória.

Especificamente, Eeckhout (2004) atribui grande ênfase às externalidades das cidades, entretanto a metodologia empregada pelo autor não controla para fatores econômicos, nem para prová-

veis efeitos de interação entre as cidades, nem permite a estimação de potenciais externalidades. Isto porque Eeckhout (2004, p. 1447) assume explicitamente a independência entre as observações. Glaeser et al (1995), apesar de controlar para fatores econômicos, também assume a independência entre as observações, desprezando os efeitos de potenciais interações entre as cidades próximas.

Ademais, como enfatizou Rowthorn (2010), mudanças estruturais na composição do produto também podem influenciar a mobilidade da mão de obra entre as cidades. Na Inglaterra, a descoberta de petróleo no Mar do Norte foi acompanhada de intensa mudança na composição do produto e, portanto, na demanda por trabalho. A substituição da indústria de manufatura do Norte pela emergência do setor de serviços no Sul (mais alta qualificação) em cidades no entorno de Londres provocou movimentos populacionais em direção ao Sul que alteraram o tamanho das cidades do Norte e do Sul da Inglaterra.

Em relação ao mesmo aspecto, referindo-se aos Estados Unidos, Eeckhout (2004) observa que durante a década de 1990 a cidade de Detroit perdeu parte importante de sua população na medida em que a indústria de manufatura eliminou muitos empregos experimentando uma forte recessão. Em contraste, a expansão das indústrias de alta tecnologia situadas em São Francisco, levou à absorção de grandes saldos migratórios internos.

Em face da mobilidade da mão de obra e compartilhamento de fatores climáticos e geográficos, a renda per capita e a qualidade de vida de cidades próximas podem influenciar não apenas a taxa de crescimento local mas também a de cidades vizinhas dentro de uma zona de influência. Portanto, há boas razões para suspeitar que o crescimento de uma cidade dependa, não apenas da sua condição inicial, mas também do crescimento e das condições vigentes nas cidades próximas.

O objetivo deste trabalho é testar se o padrão de crescimento populacional das cidades da Região Sul do Brasil corresponde à Lei de Gibrat na medida em que a renda per capita, nível de emprego, composição do produto (agricultura e indústria) e outros fatores omitidos em trabalhos anteriores, como dependência espacial e spillovers, são explicitamente considerados na análise.

O presente estudo analisa o crescimento populacional de 1188 cidades dos estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul entre 1990 e 2000. A principal variável de interesse é o crescimento populacional condicional à população inicial, renda per capita, nível de emprego, escolaridade da força de trabalho, porcentagem da população empregada no setor agrário e industrial, nível de pobreza e acesso ao mar, com dummies para os diferentes estados da Região Sul.

A hipótese básica do trabalho é de que o crescimento populacional é independente do tamanho inicial das cidades. Essa suposição teórica é conhecida como Lei de Gibrat e tem sido utilizada em estudos de distribuição de renda (Sahota, 1978), em organização industrial (Caves, 1998) e também para descrever o crescimento das cidades nos Estados Unidos. Em particular, o crescimento das cidades é descrito como um processo estocástico inteiramente aleatório (Eeckhout, 2004).

Em relação aos trabalhos acima mencionados, este estudo apresenta três contribuições. Primeiro, a relação crescimento - tamanho inicial é *positiva* e estatisticamente significativa quando nenhum controle é utilizado tanto na média quanto nos quantis da distribuição. Entretanto, quando fatores econômicos e de qualidade de vida são explicitamente considerados, a correlação inversa entre crescimento e tamanho inicial é então corroborada.

Segundo, testes de hipóteses indicam a ocorrência de dependência espacial. Assim, após a busca pelo melhor modelo com controle para variável relevante omitida, dependência espacial e spillovers, a magnitude e a significância dos efeitos diretos, indiretos e totais foram obtidos por simulação. Esse procedimento permitiu mensurar a influência e testar a significância de fatores econômicos e não econômicos atuando simultaneamente sobre todas as cidades no entorno de uma zona de influência.

Terceiro, quando todos os fatores são considerados, conclui-se que a população inicial das cidades da Região Sul afeta *positivamente* e de forma sistemática o crescimento das cidades vizinhas e o efeito acumulado (total) das interações entre as cidades é *positivo* e estatisticamente significa-

tivo. Portanto, o crescimento das cidades da Região Sul é dependente da condição inicial e há evidência de spillovers significativos entre as cidades.

Esse resultado contrasta com outros estudos na literatura. Além disso, o presente trabalho esclarece sob quais condições a Lei de Gibrat é inadequada para descrever o crescimento populacional da Região Sul do Brasil, controlando-se para fatores econômicos e não econômicos ausentes em estudos anteriores.

A escolha da região é justificada pelo fato de que a intensidade das interações entre as cidades, com relação à mobilidade, é função da proximidade geográfica entre elas. Essa característica está relacionada com o custo dos transportes (Haddad e Barufi, 2016). Em particular, essa região do Brasil apresenta grande diversidade em termos de atividade econômica e de utilização da mão de obra, incluindo agricultura e pecuária, indústria, comércio e serviços, sugerindo complementaridade entre os setores produtivos. Tradicionalmente, a agricultura é mercado (demanda) para a indústria, fonte de liberação de mão de obra e estabilizadora dos salários e preços nas cidades (Dutt, 1992).

Ademais, os três estados do Sul apresentam clima e paisagens diversificadas em relação ao Brasil, como as regiões de grande altitude e baixas temperaturas ao sul de Santa Catarina e predominância de extensas planícies nos pampas do Rio Grande do Sul, na região de fronteira com o Uruguai e Argentina. Eles também contam com um amplo litoral com grandes contingentes populacionais que contrastam com a região oeste (*hinterland*) distante do mar, com predominância de temperaturas extremas e densidade populacional sensivelmente menor.

Há evidência de que o tipo específico de imigração e colonização do Rio Grande do Sul provocou efeitos permanentes no seu padrão de vida e provavelmente nas regiões vizinhas (Carvalho e Monastério, 2012). A imigração e implantação de raízes *não ibéricas* no Sul do Brasil (principalmente Alemanha e Itália) pode ter provocado a criação e perpetuação de instituições favoráveis ao desenvolvimento dessa região (Acemoglu et al., 2001; Acemoglu et al., 2003) que se manifesta também nos indicadores de qualidade de vida e de saúde da população dessas cidades bem acima da média nacional (Monastério, 2014). O restante do trabalho está organizado do seguinte modo. A seção 2 apresenta a metodologia empregada no trabalho. A seção 3 apresenta os principais resultados alcançados e na seção 4 tem-se os comentários finais.

2 Metodologia

2.1 Padrão de crescimento populacional

A Lei de Gibrat para as cidades postula que o seu crescimento não depende do tamanho inicial da cidade, isto é, as cidades maiores, em média, não crescem mais rápido ou mais lentamente que cidades menores.

Em outras palavras, não há correlação sistemática entre o crescimento e o tamanho inicial da cidade. Essa regularidade empírica tem sido confirmada em trabalhos anteriores, porém, sem que haja controles para fatores econômicos, de qualidade de vida e interação espacial entre as cidades e populações (Eeckhout, 2004). Portanto, o modelo básico que descreve a relação entre o crescimento da cidade e o seu tamanho inicial é especificado da seguinte forma:

$$g = \mu + S\phi + \varepsilon, \quad (1)$$

em que g é um vetor $N \times 1$ de observações da variável dependente para cada unidade da amostra ($i = 1, \dots, N$), μ é uma constante e S é o tamanho da população da cidade i no período inicial. ϕ é um coeficiente que mede a influência da população inicial sobre a evolução populacional, $\varepsilon = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_N)'$ é um vetor independente e identicamente distribuído de termos de erro com média

zero e variância σ^2 . Considera-se que quando $\phi = 0$ a Lei de Gibrat é corroborada pelos resultados. Deste modo, o crescimento populacional das cidades inevitavelmente produz uma distribuição lognormal (Eeckhout, 2004).

Pela expressão (1), o crescimento das cidades não é condicionado aos atributos positivos e negativos que afetam a produtividade e a qualidade de vida local. Adotando-se a abordagem de Glaeser et al. (1995), em que o tamanho das cidades está correlacionado com os atributos que afetam a produtividade e a qualidade de vida, a Lei de Gibrat condicional pode ser especificada como:

$$g = \mu + S\phi + X'_{i,t}\beta + \varepsilon, \quad (2)$$

em que $X'_{i,t}$ é um vetor de características da cidade i no tempo t que determina a o nível de qualidade de vida e o crescimento da produtividade e β denota um vetor $K \times 1$ de parâmetros a serem estimados. As especificações (1) e (2) acima adotam a suposição de que o crescimento de uma cidade ' i ' é independente do crescimento da cidade ' j '.

Além disso, o que se presume é que as características da cidade ' j ' não afetam o crescimento da cidade ' i '. Isto é, as cidades localizadas na zona costeira não exercem influência sobre a população que vive no interior e distante da costa. Essas suposições podem ser testadas e, na ausência de dependência espacial, as expressões (1) e (2) podem descrever adequadamente os dados (LeSage e Pace, 2009).

Entretanto, na medida em que a população exibe livre mobilidade entre as cidades, e estas, por seu turno, compartilham serviços públicos básicos como saúde e transporte, e também qualidade de vida, é razoável supor que o crescimento populacional de uma cidade esteja correlacionado com o crescimento da população das cidades próximas.

Neste caso, o modelo com efeitos de interação na variável endógena para testar a Lei de Gibrat é especificado como,

$$g = \rho Wg + \mu + S\phi + X'_{i,t}\beta + v, \quad (3)$$

em que $\rho \in (-1, +1)$ é o coeficiente de autocorrelação espacial que mede a intensidade da dependência entre o crescimento das diferentes cidades e W é uma matriz positiva $N \times N$ que descreve a estrutura de dependência entre as cidades, normalizada pela soma das linhas cuja diagonal principal tem apenas zeros, indicando que nenhuma cidade é vizinha de si mesma. A variável Wg denota o efeito interação entre o crescimento das cidades vizinhas e $v = (v_1, \dots, v_N)'$ é um vetor independente e identicamente distribuído de termos de erro com média zero e variância σ^2 . Quando todos os fatores explicativos do crescimento populacional das cidades são conjuntamente considerados, incluindo-se potenciais externalidades negativas e positivas, a expressão (3) acima pode ser reescrita como:

$$g = \rho Wg + \mu + S\phi + X'_{i,t}\beta + WX'_{i,t}\theta + v, \quad (4)$$

em que θ é um vetor $K \times 1$ de parâmetros das cidades vizinhas (' i ') que afetam a cidade ' j '.

2.2 Padrão de vida nas cidades: produtividade

Assumindo-se que as cidades diferem apenas no nível de produtividade e de qualidade de vida, a produção de cada cidade é dada pela seguinte função de produção Cobb-Douglas:

$$A_{i,t}f(L_{i,t}) = A_{i,t}L_{i,t}^\sigma \quad (5)$$

onde $A_{i,t}$ é o nível de produtividade na cidade no período t , $L_{i,t}$ é a população da cidade no período t e σ representa a intensidade do uso do fator trabalho no período t . O salário é dado pela produtividade marginal do trabalho:

$$S_{i,t} = \sigma A_{i,t} L_{i,t}^{\sigma-1} \quad (6)$$

A utilidade de cada indivíduo é dado pelo salário vezes um índice de qualidade de vida, onde a qualidade de vida é dada por:

$$\text{Qualidade de vida} = Q_{i,t} L_{i,t}^{-\delta} \quad (7)$$

onde $\delta > 0$. A qualidade de vida captura um leque de fatores, como crime, preço das casas, congestionamento, entre outros e declina com o aumento do tamanho da cidade. Com isso, a utilidade pode ser expressa por:

$$U = \sigma A_{i,t} Q_{i,t} L_{i,t}^{\sigma-\delta-1} \quad (8)$$

Assume-se que há migração livre entre as cidades, o que leva a uma utilidade constante entre o espaço no tempo t . Assim, para cada cidade, tem-se:

$$\log\left(\frac{U_{i,t+1}}{U_{i,t}}\right) = \log\left(\frac{A_{i,t+1}}{A_{i,t}}\right) + \log\left(\frac{Q_{i,t+1}}{Q_{i,t}}\right) + (\sigma - \delta - 1) \log\left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\right) \quad (9)$$

Assumindo que $X_{i,t}$ é um vetor de características no tempo t que determina o crescimento na qualidade de vida da cidade e no nível de produtividade da cidade, tem-se:

$$\log\left(\frac{A_{i,t+1}}{A_{i,t}}\right) = X'_{i,t} \gamma + \varpi_{i,t+1} \quad (10)$$

$$\log\left(\frac{Q_{i,t+1}}{Q_{i,t}}\right) = X'_{i,t} \eta + \varsigma_{i,t+1} \quad (11)$$

Combinando-se as três equações anteriores encontra-se a taxa de crescimento da força de trabalho:

$$\log\left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\right) = \frac{1}{1 + \delta - \sigma} X'_{i,t} (\gamma + \eta) + \varepsilon_{i,t+1} \quad (12)$$

onde $\varepsilon_{i,t}$ são os termos não correlacionados com as características urbanas. Assim, o crescimento do emprego é influenciado pelas características da cidade que determinam a qualidade de vida e o crescimento da produtividade.

Nesse modelo, o crescimento das cidades é representado pelo crescimento de sua população. O crescimento da população não é apropriado para o estudo do crescimento de países porque a população é relativamente imóvel, o que faz com que o crescimento da população reflita diferenças na fertilidade. Contudo, entre cidades, o crescimento da população captura as informações sobre a atratividade da cidade em si, seu mercado de trabalho e amenidades, como o acesso ao mar e ocorrência de temperaturas amenas.

Assumindo-se que os dados apresentam dependência espacial na variável endógena e também nas explicativas, o modelo mais simples dado pela equação (12) pode ser reescrito como:

$$\log\left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\right) = \rho W \log\left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\right) + \frac{1}{1 + \delta - \sigma} X'_{i,t} (\gamma + \eta) + W X'_{i,t} \theta + \varepsilon_{i,t+1} \quad (13)$$

onde W é a matriz padronizada de pesos espaciais descrita previamente. Assim, pode-se notar

que a equação (13) não é nada mais que a equação (12) com interação espacial na variável endógena e nas variáveis explicativas. Este modelo foi denominado *Spatial Durbin Model* (SDM) na literatura (LeSage e Pace, 2009). Impondo-se algumas restrições sobre o SDM e reescrevendo (13) na sua forma reduzida, obtém-se:

$$\log\left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\right) = (I - \rho W)^{-1} \left[X'_{i,t} \beta + W X'_{i,t} \theta + \varepsilon_{i,t+1} \right] \quad (14)$$

com ε seguindo a distribuição normal, com média zero e variância constante. Como é observado por Elhorst (2010), se $\theta = 0$ o *SDM* pode ser reduzido para um *Spatial Autoregressiva Model* (SAR) e se $\theta + \rho\beta = 0$ o *SDM* pode ser reduzido para um *Spatial Error Model* (SEM), descritos pelas equações (15) e (16), respectivamente.

$$\log\left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\right) = (I - \rho W)^{-1} \left[X'_{i,t} \beta + \varepsilon_{i,t+1} \right] \quad (15)$$

$$\log\left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\right) = X'_{i,t} \beta + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon_{i,t+1} \quad (16)$$

Da mesma forma, se $\rho = 0$ em (15) e $\lambda = 0$ em (16) obtém-se novamente (12), um modelo sem interação espacial na variável endógena e nas explicativas. Percebe-se, com isso, que os modelos (12), (15) e (16) são casos particulares do modelo *SDM*.

2.3 Análise exploratória dos dados

A base de dados empregada no trabalho é constituída de 1188 municípios da Região Sul do Brasil nos anos 2000 e 2010. Os dados foram obtidos a partir da divulgação do Atlas do Desenvolvimento Humano nos municípios do Brasil disponibilizados pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). As informações geográficas utilizadas para especificar as matrizes de ligação foram obtidas junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Do total das cidades, 399 estão localizadas no Paraná, 293 em Santa Catarina e 496 no Rio Grande do Sul.

Os dados da *PNUD* mostram que o crescimento da população na região no período de 2000 a 2010 foi de 3,3%, enquanto que na década anterior foi de 4,2%, indicando uma tendência de crescimento cada vez menor da população nessa região do Brasil, seja pela queda da taxa de natalidade seja pela migração em busca de melhor qualidade de vida.

A Tabela 1 apresenta a descrição das variáveis utilizadas no estudo e algumas medidas descritivas. A seleção das variáveis foi baseada na disponibilidade de informações e no estudo de Glaeser et al. (1995) e Rappaport e Sachs (2003). A variável dummy de acesso ao mar procurar mensurar os benefícios do clima mais ameno próximo à costa da Região Sul, e também aspectos como infraestrutura e facilidade de comércio com outros países, aspectos normalmente ausentes em cidades do interior dos três estados.

A Figura 1 abaixo mostra a distribuição espacial dos quartis da taxa de crescimento populacional das 1188 cidades da Região Sul entre 2000 e 2010. Um dos aspectos mais notáveis é a concentração do crescimento da população durante a década em direção ao litoral dos três estados do Sul (cores mais intensas) e o baixo crescimento (ou perda) da população no interior das regiões (cores claras), especialmente no interior do Paraná e do Rio Grande do Sul.

Esse padrão de concentração na costa é muito similar ao que ocorre nos Estados Unidos (Rappaport e Sachs, 2003).¹

¹Especificamente, para o caso isolado do Rio Grande do Sul, Fochezatto (2014) constatou que no período de 2000 a 2010 a população do RS aumentou menos de 5%, enquanto a população de Porto Alegre cresceu menos de 4%.

Tabela 1: Descrição das variáveis

Variáveis	Mínimo	Máximo	Média	Mediana
S10.S00 Log (População em 2010/População em 2000)	-0,4858	0,5711	0,0244	0,0131
LnPOP Log da população em 2000	7,015	14,278	9,059	8,853
LnRENDAPC Log da Renda per capita em 2000	5,011	7,355	6,078	6,089
Dummies estaduais				
PR Paraná	0,000	1,000	0,336	0,000
SC Santa Catarina	0,000	1,000	0,247	0,000
RS Rio Grande do Sul	0,000	1,000	0,417	0,000
Força de Trabalho, setores produtivos, amenidades				
ES % da população ocupada que completou o ensino superior	0,000	23,170	3,485	3,015
EMP % de empregados com carteira assinada	0,250	72,080	28,450	26,740
POBRES % de pobres	1,010	63,610	24,000	22,230
AGRO % empregados na agropecuária	0,630	94,900	44,080	46,570
IND % empregados no setor industrial	0,000	69,170	12,919	9,010
LIT 1 se o município é litorâneo, 0 caso contrário	0,000	1,000	0,041	0,000

Fonte: elaboração dos autores.

Preliminarmente, pode-se dizer que as cidades da Região Sul do Brasil exibem um padrão de crescimento populacional que não coincide com uma distribuição aleatória no espaço, pois evidencia-se um padrão de aglomeração em que os municípios com alto crescimento são circundados por outros que exibem alto crescimento de sua população e vice-versa.

Esta primeira constatação visual pode ser testada formalmente pela utilização de dois testes para a hipótese nula de ausência autocorrelação espacial global. Os coeficientes de correlação I de Moran e c de Geary são geralmente utilizados para essa finalidade e considerados suficientes para testar a significância e determinar a magnitude da dependência espacial (Roberts, 2004). O coeficiente de correlação I de Moran é definido por:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2}, \quad (17)$$

em que N é o tamanho da amostra, z é a variável dependente padronizada, Wz expressa os valores médios do crescimento da população nas cidades vizinhas, definidas de acordo com a matriz W . S_0 é um fator de escala que corresponde ao somatório de todos os pesos w_{ij} da matriz W . A hipótese nula do I de Moran é que os dados se distribuem aleatoriamente no espaço.

O coeficiente de autocorrelação c de Geary é definido pela expressão,

$$c = \frac{n-1}{2 \sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - y_j)^2}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}, \quad (18)$$

em que o seu valor esperado é 1. Valores de c maiores do que 0 e menores do que 1 evidenciam autocorrelação espacial positiva e valores de c maiores do que 1 e menores do que 2 evidenciam autocorrelação espacial negativa. A hipótese nula da estatística c de Geary é de que os dados estão distribuídos aleatoriamente no espaço. A Tabela 2 abaixo apresenta os resultados da aplicação de

Em contraste, em apenas oito municípios do litoral norte do RS houve um aumento de 35% na população local. Este fenômeno de concentração na costa pode ser um fenômeno casual ou sistemático, porém, apenas um teste de hipóteses pode fornecer subsídios para uma conclusão.

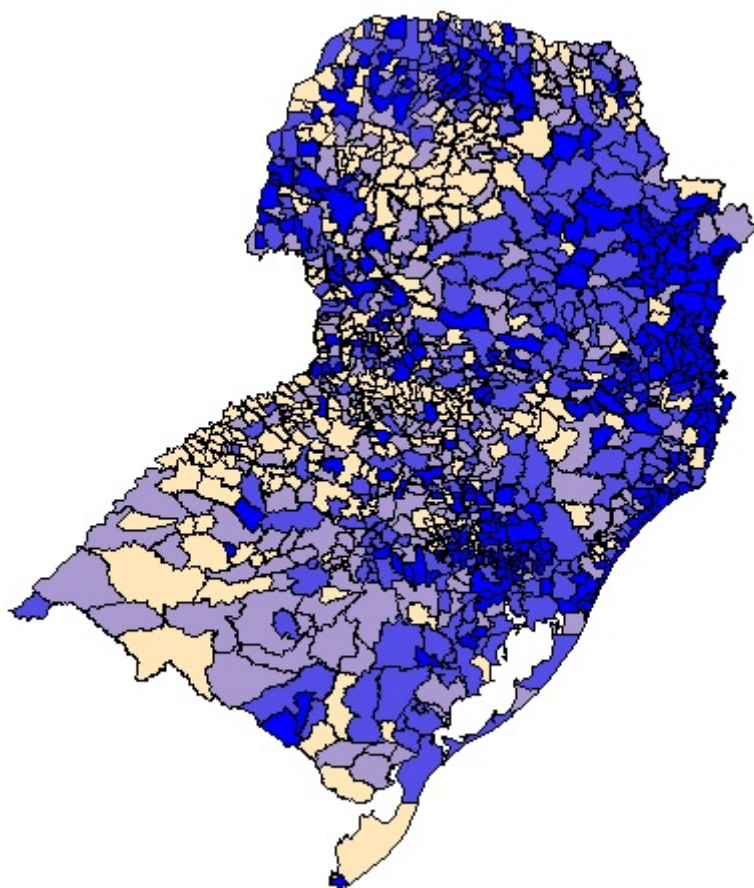


Figura 1: Quartis do crescimento da população, 2000-10, Região Sul do Brasil.

ambos os testes para a ausência de autocorrelação espacial global.

Tabela 2: Teste para dependência espacial global, crescimento da população (2000-10).

<i>Tipo de teste</i>	<i>Coefficiente de correlação</i>	<i>Valor esperado</i>
<i>I</i> de Moran (W1)	0,449***	-0,001
<i>I</i> de Moran (W2)	0,354***	-0,001
<i>c</i> de Geary (W1)	0,513***	1,000
<i>c</i> de Geary (W2)	0,636***	1,000

Notas: (a) Todos os testes são bicaudais baseados na Distribuição Normal; (b) ** estatisticamente significativo a 0,05 de probabilidade; (c) *** estatisticamente significativo a 0,01 de probabilidade.

Os resultados apresentados na Tabela 2 indicam que a hipótese de ausência de dependência espacial global pode ser rejeitada a 0,01 de probabilidade tanto pela estatística de Geary quanto pela estatística de Moran.

Para verificar a sensibilidade dos resultados em relação ao padrão de ligação entre as cidades foram utilizadas duas diferentes matrizes de dependência espacial: uma com o critério de contiguidade *queen* (Anselin et al., 1996) e outra com o critério de distância do grande círculo (LeSage e Fischer, 2008). Em ambos os casos os resultados são similares e indicam a ocorrência de dependência espacial positiva e estatisticamente significativa para o crescimento da população da Região Sul.

Em face dos resultados acima e para fins de análise exploratória dos dados, o modelo (1) foi estimado por regressão quantílica para a mediana e para alguns quantis da distribuição (0,10; 0,25; 0,75; 0,90). A Tabela 3 abaixo apresenta os resultados da regressão em que o *log* da população inicial (com constante) explica a taxa de crescimento da população na década (2000-10) nas 1188 cidades da Região Sul. Em todos os quartis, os resultados indicam que o efeito da condição inicial é positivo e estatisticamente significativo ao longo de toda a distribuição.

Tabela 3: Crescimento da população em decis da distribuição (2000-10).

<i>Quantis</i>	<i>intercepto</i>	$\hat{\phi}$
0,10	-0,442*** (-12,866)	0,037*** (9,807)
0,25	-0,379*** (-11,059)	0,036*** (9,508)
0,50	-0,308*** (-11,075)	0,0355*** (11,879)
0,75	-0,233*** (-6,355)	0,035*** (8,986)
0,90	-0,184*** (-2,900)	0,039*** (5,689)

Notas: (a) Estatística *t* entre parênteses; (b) *** estatisticamente significativo a 0,01 de probabilidade.

No geral, esses resultados preliminares sugerem a ocorrência um padrão sistemático de crescimento das cidades da Região Sul que colide com a hipótese de crescimento aleatório associado à Lei de Gibrat para cidades, em que a condição inicial da cidade não influenciaria o seu tamanho nos períodos seguintes. Em todos os casos a estatística *t* associada ao coeficiente do *log* da população inicial indicou significância a 0,01 de probabilidade. Este resultado contrasta fortemente com aqueles obtidos por outros autores.

Em face deste contraste entre os resultados apresentados acima e aqueles obtidos por Eeckhout (2004) para as cidades dos Estados Unidos (ausência de correlação entre o *log* da população inicial e o crescimento), o passo seguinte consistiu em buscar o melhor modelo que controle para fatores econômicos e também para dependência espacial, a provável ocorrência de variável relevante omitida e de *spillovers* espaciais entre as cidades da Região Sul.

Na presença de dependência espacial nas variáveis explicativas e/ou na variável endógena os estimadores tradicionais serão viesados e inconsistentes quando essa característica dos dados não é incorporada no modelo (LeSage e Pace, 2009; Elhorst, 2010; Green, 2005, p. 133-4).

A metodologia de busca pelo melhor modelo adotada neste estudo adota a sugestão de Elhorst (2010), em que inicialmente estima-se (2) que contém o modelo básico e demais explicativas para o crescimento da população. Sobre os resíduos desse resultado inicial aplica-se o teste do Multiplicador de Lagrange Robusto proposto por Anselin et al. (1996), para testar a hipótese nula de ausência de dependência espacial nos resíduos de (2). O teste do Multiplicador de Lagrange Robusto é invariante quanto a erros de especificação da hipótese nula.

A rejeição simultânea da hipótese nula para o caso do modelo *SAR* e também para o modelo *SEM* indica que é necessário estimar um *SDM* para descrever a base de dados. Os resultados do Teste do Multiplicador de Lagrange Robusto estão dispostos na Tabela 4 abaixo.

Em ambos os casos, pelos dois critérios de ligação entre as cidades da Região Sul, a hipótese nula de ausência de dependência espacial é rejeitada quando se assume o processo gerador dos dados é um *SEM* (RLMerr) e também quando se assume que o processo gerador dos dados é um *SAR* (RLMlag).

Tabela 4: Teste Multiplicador de Lagrange Robusto

<i>Tipo de teste</i>	<i>Estatística calculada - W1</i>	<i>Estatística calculada - W2</i>
RLMerr	19,62***	75,01***
RLMlag	10,60**	15,83***

Notas: (a) todos os testes são bicaudais; (b) ** estatisticamente significativo a 0,05 de probabilidade; (c) *** estatisticamente significativo a 0,01 de probabilidade.

Com isso, o passo seguinte consiste em estimar o *Spatial Durbin Model* (SDM). Uma de suas principais propriedades é produzir estimativas não viesadas ainda que o verdadeiro processo gerador dos dados seja o modelo SAR ou o modelo SEM (Elhorst, 2010).²

Outro atrativo do *Spatial Durbin Model* é de que ele não impõe nenhuma restrição *a priori* sobre a magnitude de potenciais spillovers espaciais, cuja significância pode ser testada através de simulações de Monte Carlo computando-se as matrizes de efeitos diretos e indiretos (LeSage e Pace, 2009).

Dos resultados apresentados na Tabela 4, ao se observar o valor da estatística de teste constata-se que o melhor critério de ligação para as cidades da Região Sul é a distância do grande círculo quando comparado com a ligação do tipo *queen*, pois o primeiro critério maximiza o valor da estatística calculada no Teste do Multiplicador de Lagrange.

3 Resultados e discussão

A Tabela 5 abaixo apresenta os resultados a partir do estimador *OLS*, sem controle para dependência espacial, dependência temporal, variável relevante omitida e spillovers. Adicionalmente, também são apresentados os resultados da estimação do modelo *SDM*, com os referidos controles. O coeficiente autorregressivo de dependência espacial é elevado (0,559) e estatisticamente significativo a 0,01 de probabilidade e o AIC indica que o *SDM* é o melhor modelo para descrever a base de dados, quando comparado com o estimador de *OLS*.

Analisando-se a significância individual dos coeficientes do modelo *SDM*, constata-se que apenas o nível de emprego formal não apresenta efeito significativo no crescimento da própria cidade. Em geral, os sinais dos coeficientes coincidem com o que se espera teoricamente, com excesso do aumento da porcentagem de indivíduos com nível superior, que leva a diminuição da cidade.

Esse fato pode ser explicado pelo aumento do grau de instrução das mulheres que as leva a terem menos filhos. A renda per capita tem efeito positivo e significativo sobre o crescimento da população da própria cidade, assim como as amenidades do litoral e a porcentagem da população empregada no setor industrial. Por outro lado, um aumento na população empregada no setor agrícola e o aumento da porcentagens de pobres leva a diminuição da cidade.

Por sua vez, ao se analisar o efeito que as das características iniciais de um município exerce sobre o crescimento das cidades vizinhas, percebe-se que apenas a nível de população inicial e população empregada na agricultura apresentam significância estatística. Dessa forma, o aumento da população na cidade '*i*' faz com que as cidades vizinhas cresçam, assim como o aumento de empregados no campo.

Mas, de fato, como foi observado previamente, os resultados dispostos na Tabela 5 não podem ser diretamente interpretados no caso do modelo *SDM*, pois as derivadas parciais em relação às

²Marques e Lima (2015) generalizaram o argumento teórico de LeSage e Pace (2009) restrito ao modelo SAR e demonstraram que o *SDM*, além de controlar para dependência espacial e variável relevante omitida, explicitamente, também controla para dependência *temporal*, ainda que o modelo utilizado seja para dados de cross-section.

explicativas não corresponde aos efeitos marginais comumente obtidos para os casos de regressão múltipla tradicional (Elhorst, 2010; LeSage e Pace, 2009).

Muitos estudos de econometria espacial baseiam-se na estimativa pontual dos parâmetros para testar a hipótese de existência de spillovers. Uma das contribuições cruciais de LeSage e Pace (2009) é demonstrar que esse procedimento pode levar a conclusões errôneas. Entretanto, os autores demonstraram que a obtenção das derivadas parciais do modelo especificado é uma base válida para inferência.

A partir das derivadas parciais do modelo especificado são obtidas matrizes de efeitos diretos e indiretos, calculando-se a média desses efeitos. Os efeitos diretos correspondem à média da diagonal principal dessa matriz e os efeitos indiretos são obtidos pela média da soma das linhas ou colunas que estão fora da diagonal principal.

Tabela 5: Resultados OLS e SDM - Variável dependente: (S10.S00)

Variável	OLS		SDM	
	Coefficiente	<i>Estatística t</i>	Coefficiente	<i>Estatística t</i>
(Intercept)	-0,184*	-1,680	-0,589**	-1,969
LnPOP	-0,001	-0,206	-0,007*	-1,748
log(RENDAPC)	0,051***	3,175	0,048***	2,974
PR	0,028***	4,027	0,102***	3,01
SC	0,030***	4,407	0,070***	3,307
ES	-0,009***	-5,721	-0,006***	-3,494
EMP	-0,0000	-0,163	-0,0002	-0,403
POBRES	-0,001***	-2,641	-0,0008*	-1,943
AGRO	-0,002***	-6,644	-0,002***	-6,403
IND	0,002***	5,001	0,002***	3,963
LIT	0,176***	11,957	0,137***	7,973
lag.LNPOP	-	-	0,036***	3,241
lag.log(RENDAPC)	-	-	-0,011	-0,248
lag.PR	-	-	-0,092**	-2,550
lag.SC	-	-	-0,067**	-2,7667
lag.ES	-	-	0,006	1,383
lag.EMP	-	-	0,001	1,0611
lag.POBRES	-	-	0,0003	0,255
lag.AGRO	-	-	0,003***	4,077
lag.IND	-	-	0,0004	0,355
lag.LIT	-	-	0,039	0,919
$\hat{\rho}$	-	-	0,559***	9,172
Log máxima verossimilhança	-	-	1255,883	-
Estatística de Wald	-	-	84,129***	-
AIC	-2402,600	-	-2465,800	-
Teste LM Autoc. Resíduos	-	-	0,6923	-
Total de observações	1188	-	1188	-

Notas: ·, *, ** e *** indicam o nível de significância de 10%, 5%, 1% e < 1% respectivamente.

A significância e a magnitude dos efeitos diretos e indiretos das variáveis explicativas são utilizadas para testar a hipótese de existência de spillovers. A dispersão dos efeitos diretos e indiretos é obtida por simulações de Monte Carlo a partir da matriz de variância-covariância. A magni-

Tabela 6: Efeitos diretos, indiretos e totais - Variável dependente: **(S10.S00)**

	<i>Diretos</i>	<i>Indiretos</i>	<i>Totais</i>
LnPOP	-0,006 (-1,459)	0,071*** (2,811)	0,066** (2,533)
Log(RENDAPC)	0,049*** (3,074)	0,035 (0,343)	0,083 (0,816)
PR	0,100*** (3,045)	-0,078 (-1,918)	0,023 (1,048)
SC	0,069*** (3,271)	-0,061** (-2,007)	0,008 (0,045)
ES	-0,006*** (-3,398)	0,007 (0,667)	0,001 (0,096)
EMP	0,0001 (-0,354)	0,002 (1,020)	0,002 (0,0948)
POBRES	-0,001** (-1,991)	-0,0004 (-0,172)	-0,001 (-0,528)
AGRO	-0,002*** (-6,113)	0,005*** (2,669)	0,003* (1,681)
IND	0,002*** (4,129)	0,003 (1,331)	0,005** (2,086)
LIT	0,141*** (8,264)	0,258** (2,897)	0,398*** (4,547)
Número de replicações		5000	

Estadística z entre parênteses; *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$

tude dos efeitos diretos, indiretos e totais, bem como a significância dos efeitos estão dispostos na Tabela 6.

A primeira conclusão que pode ser extraída desses resultados é de que existe uma correlação inversa não significativa, entre o crescimento das cidades e o *log* do nível da população inicial, quando fatores econômicos e amenidades, dependência espacial e spillovers espaciais são explicitamente controlados. Neste sentido, o tamanho inicial das cidades não influencia o seu próprio crescimento.

Entretanto, analisando-se a ocorrência de spillovers, constata-se que os efeitos indiretos e totais tem magnitude elevada e são estatisticamente significativos. Constata-se que o acréscimo de 1% na população inicial de uma cidade aumenta, em média, 0,07% a população das cidades vizinhas e em 0,066% a população global das cidades do Sul. Portanto, o tamanho da população inicial exerce influência *positiva* e estatisticamente significativa sobre o crescimento global das cidades do Sul. Este resultado não corrobora a Lei de Gibrat para o crescimento das cidades no caso da Região Sul do Brasil.

A segunda conclusão que pode ser extraída desses resultados é de que quanto maior a renda per capita, maior o crescimento da população das cidades do Sul. Entretanto, o acesso ao mar exerce efeito positivo estatisticamente significativo não apenas para o próprio município em análise, mas, aumenta a população das cidades próximas pois os efeitos indiretos (spillovers) são de magnitude elevada e estatisticamente significativos. Em resumo, as condições geográficas dos municípios situados no litoral da Região Sul exercem efeito global significativo sobre o aumento da população.

Como indicou Rowthorn (2010), a distinção entre agricultura e indústria é importante para explicar a dinâmica populacional. No presente caso, o *crescimento* da agropecuária em uma cidade 'i' está associado à *redução* da população dessa mesma cidade e, em contraste, está associado ao *crescimento* da população nas cidades vizinhas. Esses efeitos contrastantes, estatisticamente significativos a 0,01 de probabilidade, dificilmente poderiam ser obtidos de forma consistente em modelos de regressão tradicional. Este resultado indica que à medida que a agropecuária avança em um município, a população local 'transfere-se' para cidades próximas na Região Sul.

A indústria, por sua vez, exerce efeito de mesma magnitude sobre o próprio município, sem apresentar spillovers de crescimento populacional sobre cidades próximas. O setor industrial apresenta um efeito global estatisticamente significativo maior sobre o crescimento populacional, quando comparado com a agropecuária.

Este resultado pode estar indicando que o setor agrícola ainda pode ser considerado uma fonte de liberação de mão obra para os centros urbanos das cidades do Sul, em que as cidades com excedentes populacionais absorvem essa população no setor industrial e/ou de serviços. Esse resultado é coerente com o caso da Inglaterra (Rowthorn, 2010) e também com as cidades norte-americanas (Eeckhout, 2004) que passam mudanças estruturais na composição dos seus setores produtivos.

4 Conclusão

O objetivo deste estudo foi testar se o padrão de crescimento populacional das cidades da Região Sul do Brasil corresponde à hipótese de crescimento aleatório, conhecida como Lei de Gibrat. De acordo com essa suposição, o crescimento das cidades não está correlacionado com o seu tamanho inicial, o que implica que o crescimento populacional segue uma distribuição lognormal.

Controlando-se para fatores como renda per capita, nível de emprego, composição do produto (agricultura e indústria), acesso ao mar e percentagem de pobres, além de outros fatores omitidos em trabalhos anteriores, tais como dependência espacial e spillovers, os resultados encontrados não corroboram a Lei de Gibrat.

Analisando-se a ocorrência de spillovers, conclui-se que os efeitos indiretos e totais tem magnitude elevada e são estatisticamente significativos. No geral, o acréscimo de 1% na população inicial de uma cidade aumenta, em média, 0,07% a população das cidades vizinhas e em 0,066% a população global das cidades do Sul.

De fato, a população inicial não é significativa para explicar o crescimento da cidade, mas é determinante para explicar o crescimento das cidades vizinhas e de toda a região Sul.

Portanto, uma má especificação do modelo, onde se levasse em conta apenas os efeitos diretos da população inicial da cidade sobre o crescimento da mesma poderia levar a uma falsa comprovação da Lei de Gibrat.

Aparte da Lei de Gibrat, a distinção entre agricultura e indústria mostrou-se de grande importância para explicar a dinâmica populacional da Região Sul, pois o *crescimento* da agropecuária em uma cidade 'i' está associado à *redução* da população dessa mesma cidade, mas ao crescimento das cidades vizinhas. Este resultado indica que à medida que a agropecuária avança em um município, a população se desloca para cidades próximas na Região Sul.

O aumento da porcentagem da população empregada na indústria, da porcentagem de pobres e da renda per capita tem efeito apenas sobre o crescimento da própria cidade. O aumento do setor industrial e o da renda leva ao aumento da cidade.

Entretanto, o aumento da pobreza está associado à redução do tamanho da cidade. O fato da cidade estar localizada no litoral é a única característica que leva tanto ao aumento da própria cidade, como ao aumento das cidades vizinhas e, portanto é o principal determinante do crescimento das cidades da região Sul.

Um trabalho futuro poderá explorar em maior detalhe aspectos da qualidade de vida que não foram considerados no trabalho, tais como temperatura, qualidade do ar, presença de áreas verdes, hospitais, aeroportos, universidades, índices de criminalidade, dentre outros. Esses aspectos, ao lado dos fatores puramente econômicos também podem influenciar a migração entre as cidades.

Referências

- [1] ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. A. (2001) The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation, *American Economic Review*, Vol. 91(5), pp. 1369-1401.
- [2] ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J.; THAICHAROEN, Y. (2003) Institutional causes, macroeconomic symptoms: volatility, crises and growth, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, pp. 49-123.
- [3] ANSELIN, L.; BERA, A. K.; FLORAX, R.; YOON, M. J. (1996) Simple diagnostic tests for spatial dependence, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 26, pp. 77-104.
- [4] BIAGI, B.; FAGGIAN, A.; McCANN, P. (2011) Long and Short Distance Migration in Italy: The Role of Economic, Social and Environmental Characteristics, *Spatial Economic Analysis*, Vol. 6(1), pp.111-131.
- [5] CARVALHO FILHO, I.; MONASTÉRIO, L. (2012) Immigration and the origins of regional inequality: Government-sponsored European migration to southern Brazil before World War I, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 42, pp. 794-807.
- [6] CAVES, R. E. (1998) Industrial organization and new findings on the turnover and mobility of firms, *Journal of Economic Literature*, Vol. 36, pp. 1947-1982.
- [7] DUTT, A. K. (1992) A Kaldorian Model of Growth and Development Revisited: A Comment on Thirlwall, *Oxford Economic Papers*, Vol. 44(1), pp. 156-168.
- [8] EECKHOUT, J. (2004) Gibrat's Law for (All) Cities, *American Economic Review*, Vol. 94(5), pp. 1429-1451.
- [9] DAVIS, D.; WEINSTEIN, D. (2002) Bones, bombs and break points: the geography of economic activity, *American Economic Review*, Vol. 92(5), pp. 1269-1289.
- [10] GONZÁLEZ-VAL, Rafael (2015) Cross-sectional growth in US cities from 1990 to 2000, *Journal of Geographical Systems*, Vol 17, pp. 83-106.
- [11] ELHORST, J. P. (2010) Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar, *Spatial Economic Analysis*, Vol. 5(1), pp. 9-28.
- [12] FOCHEZATTO, A. (2014) Dinâmica Demográfica no Rio Grande do Sul: o expressivo aumento da população nos municípios praianos do Litoral Norte entre os anos 2000 e 2010, *Interfaces, Boletim de Pesquisa*, Porto Alegre: FACE/PUCRS, Vol. 1(1), pp. 1-4.
- [13] HADDAD, E. A.; BARUFI, A. M. B. (2016) From Rivers to Roads: Spatial Mismatch and Inequality of Opportunity in Urban Labor Markets of a Megacity, *Anais do 44º Encontro Nacional de Economia*, Foz do Iguaçu, pp. 1-20.

- [14] GALLUP, J. L.; SACHS, J. D.; MELLINGER, A. D. (1998) Geography and Economic Development, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 6849, pp. 1-81.
- [15] GLAESER, E. L.; KALLAL, H. D.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A. (1992) Growth in Cities, *Journal of Political Economy*, Vol. 100(6), pp. 1126-1152.
- [16] GLAESER, E. L.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A. (1995) Economic Growth in a Cross-Section of Cities, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 36, pp. 117-143.
- [17] GLAESER, E. L. (1998) Are Cities Dying?, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, pp. 139-160.
- [18] GREEN, W. H. (2005) *Econometric Analysis*, Upper Saddle River, New Jersey, Pearson Prentice Hall.
- [19] LESAGE, J. P.; FISCHER, M. M. (2008) Spatial Growth Regressions: Model Specification, Estimation and Interpretation, *Spatial Economic Analysis*, Vol. 3(3), pp. 275-304.
- [20] LESAGE, J. P.; PACE, R. K. (2009) *Introduction to Spatial Econometrics*, Boca Raton, CRC Press.
- [21] MARQUES, A. M.; LIMA, G. T. (2015) Testing for Spatial Dependence in the Regional Unemployment in Europe, *19^a Conference of the Research Network Macroeconomics and Macroeconomic Policies*, Berlim, Germany, pp. 1-26.
- [22] MONASTERIO, L. M. (2014) Stature and Immigration in Southern Brazil, *América Latina en la Historia Económica*, Ano 21(1), pp. 115-133.
- [23] RAPPAPORT, J.; SACHS, J. D. (2003) The United States as a Coastal Nation, *Journal of Economic Growth*, Vol. 8, pp. 5-46.
- [24] ROBERTS, M. (2004) The Growth Performance of the GB Counties: Some New Empirical Evidence for 1977-1993, *Regional Studies*, Vol. 38(2), pp. 149-165.
- [25] ROWTHORN, R. (2010) Combined and Uneven Development: Reflections on the North-South Divide, *Spatial Economic Analysis*, Vol. 5(4), pp. 363-388.
- [26] SAHOTA, G. S. (1978) Theories of personal income distribution: a survey, *Journal of Economic Literature*, Vol. 16, pp. 1-55.
- [27] SUTTON, J. (1997) Gibrat's legacy, *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, pp. 40-59.