

ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA LOCAL DOS GASTOS MUNICIPAIS EM SAÚDE: 2003-2008

MARIA VIVIANA DE FREITAS¹
JOILSON DE ASSIS CABRAL²

Resumo

A saúde, ou a ausência dela, é uma variável macroeconômica que retrata o nível de desenvolvimento econômico de uma região. Nesse sentido, o presente estudo investigou se, ao longo do período de 2003 a 2008, houve redução das disparidades socioeconômicas nos municípios brasileiros, controlando os efeitos espaciais (heterogeneidade observável e não observável e dependência) para 5.063 municípios brasileiros. As evidências obtidas neste trabalho mostram que houve indícios de convergência dos gastos *per capita* em saúde. Todavia, os municípios que possuem as maiores velocidades de convergência são, justamente, aqueles que se encontram nas regiões mais desenvolvidas do Brasil (Sul, Sudeste e litoral nordestino) o que, por sua vez, tende a aumentar ainda mais a produtividade dessas regiões e, como consequência, a disparidade regional existente pode se acentuar.

Palavras-chave: Convergência Local. Gastos com Saúde. Regressões Ponderadas Geograficamente.

Abstract

Health or lack of health is a macroeconomic variable that shows the level of economic development in a region. In this context, this paper aimed to investigate whether over the period 2003 to 2008 there was a reduction of socioeconomic disparities in the municipalities controlling the spatial effects for 5063 Brazilian municipalities. Evidence obtained in this paper show that there was evidence of convergence of per capita spending on health. However, the municipalities that have the highest rate of convergence are exactly those who are in more developed regions of Brazil (south, southeast and northeast coast), in turn, tends to further increase the productivity of these regions and, consequently, the existing regional disparity may become more pronounced.

Key Words: Local Convergence. Expenditure with Health. Geographically Weighted Regressions

JEL: O47, O50, C21, C23

1. Introdução

Economia da Saúde tem-se destacado como tema relevante do ponto de vista econômico nos últimos sessenta anos, obtendo maior atenção por parte dos formuladores de política econômica depois da Segunda Grande Guerra. As estruturas de assistência médica passam a fazer parte das atribuições financeiras do Estado, a política social é estendida a todos enquanto atributo da cidadania. A partir dos anos 1960 e 1970, os gastos públicos com saúde passam a crescer em largas proporções, especialmente no conjunto das economias desenvolvidas. A prática dos governos teve

¹ Professora da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (FE/UFJF) mvivianafreitas@gmail.com

² Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Instituto de Ciências Humanas e Sociais, Departamento de Ciências Econômicas cabraljoilson@gmail.com

como base os postulados da teoria Keynesiana e da teoria do Bem Estar Social (FOLLAND et al., 2008).

O sistema de saúde brasileiro é caracterizado pela integração público-privado, onde o setor público assegura acesso integral, universal e gratuito a todos os cidadãos enquanto o setor de cobertura privada complementar atua basicamente via planos de seguro-saúde. A partir da implementação do Sistema Único de Saúde (SUS), determinada pela Constituição de 1988, o setor da saúde transformou-se em um sistema universal diversificado em que os serviços públicos de saúde passaram a ser de incumbência deste.

A cobertura do sistema nacional de saúde passa, então, a ser financiada por diversos recursos (salários, lucros, impostos, orçamento fiscal direcionado para diferentes classes de renda). As pessoas de baixa renda são, essencialmente, financiadas por recursos fiscais. Já os trabalhadores formais e a classe média por meio de contribuições sobre a folha de salários. Para a camada de renda mais elevada, baseia-se em desembolso direto ou por meio de planos complementares de seguro-saúde (ANDRADE, 2000; MAIA et al., 2004).

No Brasil, o nível do gasto *per capita* com saúde ainda é muito pequeno, mesmo quando comparado ao de outras economias com nível de renda similar. Em 2003, foi alocado para a saúde no país 7,5% do PIB, um valor bem aquém do observado nos Estados Unidos (14,6%), Alemanha (10,8%) e Canadá (10,6%)³. Já em 2008, esse percentual aumenta em 0,9 atingindo o patamar de 8,4% do PIB nacional (WHO, 2010). Conforme Andrade et al. (2006), esses números revelam um desequilíbrio existente no provimento da assistência à saúde no Brasil, constituindo mais uma face de uma sociedade extremamente desigual.

A saúde, ou a ausência dela, é uma variável macroeconômica que retrata o nível de desenvolvimento econômico de uma região. A doença reduz o rendimento de uma socie-

dade e a renda de um indivíduo ao longo de sua vida. A saúde incidiria sobre a qualidade do capital humano e sobre o incentivo/desincentivo à entrada de investimentos (PIOLA et al., 2002). Como o estado de saúde afeta diretamente a capacidade produtiva dos indivíduos, o provimento e financiamento dos bens e serviços de saúde apresentam um aspecto normativo que os caracterizam como bens meritórios. Nesse sentido, é objetivo da grande maioria dos governos garantir que toda a população possa usufruir de alguns desses bens e serviços. Além disso, por estarem diretamente associados à vida, do ponto de vista individual, não existe saciedade em relação a esses bens e serviços (ANDRADE, 2000).

O modelo de Lucas (1988) destaca a importância da formação do capital humano para o crescimento e desenvolvimento econômico. Paradoxalmente, neste e em outros modelos (Romer, 1990; Aghion e Howitt, 1993), considera-se a formação do capital humano como uma fonte de crescimento embutida nos indivíduos, os quais podem afetá-lo se forem vivazes e saudáveis. Desta maneira, a aceção da formação de capital humano como fonte de crescimento humano também uma visão mais próxima de como mudanças no estado de saúde da população podem influenciar o crescimento econômico (VAN ZON e MUYSKEN, 2001).

Por sua vez, Grossman (1972) observa que a saúde contribui para o desempenho econômico de várias formas. Segundo o autor, o aumento da produtividade está diretamente relacionado à política de concessão de recursos à área de saúde. Nesse contexto, a saúde pode ser vista como um fim em si mesma, uma vez que consiste em fator determinante do bem-estar, afetando direta e indiretamente a qualidade de vida dos indivíduos. Diretamente porque a qualidade de vida está associada ao estado de saúde, onde indivíduos

mais saudáveis têm maiores condições de desfrutar da vida; e indiretamente porque a boa saúde eleva a capacidade produtiva e a renda dos indivíduos, uma vez que constitui parte do estoque do capital humano (ANDRADE et al., 2006). Portanto, as decisões individuais ou políticas públicas que afetam direta ou indiretamente a saúde têm efeitos cruciais sobre o desenvolvimento econômico de um país.

Diante do baixo crescimento econômico verificado no período considerado neste trabalho (2003-2008) de, em média, 2,6% ao ano, que leva os formuladores de política econômica a lidar com a nítida disparidade entre seus municípios, torna-se relevante investigar se ao longo do período de 2003 a 2008 houve uma redução das disparidades socioeconômicas nos municípios brasileiros que os levaram à convergência nos gastos *per capita* em saúde. Trabalhos desta natureza são importantes para o entendimento do processo de crescimento e desenvolvimento dos municípios devido ao fato da variável em análise fornecer subsídios para mensurar a qualidade de vida da população, que é um dos pré-requisitos para aumentar a produtividade do capital humano já consagrado na literatura como importante determinante do crescimento econômico de uma região.

Em virtude de o presente trabalho objetivar entender o processo de convergência dos gastos *per capita* em saúde em nível municipal, deve-se levar em consideração os efeitos espaciais que poderiam resultar da interação espacial entre os agentes (REY e MONTOURI, 1999). Todavia, como observado por Quah (1996), a maioria dos trabalhos sobre convergência de renda utilizou dados regionais, mas a grande parte dos trabalhos tratava as regiões como unidades isoladas, não considerando a interação espacial com seu entorno, o que pode conduzir a enviesamento

³ Dados disponíveis em: <http://apps.who.int/ghodata/?theme=country#>

das estimações, com graves danos para a formulação de políticas públicas.

A diferença entre a econometria espacial e a econometria convencional concentra-se, portanto, na preocupação de se incorporar na modelagem o padrão da interação espacial entre os agentes num sistema (a autocorrelação espacial), assim como as características da estrutura desse sistema no espaço (a heterogeneidade espacial). Essas interações e as características estruturais geram efeitos espaciais que influenciam a dinâmica geográfica dos padrões de crescimento no tempo (ANSELIN, 1988; ANSELIN e BERA, 1998).

Nesse cenário, este estudo considera a questão da convergência local dos gastos *per capita* em saúde, controlando os efeitos espaciais para 5.063 municípios brasileiros (91% do total de municípios brasileiros), considerando as interações espaciais, no período recente compreendido entre os anos de 2003 e 2008.

As evidências obtidas neste trabalho mostram que houve indícios de convergência dos gastos *per capita* em saúde. Contudo, a análise pormenorizada da velocidade de convergência condicional local revelou que os municípios que possuem as maiores velocidades de convergência são, justamente, aqueles que se encontram nas regiões mais desenvolvidas do Brasil (Sul, Sudeste e litoral nordestino). Esse resultado revela-se preocupante, pois a velocidade de convergência encontrada por este estudo foi maior para os municípios mais ricos do País o que, por sua vez, tende a aumentar ainda mais a produtividade dessas regiões e, como consequência, a disparidade regional existente pode se acentuar.

Além dessa seção introdutória, o presente trabalho está estruturado como segue. Na segunda seção tem-se a revisão de literatura dos trabalhos de convergência. A terceira seção aborda a metodologia implementada. Na quarta seção, são

discutidos os resultados e, por fim, as considerações finais do estudo são empreendidas na quinta seção.

2. Literatura Empírica

Na última década, a literatura econômica tem dedicado crescente atenção à investigação das causas do desenvolvimento econômico e às razões das disparidades de renda entre nações. Com relação à literatura de crescimento econômico, os trabalhos clássicos (Solow, 1956; Ramsey, 1929)⁴, apesar de identificarem a tecnologia como o fator determinante do crescimento econômico, adotam o pressuposto de que essa variável seja exógena. Visando solucionar esse impasse, uma linha importante do *mainstream* iniciou um esforço para a incorporação de elementos da dimensão tecnológica nos modelos de crescimento econômico (ROMER, 1990; BARRO E SALA-i-MARTIN, 1997).

O modelo de crescimento endógeno de Lucas (1988), além de abordar a questão tecnológica para a análise de convergência, destaca também a importância da formação do capital humano para o crescimento e desenvolvimento econômico. Neste e em outros modelos (ROMER, 1990; AGHION E HOWITT, 1993), considera-se a formação do capital humano como uma fonte de crescimento embutida nos indivíduos. Desta maneira, a aceção da formação de capital humano como fonte de crescimento também garante uma visão mais próxima de como mudanças no estado de saúde da população podem influenciar o crescimento econômico.

No tocante à convergência, uma questão que tem atraído considerável atenção ao trabalho empírico sobre o tema é se as regiões pobres tendem a crescer mais rápido que regiões ricas. Com o trabalho seminal de Baumol (1986), que concluiu pela existência de convergência entre os países in-

dustrializados, vários outros estudos foram empreendidos. A partir de então, a análise de convergência de renda passou nos últimos vinte anos por diversos desenvolvimentos teóricos e empíricos. Isto se deve ao fato de que convergência ou divergência de renda tem implicações relevantes sobre o processo de crescimento e desenvolvimento de regiões e a relação econômica entre elas, bem como sobre a atuação das políticas públicas nesse processo.

Uma temática referente à convergência que tem sido discutida nos recentes anos é o estudo da convergência de variáveis socioeconômicas, pois as mesmas buscam averiguar se o planejamento público obtém êxito em suas políticas direcionadas para melhoria e convergência do padrão de vida da sociedade. Exemplos de estudos deste tipo, podem ser citados os de Moniz e Baptista (2007) e Cavalcanti et al. (2010). Moniz e Baptista (2007) analisam a convergência do IDH em nível mundial entre os anos de 1975 e 2003 e constatam pela existência de convergência. Contudo, um resultado inquietante do estudo repousa no fato de que a tendência no Desenvolvimento Humano é que a taxa global de convergência está diminuindo o seu ritmo. Já o estudo de Cavalcante et al. (2010) buscou verificar se durante o período de 1991 a 2000 as disparidades do Índice de Desenvolvimento Humano entre os municípios acreanos diminuíram. Os resultados do estudo mostraram que se as economias mantiverem a mesma dinâmica os municípios do Acre se dirigem para o mesmo estado estacionário.

A partir do estudo de De Long e Summers (1991), o interesse pela inclusão dos efeitos espaciais na análise de convergência e pela utilização adequada do instrumental econométrico espacial tem aumentado nos últimos anos. Com o desenvolvimento de técnicas econométrico-espaciais,

⁴ Mais detalhes sobre os modelos em Romer (2006).

os estudos sobre convergência passaram a considerar as influências das externalidades locais sobre a dinâmica de crescimento da economia. O foco desta aplicação os estudos regionais, a exemplo, Rey e Montouri (1999) para os Estados Unidos, Fingleton (1999), López-Bazo *et al.* (1999) e Arbia e Piras (2004) para a Europa, Magalhaes *et al.* (2000), Silveira Neto (2001), Silveira Neto e Azzoni (2008), Barreto e Almeida (2008) para estados brasileiros, entre outros.

Devido ao fato da importância do capital humano como uma das fontes de crescimento econômico e, por ocasião da saúde incidir sobre a produtividade do indivíduo, torna-se uma pré-condição para o crescimento de uma região, a análise da convergência em saúde. Aplicando a metodologia econométrico-espacial para os municípios pernambucanos no período de 2000 e 2006, a conclusão do estudo de Bezerra (2010) é a de que os gastos em saúde desses municípios mostram uma dinâmica de convergência, que dentre outras coisas depende não só dos gastos iniciais, mas também de variáveis como mortalidade infantil, partido político e expectativa de vida.

Quanto aos modelos de convergência local utilizando a metodologia RPG, podem ser citados, em nível internacional, os estudos de convergência de renda de Yildirim (2005) para as províncias turcas e de Wei e Ye (2009) para os municípios chineses. Em nível nacional, Ribeiro (2010) aplica o instrumental metodológico de RPG para as áreas mínimas comparáveis (convergência absoluta para o período de 1980 a 2007) e para os municípios brasileiros (convergência condicional para o período de 1999 a 2005). Em ambas as estimações são encontradas evidências de convergência local.

Ademais, salienta-se que não foram encontrados estudos que analisam a convergência dos gastos em saúde em uma perspectiva espacial local, o que diferencia o presente estudo dos demais.

3. Modelo de convergência-â condicional local com dependência espacial – RPG

A hipótese de convergência (absoluta ou condicional) especifica uma relação negativa entre o nível inicial de renda de uma economia e sua taxa de crescimento durante determinado período de tempo. Essa característica decorre da hipótese de retornos marginais decrescentes para o capital na função de produção do modelo de crescimento neoclássico de Solow (1956).

O modelo pode ser representado pela seguinte equação:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t-1}) + X_{i,t}\theta + \varepsilon_{i,t} \quad (3.1)$$

em que a variável dependente é a taxa de crescimento da renda por trabalhador para a região i no período t ; $\ln(y_{i,t-1})$ é o nível inicial da renda por trabalhador para a região i e X_i denota um vetor de variáveis que controlam para o nível da renda por trabalhador da região i no seu estado estacionário. ε refere-se a um vetor de coeficientes.

A técnica de regressão linear estima um parâmetro $\hat{\alpha}$ que relaciona as variáveis explicativas à variável dependente. Todavia, quando essa técnica é aplicada para dados espaciais, algumas questões concernentes à estabilidade desses parâmetros no espaço surgem. O termo heterogeneidade espacial dos parâmetros diz respeito às variações nas relações entre as variáveis ao longo do espaço. Essas diferentes relações são expressas por diferentes coeficientes das regressões. No caso extremo, há uma regressão para cada unidade espacial analisada. Existem algumas abordagens econométricas para incorporar essa heterogeneidade espacial no modelo. A metodologia conhecida por Regressões Ponderadas Geograficamente – RPG (Geographically Weighted Regressions – GWR) desenvolvida por Brundson,

Fotheringham e Charlton (1996) é um dos exemplos. RPG é uma técnica que permite a modelagem dos relacionamentos que variam no espaço por introduzir pesos baseados na distância para prover estimativas de $\hat{\alpha}_{ki}$ para cada variável X_k e cada localização geográfica i (CHASCO *et al.*, 2007).

A ideia de atribuir pesos para cada observação a partir de um ponto de calibragem incorpora o conceito de que a importância relativa diminui com a distância do ponto analisado. Em outras palavras, subconjuntos de dados são criados em torno de determinadas pontos onde a influência das observações é reduzida à medida que se tornam mais distantes do ponto de calibragem (Fotheringham *et al.*, 2002). Diante do discutido, é patente que a metodologia RPG logra êxito em acomodar o efeito espacial representado pela heterogeneidade espacial extrema, manifestada nos coeficientes (de intercepto quanto de inclinação).

Assim, a estimação do modelo de convergência-â condicional local terá a seguinte especificação econométrica:

$$TX = \alpha(u_i, v_i) - \beta(u_i, v_i) + GASTOS_{i-1} + X_i\gamma(u_i, v_i) + \varepsilon \quad (3.2)$$

Em que TX refere-se à taxa de crescimento dos gastos *per capita* em saúde municipal; (u_i, v_i) representam as coordenadas do ponto i no espaço, $\hat{\alpha}(u_i, v_i)$ e $\hat{\beta}(u_i, v_i)$ representam as estimativas locais da hipótese de convergência e das variáveis de controle, respectivamente.

A estimação de $\hat{\alpha}(u_i, v_i)$ e $\hat{\beta}(u_i, v_i)$ é feita por mínimos quadrados ponderados, em que os pesos modificam-se sob influência da proximidade com o ponto de regressão i , e são definidos pela função $W(u_i, v_i)$, ou *kernel* espacial. A matriz $W(u_i, v_i)$ representa os pesos w_{ij} baseados na distância entre a observação no ponto i e as demais observações da sub-amostra selecionada pela “janela móvel”, e

definidos pela função do *kernel* espacial. Há diversas maneiras de se definir a matriz de ponderação $W(u_i, v_i)$, conforme a distância da observação j em relação ao ponto de regressão i (d_{ij}), como exposto no Quadro 1. A Figura 1 (1.a e 1.b) apresenta os tipos de *kernel*, fixo e adaptativo.

A escolha ótima de largura de banda envolve um *trade-off* entre viés e variância: uma largura de banda muito pequena leva a uma variância grande nas estimativas locais; uma banda muito larga traz viés às estimativas locais.

O estimador de RPG é um estimador de mínimos quadrados ponderados (MQP), com a distinção de que os pesos não são fixos, mas modificam-se de acordo com a proximidade do ponto de regressão i , identificado pelas coordenadas (u_i, v_i) .

O modelo RPG pode ser comparado a um modelo de regressão linear clássico de coeficientes globais por meio de um teste ANOVA. A hipótese nula do teste ANOVA é que o modelo RPG não melhora os resultados do modelo de regressão linear clássico, e é avaliado pela estatística F .

Adicionalmente, os coeficientes locais estimados para uma variável explicativa podem ser avaliados por intermédio de um teste de significância de Monte Carlo: caso não haja uma variabilidade espacial significativa, a hipótese nula de estacionariedade espacial se sustenta. O desvio padrão dos coeficientes locais é usado para computar a estatística do teste. O desvio padrão observado é comparado com valores simulados do desvio padrão obtidos por meio de sucessivas realocações aleatórias das observações nas regiões em estudo. Os valores obtidos (simulados e observado) são classificados, e a posição ocupada no *rank* pelo desvio padrão observado é usada para o cálculo do p -valor:

$$p\text{-valor} = 1 - \text{rank}/n,$$

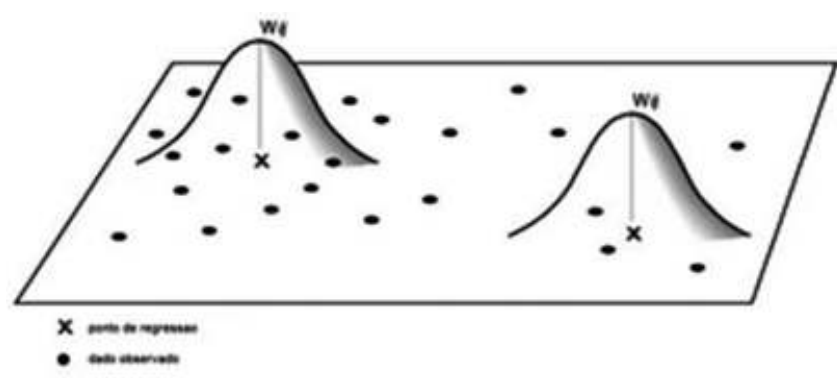
onde n é o número de simulações.

(3.3)

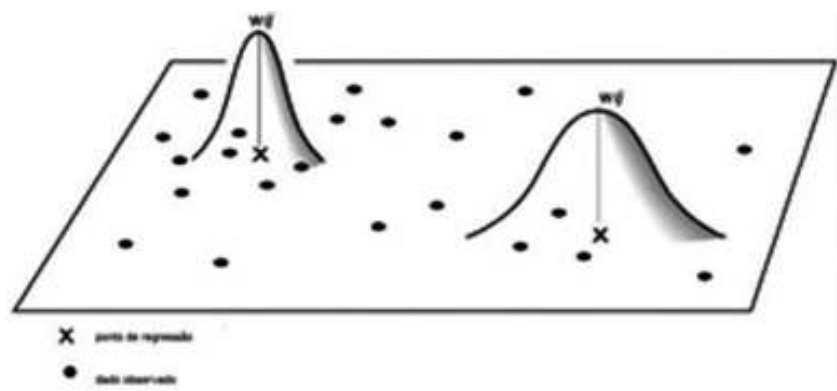
Tipo de <i>kernel</i>	Função	Observações
Cilíndrico, largura fixa	$w_{ij} = 1$, se $d_{ij} < dw_{ij} = 0$, caso contrário	Desvantagem: coeficientes locais ficam muito sensíveis à mudança do ponto de regressão, pois todas as observações dentro do kernel tem o mesmo peso.
Contínuo, largura fixa	$w_{ij} = \exp(-d_{ij}^2/b^2)$	Desvantagem: - se há poucas observações na janela: ineficiência das estimações para os coeficientes locais. - se há uma alta densidade de dados em algumas regiões: certas sub-amostras podem ser redundantes, implicando em viés na estimação dos coeficientes locais
Adaptativo	$w_{ij} = [1-(d_{ij}/b)^2]^2$, se $d_{ij} < dw_{ij} = 0$, caso contrário	
Fixo	$\sum_j w_{ij} = C$	

Quadro 1: Resumo dos tipos de *kernel* espacial para os modelos RPG

Fonte: OLIVEIRA (2009).



1.a) *Kernel* com pesos contínuos (gaussiano) com largura de banda fixa



1.b) *Kernel* adaptativo

Figura 1: Tipos de *kernel* espacial

Fonte: adaptado de Charlton, Fotheringham e Brundson (2002).

Em resumo, ao possibilitar a estimação dos parâmetros considerando sua variabilidade espacial, a metodologia RPG soluciona uma importante fonte de má-especificação, qual seja, a omissão da heterogeneidade espacial nos parâmetros em nível municipal. Além disso, os efeitos de dependência espacial podem ser considerados localmente, caso uma avaliação dos resíduos do modelo RPG mostrem a presença de autocorrelação espacial.

É patente que a metodologia RPG logra êxito em acomodar o efeito espacial representado pela heterogeneidade espacial extrema, manifestada nos coeficientes (de intercepto quanto de inclinação). Cabe ressaltar também que, quanto ao segundo efeito no espaço, ou seja, a dependência espacial, esta pode ser levada em conta tanto globalmente quanto localmente. A metodologia RPG pode, ainda, aninhar os dois efeitos conjuntamente.

Um primeiro caso de controle para efeitos espaciais é a situação em que a taxa de crescimento da renda é influenciada pela taxa de crescimento da renda das regiões vizinhas. Para ver isso, considere o modelo de convergência- β condicional local, incorporando a dependência espacial (SAR local) na forma da variável dependente defasada espacialmente dentro da metodologia RPG:

$$TX = \alpha(u_i, v_i) + \rho WTX - \beta(u_i, v_i) GASTOS_{t-1} + X_i \chi(u_i, v_i) + \varepsilon \quad (3.4)$$

em que WTX é a variável dependente defasada espacialmente de acordo com uma matriz de ponderação espacial que define um arranjo a fim de que a interação internacional aconteça. Note-se que se o vetor de coeficientes locais for nulo, a equação transforma-se num modelo de convergência- β absoluta local. Por intermédio da equação (3.4) pode-se observar que o intercepto é estimado localmente, $\alpha(u_i, v_i)$. O parâmetro espacial ρ fornece a informação a respeito do grau de autocorrelação espacial. Contudo, nesta especificação,

$\rho(u_i, v_i)$ é um coeficiente espacial estimado localmente. Em outros termos, para cada região i , tem-se a informação local de qual é a magnitude do valor de ρ e o seu sinal, positivo ou negativo. Devido à presença da variável endógena WTX , deve-se estimar o modelo SAR local pelo método de variáveis instrumentais. Esse método consiste de dois estágios: no primeiro estágio, deve-se estimar uma regressão auxiliar em que as variáveis a serem utilizadas como instrumentos para WTX serão as variáveis explicativas defasadas espacialmente, desde que garantidos os pressupostos de forte correlação destas com WTX e exogeneidade (ausência de correlação das variáveis defasadas espacialmente com o termo de erro). A garantia desses dois pressupostos elimina o problema de endogeneidade para WTX estimada. De posse das estimativas para WTX , torna-se possível estimar o modelo SAR local. Esse é o único modelo econométrico-espacial local considerado em Fotheringham et al. (2002).

São desenvolvidos, neste estudo, pioneiramente, dentro da abordagem de RPG, dois outros modelos econométrico-espaciais locais a seguir. Em vez de ser a média da taxa de crescimento da renda nos vizinhos, o efeito espacial pode se manifestar no termo de erro, caracterizando efeitos não-modelados (ou não-medidos) que estejam autocorrelacionados espacialmente. Assim, o modelo de erro espacial local pode ser expresso:

$$TX = \alpha(u_i, v_i) - \beta(u_i, v_i) GASTOS_{t-1} + X_i \chi(u_i, v_i) + \xi \quad (3.5a)$$

$$\xi = \lambda(u_i, v_i) W\xi + \varepsilon \quad (3.5b)$$

na qual permanece a mesma notação como antes, com exceção de que ξ é o coeficiente espacial, estimado localmente, e o termo de erro (ε) é idêntica e independentemente distribuído, com média zero e variância constante.

Sob condições de não-normalidade dos resíduos e de heterocedasticidade, o modelo SEM deve ser estimado seguindo o procedimento de MQGE. Na implementação do procedimento, o primeiro passo é estimar o modelo de convergência- $\hat{\alpha}$ condicional local convencional, em diferenças. Após, defasa-se os resíduos, estimados localmente, desse modelo. O terceiro passo envolve estimar novamente o modelo, em diferenças, incluindo os resíduos defasados espacialmente (W) a fim de obter estimativas consistentes de $\hat{\alpha}$. De posse das estimativas locais de $\hat{\alpha}$, as variáveis são filtradas do seguinte modo:

$$TX_i^* = TX_i - \lambda(u_i, v_i) WTX_i \quad (3.6a)$$

$$GASTOS_{t-1,i}^* = GASTOS_{t-1,i} - \lambda(u_i, v_i) W GASTOS_{t-1,i} \quad (3.6b)$$

$$X_i^* = X_i - \lambda(u_i, v_i) WX_i \quad (3.6c)$$

O passo final é estimar o modelo SEM com as variáveis transformadas pelo processo de filtragem espacial das variáveis à la Cochrane-Orcutt.

Outro modelo é o regressivo cruzado espacial local, procurando investigar se existem transbordamentos das variáveis independentes. Pode-se, assim, especificar o modelo RPG com dependência espacial na forma de transbordamentos espaciais para o modelo de convergência- $\hat{\alpha}$ condicional local:

$$TX = \alpha(u_i, v_i) - \beta(u_i, v_i) GASTOS_{t-1} + \delta(u_i, v_i) W GASTOS_{t-1} + X_i \chi(u_i, v_i) + WX_i \tau(u_i, v_i) + \varepsilon \quad (3.7)$$

em que WX_{i0} são as variáveis independentes defasadas espacialmente segundo um critério para a construção de matriz de ponderação espacial.

Os coeficientes $\tau_k(u_i, v_i)$ são estimados localmente. Isso significa que para cada região há um coeficiente indicando o grau da dependência espacial referente ao transbordamento espacial de uma variável WX_{i0} específica, dado por $\tau_k(u_i, v_i)$. Essa é uma informação que pode ser muito útil para a formulação de políticas públicas.

Caso as estatísticas para a presença de autocorrelação espacial não sejam significativas, utiliza-se o modelo RPG tradicional como o mais apropriado. Caso contrário, há de se estimar o modelo RPG com a especificação indicada pela hipótese alternativa (defasagem espacial, erro espacial ou regressivo cruzado espacial). O *software* GWR 3.0 é o programa utilizado para estimar o modelo local de convergência- $\hat{\alpha}$ condicional. Em virtude do *software* não contemplar a dimensão temporal dos dados, a estimação foi realizada em primeiras diferenças com intuito de remover os efeitos não observados existentes entre os municípios para o período compreendido entre os anos 2003 e 2008.

Para lidar com o problema de diferenças de dimensões de dados para o caso dos 5.063 considerados na amostra, um *kernel* adaptativo com uma forma bi-quadrado foi escolhido para estimar as regressões. A largura de banda foi escolhida levando em consideração os resultados para a minimização do critério de informação Akaike (AIC).

Em termos quantitativos, a amostra do presente estudo considera 5.063 dos 5.564 municípios brasileiros, ou seja, 91% dos municípios estão contemplados na amostra. Os dados de saúde foram retirados do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS)⁵ enquanto o indicador social fora extraído da Federação das Indústrias do Rio de Janeiro (FIRJAN)⁶.

A variável dependente (TX) é o logaritmo natural da razão entre os valores do montante de gastos *per capita* relativo ao dois anos 2008 e 2003. Os gastos do ano inicial ($GASTOS_{t-1}$), variável que indica a existência de convergência dos gastos em saúde, caso o parâmetro estimado seja negativo e estatisticamente significativo, é representado pelo logaritmo da variável gastos *per capita* do ano anterior.

O Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM) considera, com igual ponderação, as

três principais áreas de desenvolvimento humano: IFDM Emprego e Renda - média ponderada de três indicadores (Geração de emprego formal, Estoque de emprego formal e Salários médios do emprego formal) extraídos de duas bases do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE): a Relação Anual de Informações Sociais (Rais) e o Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (Caged); IFDM Educação - Média ponderada de seis indicadores (Taxa de matrícula na educação infantil, Taxa de abandono, Taxa de distorção idade série, Percentual de docentes com ensino superior, Média de horas aula diárias, Resultado do IDEB) extraídos de duas bases do Ministério da Educação (MEC): o Censo Escolar e o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb). No caso do Ideb, que é bienal, utiliza-se sempre o último resultado disponível; IFDM Saúde - Média ponderada de três indicadores (Número de consultas pré-natal, Óbitos por causas mal definidas e Óbitos infantis por causas evitáveis) extraídos de duas bases do Ministério da Saúde: o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e o Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (Sinasc).

Esse índice possibilita o acompanhamento dos 5.564 municípios brasileiros com base exclusiva em dados oficiais. O IFDM varia entre 0 e 1 e, assim como na interpretação do IDH-m (Índice de Desenvolvimento Humano municipal), quanto mais próximo de 1, mais desenvolvido o município. As vantagens do IFDM em relação ao IDH-m repousam no fato de que o primeiro é calculado anualmente, ao contrário do O IDH-m que é realizado com base nos dados do Censo Populacional que, atualmente, é realizado no Brasil a cada dez anos. Além disso, **o IFDM permite a comparação relativa e a**

absoluta entre municípios ao longo do tempo, uma vez que sua metodologia possibilita determinar com precisão se a melhora relativa ocorrida em determinado município decorre da adoção de políticas específicas, ou se o resultado obtido é apenas reflexo da queda dos demais municípios.

4. Resultados e discussão

Por ocasião do *software* empregado (GWR3) para realizar as regressões não contemplar o tratamento para a dimensão temporal dos dados, o modelo foi estimado com os dados em primeiras diferenças para o período analisado 2008-2003, com o intuito de remover efeitos não-observados invariantes no tempo.

A fim de avaliar se o modelo de convergência (absoluta e condicional) local possui maior grau de ajuste aos dados, o modelo linear clássico de coeficientes globais foi também estimado para que uma comparação entre esses dois modelos seja possível. Os resultados do modelo global bem como alguns critérios de ajuste do modelo são apresentados na Tabela 1. No modelo de coeficientes globais para a convergência absoluta do crescimento dos gastos em saúde *per capita*, em primeiras diferenças, a relação entre taxa de crescimento dos gastos em saúde *per capita* e dos gastos do ano inicial é negativa e estatisticamente diferente de zero sugerindo a existência de convergência dos gastos municipais em saúde. Cerca de 11% da variação da taxa de crescimento dos gastos *per capita* em saúde é explicada pelo modelo de coeficientes globais. Observa-se que o modelo RPG ajusta-se melhor aos dados que o modelo global, pois este último apresenta valor do critério de informação de Akaike superior ao observado para o modelo RPG (93,54 > -197,91). Além disso, o teste ANOVA apresenta um valor da estatística

⁵ Dados disponíveis em: <http://siops.datasus.gov.br/municipio.php>

⁶ Dados disponíveis em: <http://www.firjan.org.br/data/pages/2C908CE9229431C90122A3B25FA534A2.htm>

F de 14,56 e, dessa forma, rejeita-se a hipótese nula de que o modelo RPG não melhora os resultados do modelo global.

Há de se observar, porém, que no modelo estimado em primeiras diferenças foi detectada a presença de autocorrelação espacial dos

resíduos conforme procedimento de Baumont (2004). Foram testadas diversas matrizes de ponderação espacial (torre, rainha, k vizinhos com $k = 1, \dots, 20$), sendo que a matriz de k vizinhos de ordem 4 ($k4$) foi a que captou maior dependência espacial por ter apresentado maior I

de Moran estatisticamente significativo. Diante disso, foram estimados diferentes modelos para a possível correção da dependência espacial, quais sejam, modelos de defasagem espacial (SAR), modelo de erro espacial (SEM) e modelo regressivo cruzado (SLX).

Tabela 1: Resultados do modelo de coeficientes globais estimados para a variável taxa de crescimento dos gastos em saúde per capita, 2008-2003 (em diferenças)

Variável	Absoluta				Condicional			
	Primeiras diferenças	SAR	SEM	SLX	Primeiras diferenças	SAR	SEM	SLX
Gastos _{t-1}	-0,0010*** (0,0000)	-0,0008*** (0,0000)	-0,0011*** (0,0000)	-0,0010*** (0,0000)	-0,0010*** (0,0000)	-0,0010*** (0,0000)	-0,0010*** (0,0000)	-0,0010*** (0,0000)
IFDM					0,0659*** (0,0279)	0,0197*** (0,0282)	0,0002*** (0,0000)	0,0370*** (0,0306)
Constante	0,2068*** (0,0068)	0,1536*** (0,0069)	0,2143*** (0,0028)	0,1306*** (0,0085)	0,1963*** (0,0081)	0,1661*** (0,0087)	0,1819*** (0,0021)	0,1616*** (0,0138)
WTx		0,0654 (0,0118)				0,1055*** (0,0119)		
Wgastos _{t-1}				0,0001*** (0,0000)				0,00004** (0,0000)
WIFDM								0,0345*** (0,0117)
AIC _{global}	93,54	-39,62	-4611,90	-55,82	89,98	14,06	-6288,07	82,69
AIC _{RPG}	-197,91	-476,18	-6464,71	-483,91	-180,01	-218,04	-8037,16	-181,25
R ² _{global}	0,11	0,09	0,59	0,09	0,11	0,12	0,74	0,11
R ² _{RPG}	0,16	0,16	0,72	0,17	0,16	0,17	0,82	0,16
Teste F	14,56***	15,93***	25,87***	15,18***	10,82***	8,95***	16,53***	9,01***
Auto-correlação espacial dos resíduos	Presente	Ausente	Ausente	Presente	Presente	Presente	Ausente	Presente
Número de observações	5.063	5.063	5.063	5.063	5.063	5.063	5.063	5.063

Fonte: Elaboração Própria.

Notas: Erro-padrão entre parênteses.

** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

“ Para uma indicação da não-estacionariedade espacial são apresentados na Tabela 2, os resultados do teste de Monte-Carlo para os parâmetros estimados locais. Observa-se que, considerando 0,1% de significância, apresenta...”

Analisando os critérios de ajuste (Akaike – AIC, R² ajustado e teste ANOVA – teste F), percebe-se que, em todos os modelos, a estimação da convergência absoluta local dos gastos *per capita* em saúde, considerando a dependência espacial, possui ajuste superior ao modelo global. Esse fato sugere que a heterogeneidade espacial deve ser considerada nas estimações em nível municipal. Em outras palavras, para cada município brasileiro há um específico valor do parâmetro estimado. Todavia, cabe notar que, após verificar os resíduos dos modelos supracitados por meio da estatística I de Moran, no modelo SLX ainda foi encontrada autocorrelação espacial remanescente nos resíduos. Comparando os modelos que corrigiram a dependência espacial dos resíduos, SAR e SEM, por intermédio da análise dos critérios de ajuste dos dois modelos, observa-se que o modelo que melhor se ajusta foi o SEM local (AIC_{SAR}: -476,18 > AIC_{SEM}: -6.464,71).

Uma ressalva, todavia, deve ser feita quanto à questão da análise de convergência absoluta: conforme Sala-i-Martin (1996), como os diferenciais nos níveis de renda *per capita* não são as únicas diferenças relevantes existentes entre as regiões, a hipó-

tese de $\hat{\alpha}$ convergência absoluta pode ser considerada falha. Na abordagem de convergência absoluta trabalha-se com a suposição de que os diferenciais de renda *per capita* são os únicos elementos relevantes na análise entre as unidades regionais enquanto na condicional, cada economia se aproxima do seu próprio equilíbrio definido por suas condições iniciais. Diante disso, neste trabalho foi também realizada a análise de convergência condicional local para os gastos *per capita* em saúde. Além dos gastos de saúde no ano inicial, para controle das condições iniciais dos municípios, foi utilizado na análise o IFDM tendo em vista que tal índice considera as três principais áreas do desenvolvimento humano, emprego e renda, saúde e educação, o que, por sua vez, exercem impacto relevante sobre o crescimento dos gastos municipais em saúde.

Pela visualização dos resultados das estimações dos modelos de convergência condicional apresentados na Tabela 1 e, levando em consideração os critérios de ajuste dos modelos, nota-se que, uma vez mais, o modelo de erro espacial local foi o que obteve ajuste superior em relação aos demais, pois o modelo apresentou menor critério AIC entre todos os modelos estimados: -8.037,16, além de ser o único que não apresentou autocorrelação espacial remanescente nos resíduos.

Para uma indicação da não-estacionariedade espacial são apresentados na Tabela 2, os resultados do teste de Monte-Carlo para os parâmetros estimados locais. Observa-se que, considerando 0,1% de significância, apresenta variabilidade espacial a variável relacionada aos gastos municipais *per capita* em saúde referentes ao ano inicial.

Devido ao grande número de resultados, o parâmetro local estimado pelo modelo RPG é apresentado no Mapa 1. Para a melhor compreensão do processo de convergência da taxa de crescimento dos gastos *per capita* em saúde, foi calculada a velocidade de convergência⁷. A taxa na qual o crescimento dos gastos em saúde convergem é apresentada no Mapa 2. Em todos os mapas, a escala de cores segue a distribuição de desvio-padrão em relação à média e, somente os parâmetros significativos em 5% são destacados.

Tabela 2: Resultados do teste para variabilidade espacial (teste de significância de Monte-Carlo)

Variável	Convergência Condicional (RPG em Primeiras Diferenças)		Convergência Condicional (RPG com Erro Espacial)	
	p-valor		p-valor	
Gastos _{t-1}	0,0000	***	0,0000	***
IFDM	0,53	n/s	0,11	n/s
Constante	0,0000	***	0,0000	***
Nº de observações	5.063	5.063		

Fonte: Elaboração Própria.

Notas: * Significativo a 5%; ** Significativo a 1%; *** Significativo a 0,1%; n/s: não significativo a 5%.

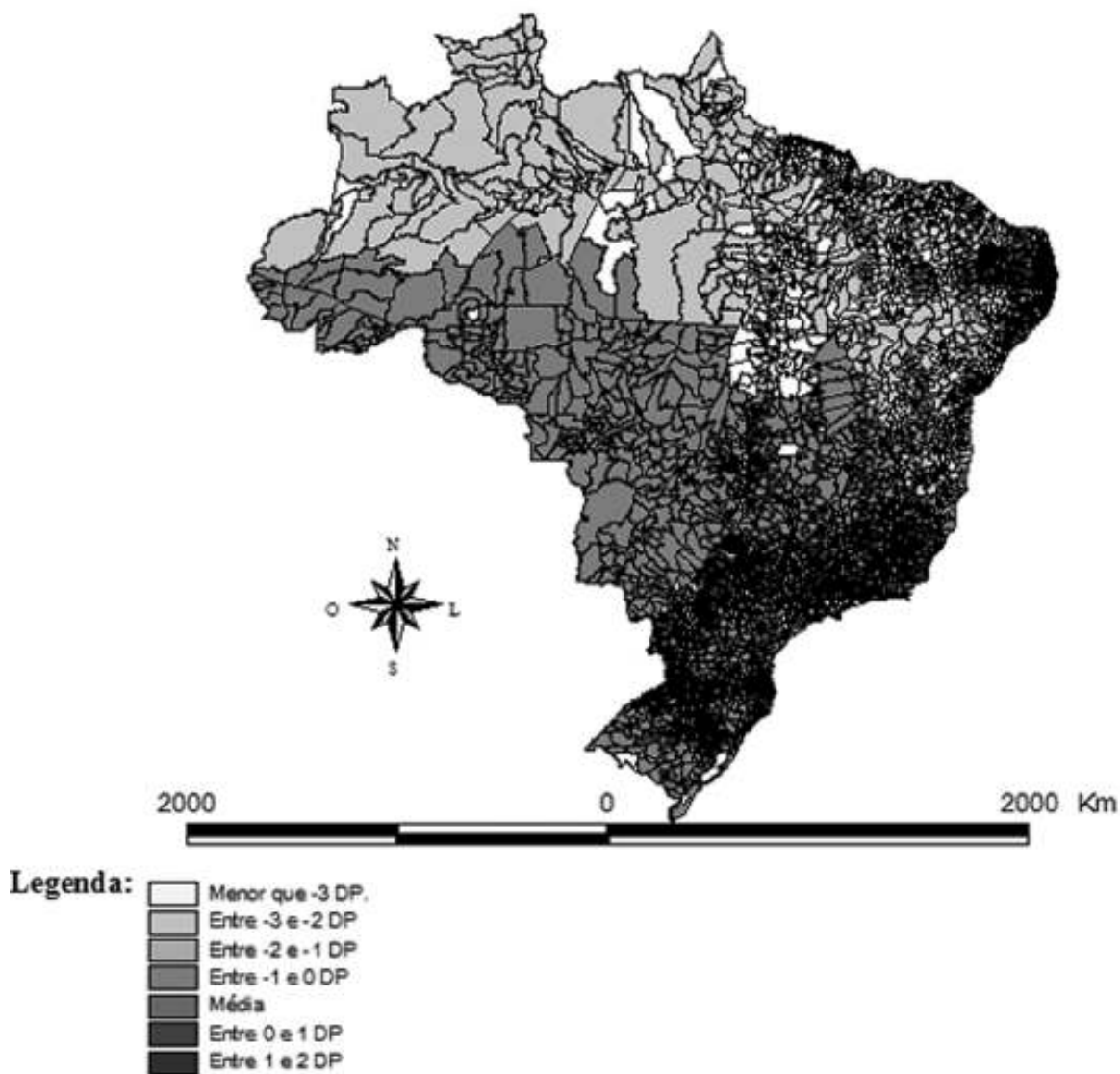
⁷ Taxa ou velocidade de convergência foi calculada conforme derivação do modelo de Barro e Sala-i-Martin (1992), *apud* Rey e Montouri (1999): $\theta = \frac{\ln(\beta + 1)}{-t}$; em que β é o coeficiente estimado relativo ao PIB por trabalhador inicial e t é o número de anos no período.

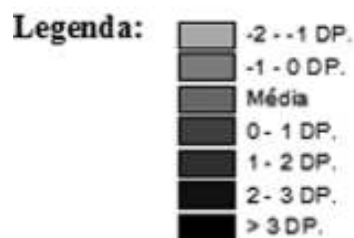
Como pode ser observado pela inspeção visual do Mapa 1, os municípios que possuem maiores gastos *per capita* com saúde no ano anterior são os municípios localizados nas regiões Sul e Sudeste do País assim como na faixa litorânea do Nordeste. Esse resultado comprova o fato de que os dispêndios em saúde exercem papel importante para explicar o crescimento de uma região, haja visto que essas regiões brasileiras são as

que apresentam os melhores níveis de crescimento e desenvolvimento. Outro resultado interessante a se destacar é que o baixo nível de gastos despendidos em saúde na região Norte pode ser atribuído ao incipiente esforço de política pública na área de saúde que acarreta baixos níveis de produtividade e, por conseguinte, baixo crescimento econômico.

Pelo Mapa 2, pode-se perceber que os municípios que possuem as

maiores velocidades de convergência são, justamente, aqueles que se encontram nas regiões mais desenvolvidas do Brasil. Esse resultado se revela preocupante, pois a velocidade de convergência é maior para os municípios mais ricos do país o que, por sua vez, tende a aumentar ainda mais a produtividade dessas regiões e, como conseqüência, a disparidade regional existente pode se acentuar.





Mapa 2: Velocidade da convergência local dos gastos *per capita* em saúde para o período em diferenças, 2008-2003

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: DP refere-se a desvio-padrão em relação à média.

5. Considerações Finais

Este estudo contribuiu para a análise de convergência ao explicar a taxa de crescimento dos gastos *per capita* em saúde, visto que a saúde incide sobre a qualidade do capital humano (PIOLA et al., 2002) e o aumento da produtividade está diretamente relacionado à política de

concessão de recursos à área de saúde (GROSSMAN, 1972). Com isso, foram analisados 5.063 municípios brasileiros no período, em diferenças, compreendido entre os anos de 2003 e 2008. Vale ressaltar, ainda, que o presente estudo empreendeu uma análise local dos gastos municipais *per capita* em saúde por meio das

Regressões Ponderadas Geograficamente RPG, metodologia pouco utilizada nos trabalhos empíricos de convergência.

Os resultados das estimações revelaram que os problemas espaciais (dependência e heterogeneidade) devem ser considerados nas regressões. Tanto nas estimações

“

Diante disso, tornam-se necessários maiores investimentos em saúde nos municípios das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste do País a fim de aumentar a produtividade dos indivíduos e, assim, dar suporte ao possível crescimento dessas regiões.

”

de convergência absoluta quanto na condicional da taxa de crescimento dos gastos *per capita* em saúde, o modelo de erro espacial (SEM) local foi o que obteve melhor grau de ajustamento.

Em ambas as estimações, houve indícios de convergência. Contudo, a análise pormenorizada da velocidade de convergência condicional local revelou que os municípios que possuem as maiores velocidades de convergência são, justamente, aqueles que se encontram nas regiões mais desenvolvidas do Brasil (Sul, Sudeste e litoral nordestino).

Há de se atentar para esse resultado, pois a velocidade de convergência encontrada por este estudo foi maior para os municípios mais ricos do País o que, por sua vez, tende a aumentar ainda mais a produtividade dessas regiões e, como consequência, a disparidade regional existente pode se acentuar. Diante disso, tornam-se necessários maiores investimentos em saúde nos municípios das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste do País a fim de aumentar a produ-

vidade dos indivíduos e, assim, dar suporte ao possível crescimento dessas regiões. É preciso, portanto, políticas públicas regionais mais eficazes, tais como: investimento em hospitais, saneamento básico, políticas de redução da mortalidade infantil entre outras.

Referências

AGHION, P. e HOWITT, P. A Model of Growth Through Creative Destruction. *Econometrica*, v. 60, 1993.

ALMEIDA, E.S. *Econometria Espacial Aplicada*. 2009. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Juiz de Fora, 2009.

ANDRADE, M. V. *Ensaio em Economia da Saúde*. 2000. 307 f. Tese (Doutorado em Economia) – Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2000.

ANDRADE, M. V.; MAIA, A.C. Demanda por planos de Saúde no Brasil. In: CONGRESSO DE ECONOMIA DA SAÚDE DA AMÉRICA LATINA E CARIBE, 1., Buenos Aires, *Anais...* Buenos Aires, 2006.

ANSELIN, L.; BERA, A. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In A. Ullah and D. Giles (Eds.) *Handbook of Applied Economic Statistics*. New York: Marcel Dekker, 1998. p. 237-289

ANSELIN, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Boston: Kluwer Academic, 1988.

ARBIA, G.M.; PIRAS, G. Convergence in per-capita GDP across European regions using panel data models extended to spatial autocorrelation effects, 4., 2004. *ERSA CONFERENCE PAPERS ERSACONFERENCE*. European Regional Science Association, 2004.

BARRO, R. Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*. v. 106, n. 2, p. 407-443, 1991.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. *Journal of Political Economy*. v. 100, n. 2, 1992.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Technological Diffusion, Convergence and Growth. *Journal of Economic Growth*, v. 1, p. 1-26, 1997.

BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence and welfare: what the long-run data show. *American Economic Review*. v. 76, p. 1072-1085, 1986.

BAUMONT, C. *Spatial effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?* Université de Bourgogne, 2004.

BEZERRA, R.A.A. *Convergência dos Gastos de Saúde dos Municípios Pernambucanos: uma análise para os anos de 2000 e 2006*. 2010. 55f. Monografia - Universidade Federal de Pernambuco, 2010.

BRUNSDON, C.; FOTHERINGHAM, A.S.; CHARLTON, M.E. Geographically Weighted Regression: A Method for Exploring Spatial Nonstationarity. *Geographical Analysis*, v. 28, n. 4, p. 281-298. 1996.

CHASCO, C.; GARCÍA, I.; VICÉNS, J. Modeling spatial variations in household disposable income with Geographically Weighted Regression. *Munich Personal RePEc Archive*. Universidad Autónoma de Madrid, Spain, 2007.

FOLLAND, S.; GOODMAN, A.; STANO, M. *A economia da saúde*. Porto Alegre: Bookman, 2008.

FOTHERINGHAM, A. S., BRUNSDON, C. e CHARLTON, M. *Geographically Weighted Regressions: the Analysis of Spatially Varying*

Relationships. Jonh Wiley & Sons ltd, 2002.

LÓPEZ-BAZO, E.; VAYÁ, A.M.; SURINACH, J. Regional economic dynamic and convergence in the European Union. **Annals of Regional Science**, v. 33, p. 343-70, 1999.

LUCAS, R. E. On the Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**. v. 22, n. 1, p. 3- 42, 1988.

MAGALHÃES, A. M.; HEWINGS, G. D.; AZZONI, C. Spatial Dependence and Regional Convergence in Brazil. In: INTERNACIONAL REGIONAL SCIENCE MEETING, 39., 2000, Chicago. **Anais...** Chicago, 2000.

MAIA, A.C.; ANDRADE, M.V.; OLIVEIRA, A.M.H.C. O Risco Moral no Sistema de Saúde Suplementar Brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 32., 2004, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa, 2004.

OLIVEIRA, R.C. **Curva de Kuznets Ambiental para a Amazônia Legal**. 2009. 162 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Faculdade de Economia e Administração, Universidade Federal de Juiz de Fora, 2009.

PIOLA, S. F., VIANNA, S. M. **Economia da Saúde: conceitos e contribuição para a gestão da saúde**. Brasília: IPEA, 2002.

QUAH, D. Empirics for economic growth and convergence. **European Economic Review**. v. 40, p. 1353-75, 1996.

RAMSEY, F. A mathematical theory of savings. **The Economic Journal**, v. 38, p. 543-59, 1929.

REY, S. J. MONTOURI, B. D. US regional income convergence: A spatial econometric perspective. **Regional Studie**, v. 33, n.2, p. 143-156, 1999.

RIBEIRO, E.C.B.A. **Convergência de Renda Local entre os Municípios Brasileiros para o ano de 2000 a 2005**. 2010. 140 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada). Faculdade de Economia e Administração, Universidade Federal de Juiz de Fora, 2010.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. McGraw-Hill, 2006.

ROMER, P.M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**. v. 94, n. 5 p. 1002-37, 1986.

ROMER, P.M. Growth Based on Increasing Returns Due to Specialization. **American Economic Review**. v. 77, n. 2, p. 56-62, 1987.

ROMER, P.M. Endogenous technological change. **Journal of Political Economy**. v. 98, n. 5, p. 71-102, 1990.

SALA-I-MARTIN, X. The Classical Approach to Convergence Analysis. **Economic Journal, Royal Economic Society**, v. 106, n. 437, p. 1019-36, 1996.

SILVEIRA NETO, R.M. Localização, Crescimento e Spillovers: Evidências para os Estados Brasileiros e Setores. In: Encontro Nacional de Economia, 29., 2011, Salvador/BA. **Anais...** Salvador, 2011.

SILVEIRA NETO, R.M.; AZZONI, C.R. Non Spatial Public Policies and Regional Inequality in Brazil. In: RSAI World Congress 2008, São Paulo. **Annals of RSAI World Congress**, 2008.

SOLOW, R. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, p. 65-94, 1956.

WHO (World Health Organization), **World health statistics 2010**. Disponível em: <<http://www.who.int/whosis/whostat/2010/en/index.html>>. Acesso em: 05 out. 2010.

YILDIRIM, J. **Regional Policy and Economic Convergence in Turkey: a Spatial Data**

Analysis. In: 18TH EUROPEAN ADVANCED STUDIES – INSTITUTE IN REGIONAL SCIENCE, 18., 2000. **Anais...** European Advanced Studies. 2005.



UNIFACS
UNIVERSIDADE SALVADOR
LAUREATE INTERNATIONAL UNIVERSITIES

CERTIFICAÇÕES OFICIAIS

UNIFACS.

**Mais conhecimento para
sua formação profissional.**