

Crescimento Econômico Municipal em Mato Grosso: Uma Análise de Convergência de Renda

Charline Dassow*, Raphaela Marya Gerônima Santos da Costa†, Adriano Marcos Rodrigues Figueiredo‡

Conteúdo: 1. Introdução; 2. Revisão de Literatura; 3. Metodologia; 4. Resultados e Discussão; 5. Conclusões.

Este artigo analisa os efeitos dos componentes setoriais do valor adicionado bruto sobre o crescimento econômico e a convergência de renda em Mato Grosso de 2001 a 2007. Adaptou-se o modelo de Barro e Sala-i-Martin para β convergência com técnicas econométricas espaciais. Os testes de autocorrelação espacial indicaram dependência espacial nas taxas de crescimento e composições setoriais da renda per capita no valor adicionado total. Houve convergência absoluta e condicional da renda nos municípios mato-grossenses. O setor agropecuário foi o principal responsável pelas oscilações econômicas, tanto para formação do valor adicionado como para a geração de renda.

This paper analyze the effects of sector shares of gross value added over the economic growth and spatial income convergence at Mato Grosso from 2001 to 2007. We adapted Barro and Sala-i-Martin β -convergence models with spatial econometric techniques. Spatial autocorrelation tests indicated spatial dependence in the growth rates and sector shares of per capita income in total value added. There were both absolute and conditional income convergences in the municipalities of Mato Grosso. The agricultural sector was primarily responsible for the oscillation of economic status, both for the formation of value added as for income generation.

Palavras-chave: Econometria Espacial, PIB Municipal, Brasil.

Códigos JEL: R12; O18; O40.

*M.S. em Agronegócios e Desenvolvimento Regional, Economista da UFMT. Endereço para correspondência: UFMT. E-mail: cherdassow@ufmt.br

†Bolsista de Iniciação Científica da Faculdade de Economia da UFMT. E-mail: rapha_raj@hotmail.com

‡D.S. em Economia Aplicada. Professor da Faculdade de Economia da UFMT. E-mail: adriano@ufmt.br



1. INTRODUÇÃO

O Estado de Mato Grosso alcançou a oitava maior renda per capita do Brasil, R\$14.954 em valores correntes de 2007. A mais elevada foi do Distrito Federal, seguida pelas de São Paulo, Rio de Janeiro, Espírito Santo, Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Paraná IBGE (2008). Conforme os dados das Contas Regionais do IBGE, a taxa de crescimento em volume do Produto Interno Bruto (PIB) de Mato Grosso foi a mais alta entre 1995 e 2007 – 6,83% anuais (taxa geométrica de crescimento). A mesma taxa para o Brasil foi 2,61% no mesmo período.

O valor adicionado bruto do Estado em 2007 foi R\$ 37,9 bilhões: a agricultura representou 28,12%, seguido pela indústria (16,43%), administração pública (14,33%), comércio (13,54%) e outros serviços com 27,59% (IBGE, 2008).

Sabe-se que o crescimento econômico não acontece sempre da mesma maneira nas diferentes regiões. Nesse contexto de crescimento econômico e desigualdades regionais, as recentes teorias a respeito da possibilidade da existência de convergência de renda entre países, estados e municípios trouxeram um novo impulso para os seus estudos (Grolli et alii, 2006).

A ideia básica é que o crescimento desigual entre os municípios dificulta a formulação de políticas uniformes para todo o Estado, requerendo a análise e identificação dos municípios com menores taxas de crescimento ou que necessitam de políticas específicas. Além disso, a ideia de convergência leva a maiores taxas de crescimento em lugares de menores rendas, o que reduziria a diferença entre rendas per capita ao longo do tempo (Baumol, 1986).

Comparados com outros em todo o país, alguns municípios de Mato Grosso apresentam PIB per capita tanto entre os melhores como entre os piores ranqueados. Em 2007, num total de 5.564 municípios brasileiros, onze (dos 141 municípios do estado) estavam entre os 100 maiores PIB per capita. De outro lado, seis municípios mato-grossenses estavam entre o ranking 3.135 e 3.405 do país.

Assim, a pergunta é: existe convergência de renda em Mato Grosso, no período de 2001-2007? A hipótese básica do trabalho é que existe divergência de renda entre os municípios do estado.

O objetivo geral é analisar o crescimento econômico municipal em Mato Grosso, no período 2001-2007. Especificamente, busca-se:

- a) analisar a eventual presença de convergência de renda municipal em uma modelagem considerando a dependência espacial nos dados; e
- b) identificar os fatores responsáveis pelo (de)crescimento municipal e desigualdades regionais.

Pretende-se contribuir para a literatura nacional sobre convergência de renda, e para a economia regional, ao adotar técnicas de econometria espacial e auxiliar na análise da convergência ou não da renda municipal. O trabalho está organizado da seguinte forma: a próxima seção apresenta os principais conceitos sobre convergência de renda; a Seção 3 mostra o método utilizado; a Seção 4 apresenta e discute os principais resultados; e, finalmente, as Conclusões.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Este trabalho segue alguns estudos clássicos de convergência de renda como Baumol (1986), Barro e Sala-i-Martin (1992), Rey e Montouri (1999) e Quah (1996) na literatura internacional e, para o Brasil, Ferreira e Ellery Jr. (1996), Magalhães et alii (2000), Magalhães (2001), Machado (2004), Monasterio e Ávila (2004), Perobelli et alii (2006), Santos e Carvalho (2007), Coelho e Figueiredo (2007), Maranduba Junior (2007), Barreto (2007), Resende e Silva (2007), Oliveira (2008), e Porsse (2008). Mencionam-se nesta seção os conceitos básicos que auxiliarão na análise do trabalho.

A ideia de convergência remete à característica de taxas mais pronunciadas de crescimento econômico em regiões mais pobres, o que levaria a reduzir a defasagem da renda per capita no decorrer do tempo (Baumol, 1986, Alves e Fontes, 2001).

Em geral, as ideias de σ e de β convergência absoluta são utilizados para avaliar a convergência de renda. A convergência σ diz respeito à redução da dispersão da renda per capita entre as localidades. De outro lado, a β convergência seria aquela quando as regiões mais “pobres” crescem mais rápido que as mais ricas (Machado, 2004).

É preciso conceituar a β convergência absoluta e a β convergência condicional. Alves e Fontes (2001, p. 5) esclarecem que a absoluta depende “(...) da existência de um único estado estacionário para o qual convergem todas as economias” e, de outra forma, a β convergência condicional associa outras variáveis explicativas ao fenômeno e “(...) diferentes economias apresentam diferentes estados estacionários e a taxa de crescimento de cada economia será maior quanto mais afastada ela estiver de seu próprio estado estacionário”.

Na β convergência condicional, cada economia converge para o seu estado estacionário, sendo que estes podem ser diferentes uns dos outros. Por fim, em longo prazo, poderá persistir um alto grau de desigualdade, e as posições relativas das economias se tornarem mais distintas, ou seja, as economias ricas continuarão ricas, enquanto as pobres permanecerão pobres.

3. METODOLOGIA

Para testar a β convergência absoluta utilizou-se o modelo de Barro e Sala-i-Martin (1992). Já para a β convergência condicional foram realizadas algumas alterações, a fim de obter resultados mais eficazes e também com o intuito de verificar quais fatores foram importantes para o crescimento econômico dos municípios de Mato Grosso no período de 2001 a 2007.

O teste utilizado para a verificação empírica da β convergência absoluta de renda apresenta o nível inicial de PIB por habitante como principal variável explicativa. A variável dependente é a taxa de crescimento per capita das rendas municipais, para o período entre 0 e 0+T. Essa relação, em que a taxa de crescimento média entre dois pontos do tempo, 0 e T, é dada pela expressão 1:

$$\frac{1}{T} \ln\left(\frac{Y_{0+T}}{Y_0}\right) = \alpha + \beta_1 \ln(Y_0) + \epsilon_{0,T} \quad (1)$$

em que Y_{0+T} é o PIB per capita do município i , no período 0 + T; Y_0 é o PIB per capita no período inicial; T é o período estudado; α é a constante; ϵ é o termo de erro aleatório e β_1^* é o parâmetro a ser testado e que evidencia se há ou não convergência de renda por meio da expressão $\beta_1^* = -\frac{1}{T} \ln(1 + T\beta_1)$. Portanto, para verificar a existência de convergência, analisa-se o parâmetro β_1^* , para haver convergência de renda per capita, tem-se um $\beta_1^* > 0$, estatisticamente significativo a 5% de significância. Um valor positivo do β_1^* significa que há uma relação inversa entre a taxa de crescimento e PIB per capita inicial. Consequentemente, essa relação implica no crescimento mais rápido dos municípios pobres, o que ao longo do tempo levará a uma equalização entre os valores dos PIB per capita de todos os municípios. Essa equalização é denominada de convergência, conforme Ferreira e Ellery Jr. (1996).

Para testar a β convergência condicional, acrescenta-se uma variável *proxy* S_{it} para suavizar os erros da equação anterior e torná-la mais estável. Essa variável S_{it} expressa os efeitos relacionados com a composição setorial da economia. Porém, para testar a β convergência condicional considerou-se imperioso utilizar os efeitos da composição setorial de uma maneira diferente, conforme explicado na seção da descrição das variáveis e outras variáveis explicativas para investigar os fatores que provocam o crescimento econômico dos municípios mato-grossenses.

Então para testar a β convergência condicional foi utilizada a equação 2:

$$\frac{1}{T} \ln\left(\frac{Y_{0+T}}{Y_0}\right) = \alpha + \beta_1 \ln(Y_0) + \beta_2 X_{1,i} + \dots + \beta_{10} X_{9,i} + \epsilon_{0,T} \quad (2)$$



Esta equação sugere a estimação de uma regressão linear múltipla, onde a variável dependente corresponde à taxa média de crescimento do produto per capita, Y , entre o intervalo 0 e T , α representa uma constante, ε é o termo de erro aleatório, β_1^* é o parâmetro a ser testado; os demais β_i , ($i = 2, 3, \dots, 10$) são parâmetros das variáveis X_1 a X_9 a serem testados, sendo estas últimas: S_{agro} – a composição do setor agropecuário; S_{ind} – a composição do setor industrial; S_{apu} – a composição da administração pública; S_{serv} – a composição do setor de outros serviços; $Invest$ – investimento público municipal; $Credito$ – crédito rural e não rural municipal; GE – grau de escolaridade; $Gini$ – índice de Gini; e, IDH – índice de desenvolvimento humano.

Cabe ressaltar que para o período 0 foi considerado o ano de 2001, e para o período T , o ano de 2007, sendo T igual a 6. Nesse sentido, para haver β convergência condicional o parâmetro β_1^* deve ser significativo e maior que 0. Essas variáveis explicadas acima devem, portanto, ser interpretadas como um conjunto de condições iniciais que determinam diferentes estados estacionários, envolvendo 139 municípios existentes em 2001, para os quais se dispõe de séries de dados completas (dois municípios foram agregados aos originais da malha municipal de 2000 com 139 municípios).

Anselin (1988), Anselin e Rey (1991), Rey e Montouri (1999), Monasterio e Ávila (2004), Perobelli et alii (2006), Maranduba Junior (2007), Barreto (2007), Resende e Silva (2007), Oliveira (2008), e Porsse (2008), mostram que podem existir efeitos espaciais entre as localidades. Em geral, estes efeitos serão mais fortes quanto mais pertos eles estiverem no espaço, e afetarão os resultados se o modelo não os considerar explicitamente. Esta característica tem sugerido a inclusão de técnicas econométricas espaciais na investigação de convergência de renda entre as regiões.

Assim, depois de realizados os testes das estatísticas espaciais I de Moran¹ e, uma vez detectado o(s) efeito(s) espacial(is), procede-se a estimação do modelo contemplando tal característica. Considerando o modelo geral de regressão, $Y = X\beta + \varepsilon$, o efeito espacial pode ser incorporado a um modelo de regressão linear de diferentes maneiras: nas variáveis (dependentes ou explicativas); nos erros; ou, em ambos.

Considerando que uma variável observada y na localidade i seja explicada não apenas pelas variáveis explicativas x em i , mas também pela resposta às mesmas variáveis explicativas de outra localidade j , ou melhor dizendo, por $y_{j,j} \in N(i)$, a expressão para y_i seria:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1,i} + \beta_2 x_{2,i} + \dots + \beta_k x_{k,i} + \rho \sum_{j \in N(i)} y_j + e_i \quad (3)$$

em que ρ é o parâmetro de efeito espacial. Pode-se imaginar que a demanda por um fator produtivo, por exemplo, mão de obra agrícola, em uma localidade i como sendo explicada pela mesma demanda em j regiões vizinhas. Tal modelo é chamado de modelo espacial autorregressivo, ou modelo de regressão com variáveis dependentes espacialmente defasadas (SL – *spatial lag dependent regression*).

Por outro lado, supondo que uma observação y na localidade i seja explicada por um vetor de variáveis explicativas x em i , e ainda, por um vetor de variáveis explicativas x nas localidades vizinhas, pertencentes à vizinhança $N(i)$ de i , tem-se a seguinte expressão para y_i :

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1,i} + \beta_2 x_{2,i} + \dots + \beta_k x_{k,i} + \tau \sum_{j \in N(i)} x_{r,j} + e_i \quad (4)$$

em que τ é o parâmetro de efeito espacial; x_{rj} é um vetor de k variáveis explicativas na localidade j . Esse modelo é chamado de modelo de regressão com variáveis explicativas espacialmente defasadas ou também modelo Durbin espacial.

¹ A estatística I de Moran pode ser considerada uma extensão do coeficiente de correlação de Pearson, mas que considera uma ponderação para os municípios classificados como vizinhos, ou seja, considerando a variável x na localidade i e a variável x na localidade j . O detalhamento das características do método pode ser consultado em Anselin (1988).

Em muitos casos, a dependência espacial pode ser difícil de especificar, ou oriunda de variáveis em outras regiões (e não especificadas no modelo) e, assim, estar presente nos erros da regressão. Neste caso, o modelo seria do tipo:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1,i} + \beta_2 x_{2,i} + \dots + \beta_k x_{k,i} + e_i + \lambda \sum_{j \in N(i)} e_j \quad (5)$$

em que λ é o parâmetro de efeito espacial presente nos erros. Esse modelo é usualmente chamado modelo de dependência espacial nos erros (SE – *spatial error dependent regression*).

As estimações dos modelos foram conduzidas com os softwares OpenGeoda e SpaceStat, considerando uma matriz de contiguidade do tipo binária com valores um para municípios com fronteira comum e zero para os demais.

3.1. Os Dados

As variáveis escolhidas, analisadas e empregadas nas análises de autocorrelação espacial e convergência de renda são a Taxa Média de Crescimento da Renda per capita municipal (TXRMT) e a Renda per capita municipal ou PIB per capita municipal (Y_i).

A TXRMT foi selecionada principalmente por ser o parâmetro mais utilizado nos estudos de crescimento econômico atualmente. Ela foi calculada para o período de 2001 a 2007. Essa variável foi mensurada pela expressão 6:

$$TXRMT = \left(\frac{Y_{0+T}}{Y_0} - 1 \right) \frac{1}{T} \quad (6)$$

em que: Y_0 é o PIB per capita no período inicial (2001) e T é o tempo.

A variável Y_t procura mostrar a situação econômica do município e verificar se há desigualdades das rendas per capita entre locais ao longo do tempo. Para isso, essa variável foi analisada considerando os anos de 2001 e 2007.

Além das variáveis taxa de crescimento e renda per capita, no modelo de convergência de renda condicional foram empregadas as seguintes variáveis:

- a) Composição do setor agropecuário (S_{agro}) – variável que expressa a importância do setor agropecuário para a economia do município;
- b) Composição do setor industrial (S_{ind}) – variável que mostra o desempenho do setor industrial na economia do município;
- c) Composição da administração pública (S_{apu}) – variável que expressa a importância e desempenho da administração pública para a economia do município; e,
- d) Composição do setor de outros serviços (S_{serv}) – variável que evidencia a importância do setor de serviços para a economia do município.

No trabalho, considera-se como setor de serviços a diferença entre o setor de serviços total e a administração pública, com o intuito de verificar a importância desta última. Essas variáveis que representam as composições setoriais foram construídas de maneira diferente a Barro e Sala-i-Martin (1992). Para testar a β convergência condicional, estes autores acrescentaram ao seu modelo de convergência absoluta, uma variável *proxy* S_{it} para suavizar os erros da equação anterior, para tornar o modelo mais estável. Essa variável S_{it} expressa os efeitos relacionados com a composição setorial da economia. Então, ao adicionar S_{it} ao modelo, consideraram a composição setorial inicial de cada estado, além de seu PIB per capita, para explicar a taxa de crescimento da renda do país. Essa variável S_{it} foi calculada por aqueles autores da seguinte maneira:



$$S_{it} = \sum_{j=1}^9 w_{ijt} \log \left(\frac{y_{j,t+T}}{y_{jt}} \right) \quad (7)$$

em que w_{ijt} é o peso do setor j no PIB do local i no tempo t e $\left(\frac{y_{j,t+T}}{y_{jt}}\right)$ é a taxa de crescimento do PIB per capita no setor j , ou seja, a razão entre o PIB per capita no tempo $t + T$ com o momento t .

Como não houve disponibilidade de dados referentes aos PIB e populações setoriais municipais, adotou-se no presente estudo os valores adicionados setoriais dos municípios. Assim, ao invés de usar a taxa de crescimento do PIB per capita setorial, foi utilizada a taxa de crescimento do valor adicionado setorial, sem considerar a população. Os pesos também foram feitos em relação ao valor adicionado no lugar do PIB. Outra diferença quanto à metodologia dos autores mencionados acima é que é preferível estudar a composição de cada setor individualmente, ao invés do somatório dos mesmos, para captar a relação da taxa de crescimento com cada setor da economia. Essas variáveis foram calculadas da seguinte forma:

$$S_i = \left(\frac{VA_{i,0}}{VA_{total,0}} \right) \ln \left(\frac{VA_{i,0+T}}{VA_{i,0}} \right) \quad (8)$$

em que S_i é a composição do setor i ; $\left(\frac{VA_{i,0}}{VA_{total,0}}\right)$ é peso ou participação do setor na economia do município, sendo $VA_{i,0}$ o valor adicionado no setor i , no tempo inicial (2001); $VA_{total,0}$ é o valor adicionado total no ano inicial; e $\left(\frac{VA_{i,0+T}}{VA_{i,0}}\right)$ é a taxa de crescimento do setor na economia do município, cujo $VA_{i,0+T}$ representa o valor adicionado no setor i em 2007 e $VA_{i,0}$ o valor adicionado no setor i em 2001.

A variável 'Grau de escolaridade dos trabalhadores' procura mostrar a importância do capital humano para o crescimento. Na estimação do modelo de convergência condicional, a variável grau de escolaridade representa os trabalhadores que possuem, no mínimo, ensino fundamental completo. Smith (1988) menciona a importância da escolaridade dos trabalhadores, pois é ela que contribui para o aumento da produtividade. Souza (2005) aborda que a falta de mão de obra especializada é um entrave para o crescimento econômico.

O Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) mede o nível de desenvolvimento nos municípios, o qual leva em consideração, para o seu cálculo, variáveis relacionadas à educação, saúde e renda.

O Índice de Gini tornou possível mensurar o grau de concentração de renda dos municípios matogrossenses. Souza (2005) relata que a concentração de renda é vista como um dos entraves para o crescimento econômico. Com isso, procurou-se analisar esse índice para verificar se está ocorrendo um crescimento equitativo nos municípios do estado, ou se essa forma de crescimento tende a ser desigual e/ou descontinuado.

O Investimento público (despesa de capital) foi utilizado por ser defendida por vários autores como o responsável pelo crescimento econômico de uma nação, entre eles, Keynes (1982) e Kalecki (1977). Este último defendia principalmente a importância dos investimentos privados. Por outro lado, Souza (2005) aborda que a insuficiência de investimentos públicos é vista como um ponto de estrangulamento para o crescimento econômico. Como não se encontrou dados que medem o investimento privado, foram utilizados no trabalho apenas os investimentos públicos.

O Crédito rural e não rural foi justificado por Schumpeter (1982), o qual relata que o crescimento econômico ocorrerá quando houver mudanças no processo produtivo (inovações) que gerem o aumento da produção. Segundo o autor, o crédito é importante para possibilitar essas mudanças, através da utilização de financiamentos para a aquisição de novas combinações de produção. Dessa maneira, para mensurar a variável crédito rural, utilizou-se a soma dos financiamentos concedidos para produtores rurais e cooperativas e contratações do Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) para fins agrícolas, e para o crédito não rural, as contratações do FCO para o setor industrial e de serviços.

3.2. Aspectos Econométricos

Para analisar se ocorre convergência de renda no estado de Mato Grosso, primeiramente analisou-se a convergência de renda absoluta. O modelo foi estimado pelo software OpenGeoda e apenas a variável explicativa PIB per capita não conseguiu explicação para as variações na taxa de crescimento da renda dos municípios do estado. Assim, testou-se a existência da convergência- β condicional, a qual incluiu outras variáveis no modelo, buscando identificar os fatores mais importantes para o crescimento econômico dos municípios.

Estimou-se o modelo da convergência- β condicional pelo método clássico de MQO – mínimos quadrados ordinários. Analisando os resultados da estimação e dos testes de especificação do modelo, constataram-se problemas de heterocedasticidade, multicolinearidade e ainda efeitos espaciais nos erros. O próximo passo foi corrigir o modelo estimando-o considerando-se os efeitos espaciais, com o intuito de investigar se os problemas estavam sendo causados por omissão desses efeitos. Porém, os resultados permaneciam com problemas de heterocedasticidade e multicolinearidade.

Investigou-se qual variável estaria causando a heterocedasticidade no modelo. Após identificar algumas variáveis que poderiam estar acarretando esse problema, buscou-se corrigir o modelo conforme o método de correção de White. Porém, este método também não permitiu um bom resultado. Segundo Anselin (1992, p. 182):

Uma ressalva importante a se ter em mente é que as situações com heterocedasticidade simultaneamente a dependência espacial podem reportar resultados de heterocedasticidade no modelo clássico não-espacial. Ou seja, o modelo não-espacial é muito sensível a heterocedasticidade quando tem dependência espacial. Em outras palavras, embora os testes indiquem heterocedasticidade, este pode não ser o problema, e sim a presença de dependência espacial.

O software Spacestat apresenta testes para heterocedasticidade dos resíduos, todos com a hipótese nula de erros não heterocedásticos. O estimador robusto em presença de heterocedasticidade é o de MQO-Robusto. A forma implementada pelo Spacestat é a que considera uma forma funcional linear (heterocedasticidade aditiva) ou:

$$\sigma_i^2 = \sigma^2 f(\alpha_0 + \sum_p z_{pi} \alpha_p) \quad (9)$$

em que: σ^2 é um fator escala simples; f é a forma funcional; α_0 e α_p são parâmetros; e, z_{pi} e p são variáveis para a observação i . A variável escolhida para essa correção de heterocedasticidade foi a área do município, conforme sugestão de Anselin (1992, p. 182), e ainda considerando-se os testes de White e de Goldfeld-Quandt nos resíduos do modelo clássico.

O Spacestat reporta medidas típicas como o R^2 tradicional e medidas pseudo- R^2 para quando existem erros não esféricos, como a medida de R^2 de Buse (1973). A avaliação geral do ajustamento do modelo é feita observando o conjunto dos resultados, ou seja, não apenas pelos indicadores de ajustamento, mas também pelos resultados das significâncias dos parâmetros e a satisfação dos pressupostos de normalidade e comportamento dos resíduos.

O Spacestat comporta rotinas para estimar modelos com especificação para heterocedasticidade nos resíduos. Os modelos com heterocedasticidade aditiva podem ser estimados no menu 'Modelos de erros heterocedásticos', com estimadores de Mínimos Quadrados Generalizados Factível – FGLS (do inglês *Feasible Generalized Least Squares*) – e de ML (*Maximum Likelihood* ou Máxima Verossimilhança). A estimação incluindo efeitos espaciais e heterocedasticidade também pode ser conduzida com o estimador de momentos generalizados (GM – *Generalized Moments*), que utiliza o estimador de Kelejian e Prucha (1999), e permite maior flexibilidade ao modelo.

O Spacestat inclui o teste de Multiplicador de Lagrange (LM – *Lagrange Multiplier*) sugerido por Anselin (1988) para dependência espacial nos resíduos e na variável dependente no modelo heterocedástico.



Esses testes de dependência espacial são assintóticos e distribuídos como uma χ^2 com um grau de liberdade.

Isto posto, apresentam-se os resultados na próxima seção.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Convergência de renda

Os resultados indicaram presença de dependência espacial nos resíduos e não rejeitou a hipótese de ausência de dependência espacial nas defasagens. Dessa maneira, foi possível corrigir e estimar o modelo de convergência condicional obtendo-se os resultados apresentados na Tabela 1, para o estimador de momentos generalizados (GM) iterativo e também de dois estágios. As duas últimas colunas apresentam resultados para o modelo clássico heterocedástico não espacial.

O teste de heterocedasticidade residual de Breusch-Pagan, para o modelo com correção de heterocedasticidade, acusam não rejeição da hipótese nula, ou seja, a correção realizada foi satisfatória.

O melhor modelo é o de erro espacial estimado por GM iterativo sem as variáveis explicativas investimento, crédito, grau de escolaridade, índice de Gini e IDH, que foram não significativas em todos os modelos. Todos os modelos, entretanto, apresentaram resultados semelhantes, indicando pouca sensibilidade dos resultados ao método de estimação. Todos os coeficientes (logaritmo da renda per capita e composições setoriais) apresentaram-se estatisticamente significativos a 1%, o que confere grande robustez aos resultados. O parâmetro espacial lambda estimado foi de 0,41769 no modelo iterativo, indicando autocorrelação espacial positiva nos resíduos.

Para o coeficiente estimado de -0,04357 da variável LNPIB, o β_1^* calculado apresentou-se significativo e maior que 0, igual a 0,0505. Isto significa a existência de β convergência condicional e cada economia está convergindo para o seu estado estacionário (e estes podem ser diferentes uns dos outros). Cabe lembrar, que segundo De La Fuente (2000) citado por Alves e Fontes (2001), no longo prazo poderá persistir um alto grau de desigualdade e também as posições relativas das economias distintas, em outras palavras, as economias ricas continuarão ricas, enquanto as pobres permanecerão pobres.

A ocorrência de convergência condicional nos revela que os municípios que apresentam as mesmas características iniciais – comportamentos semelhantes dos componentes setoriais – estão convergindo para o mesmo estado estacionário. Isso significa, por exemplo, que os municípios com os mesmos comportamentos quanto ao componente agropecuário tenderão, ao longo do tempo, a apresentar a mesma renda per capita, independente da renda per capita no ano inicial. Esse acontecimento indica que, em longo prazo, os problemas de desigualdades econômicas podem tanto ser amenizados, quanto evidenciados, sendo necessário, então, o conhecimento do comportamento das variáveis econômicas e municípios com características semelhantes. Isso contribui para a construção de políticas mais adequadas e eficazes que favoreçam o crescimento e respectiva redução das desigualdades entre as rendas per capita municipais.

4.2. Fatores responsáveis pelo crescimento e desigualdades de rendas dos municípios de Mato Grosso

Para identificar os fatores responsáveis pelo crescimento e desigualdade de rendas nos municípios de Mato Grosso foram analisadas as variáveis da estimação do modelo de convergência de renda condicional. Esse modelo era composto pelas variáveis independentes: renda per capita; composição dos setores agropecuário, industrial, de administração pública e de serviços; investimento público; crédito rural e não rural; grau de escolaridade dos trabalhadores; índice de Gini; e IDH. Primeiramente, estudou-se o comportamento dessas variáveis através da análise das estatísticas descritivas das mesmas, de acordo com a Tabela 2.

Tabela 1: Resultados das regressões da Taxa de Crescimento do PIB de 2001 a 2007, Mato Grosso

Variáveis ⁺⁺	Modelos ⁺⁺⁺		
	Erro espacial - GM iterativo	Erro espacial - GM 2 estágios	Clássico heteroscedástico GLS White
CONSTANT	0,41096* (0,03307) ⁺	0,40615 (0,03288)	0,38982 (0,04008)
SAGRO	0,19716 (0,01167)	0,19574 (0,01181)	0,18874 (0,01476)
SIND	0,13496 (0,02075)	0,13649 (0,02107)	0,14674 (0,03100)
SAPU	-0,26253 (0,03545)	-0,26379 (0,03565)	-0,27337 (0,05320)
SSERV	0,17561 (0,01709)	0,17760 (0,01720)	0,18676 (0,03829)
LNPIB	-0,04357 (0,00356)	-0,04303 (0,00355)	-0,04115 (0,00447)
LAMBDA	0,41769 N/A	0,34236 N/A	N/A N/A
R ²	0,82610	0,82220	0,81240
R ² (BUSE)	0,83180	0,82800	0,80540
Diagnóstico para dependência espacial			
	Valor		Probabilidade
Multiplicador de Lagrange (erro)	9,17141		0,00245
Multiplicador de Lagrange (lag)	1,85365		0,17336

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *Todos os coeficientes apresentaram-se significativos não nulos a 1% de significância.

+ Os valores entre parênteses são os respectivos desvios padrões dos coeficientes.

++ SAGRO - a composição do setor agropecuário; SIND - a composição do setor industrial; SAPU - a composição da administração pública; SSERV - a composição do setor de outros serviços; LNPIB é o logaritmo natural do PIB municipal; LAMBDA é o parâmetro de efeito espacial presente nos erros.

+++ GM denota o estimador de momentos generalizados; FGLS indica o estimador por Feasible Generalized Least Squares; GLS indica o estimador por Generalized Least Squares.



Ao se estudar as estatísticas descritivas das composições dos valores adicionados nos setores dos municípios do estado de Mato Grosso, observa-se que o setor agropecuário foi o que atingiu a maior média, 0,199, e que o setor que alcançou a menor média foi o setor industrial, com 0,028, seguido dos setores administração pública, 0,074, e serviços, 0,1. Porém, ao se comparar essas médias com as medianas, é notório que as composições do setor de serviços foram as que tiveram maior concentração em poucos municípios, pois apresentou a mediana mais afastada da média, 0,086.

No entanto, observando o setor agropecuário, percebe-se uma melhora, posto que a mediana encontra-se próxima da média, com 0,18, indicando uma maior homogeneidade nas composições do setor agropecuário entre os municípios. O desvio padrão dos dados foi consideravelmente alto, maior ou muito próximo da média, respectivamente, 0,11 e 0,15. Isso indica a maior dispersão entre os dados, ou seja, características diferentes entre os municípios. Esse comportamento também é observado ao se estudar os intervalos entre os valores máximos e mínimos, os quais se mostraram bastante distantes.

No que diz respeito à variável investimento público, verifica-se que a média era equivalente a R\$ 2.485.274,91, a mediana R\$ 1.006.352,82 e o desvio padrão a R\$5.779.156,08, indicando má distribuição dos recursos para investimento público no Estado e evidenciando que poucos municípios recebem mais recursos, e que a maioria recebe valores menores. Tal fato foi mais bem explicado pelo desvio padrão altíssimo dos dados, e também pelo intervalo entre os mesmos, valor máximo R\$ 57.830.823,22 e mínimo R\$ 0,00. Esses resultados indicam a elevada concentração de investimento em alguns municípios.

A variável crédito, que é o auxílio que o empresário recebe para desenvolver seu empreendimento, foi a variável que apresentou as maiores disparidades em relação à média e à mediana, R\$ 20.250.240,89 e R\$ 5.260.763,62, respectivamente. Esse resultado evidencia que a obtenção de crédito era privilégio de poucos municípios, posto que a maioria dos municípios obtivesse créditos abaixo da média geral do Estado. Em face do elevado desvio padrão dos dados, R\$ 36.531.709,57, infere-se que o crédito era mal distribuído entre os municípios, indicando alta concentração do mesmo em poucas cidades.

O grau de escolaridade dos trabalhadores, por sua vez, indicou que em média 30% dos trabalhadores dos municípios de Mato Grosso possuem, no mínimo, o ensino fundamental completo. A mediana apresentou comportamento muito semelhante ao da média, indicando uma menor heterogeneidade entre o grau de escolaridade desses municípios. Entretanto, ao se analisar o desvio padrão, nota-se que esse foi um pouco elevado, comparado com a média, evidenciando a dispersão entre os dados, em outras palavras, comportamentos diferentes entre os municípios.

Ao se analisar o Índice de Gini observa-se a concentração de renda existente nos municípios de Mato Grosso, sendo que a média e mediana desse índice foram equivalentes a 0,59. O desvio padrão foi baixo, indicando a maior homogeneidade dos dados. Isso mostra um grande obstáculo para o crescimento econômico do Estado, em podendo gerar aumento das desigualdades de renda dos municípios, um crescimento desigual.

O IDH dos municípios se destacou como a variável mais homogênea, pois a média e mediana apresentaram valores próximos e a diferença entre o valor mínimo e máximo e desvio padrão apresentaram valores baixos. A média foi de 0,74, mediana, 0,73, o valor mínimo, 0,65, máximo, 0,82, e desvio, 0,04. Com isso, percebe-se que o Índice de Desenvolvimento Humano em Mato Grosso apresenta um comportamento mais semelhante entre os municípios, ou seja, características próximas no que diz respeito ao nível de renda, expectativa de vida e educação.

De um modo geral, identificou-se heterogeneidade entre os dados dos municípios para algumas variáveis, mas homogeneidade para outras. Nesse sentido, as variáveis IDH, Índice de Gini e Grau de escolaridade apresentaram comportamentos mais homogêneos, enquanto os das composições setoriais, crédito e investimento público foram mais heterogêneos.

Ao analisar as variáveis do modelo de convergência de renda condicional, cujas estatísticas foram mencionadas acima, foi possível identificar as variáveis que foram importantes para o crescimento dos municípios de Mato Grosso no período de 2001 a 2007. Dentre essas, pode-se verificar que apenas as variáveis de composições setoriais e renda per capita foram significativas para o crescimento econômico dos municípios. As demais variáveis foram não significativas a 5% de significância no modelo de regres-

Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis do modelo de convergência de renda condicional, Mato Grosso, 2001-2007

Estatística Descritiva	Variáveis*									
	SAGRO	SIND	SSERV	SAPU	GE	IDH	GINI	INVESTIMENTO	CRÉDITO	
Média	0,20	0,03	0,10	0,07	0,30	0,74	0,59	2.485.274,91	20.250.240,89	
Erro padrão	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	491.954,44	3.098.579,16	
Mediana	0,18	0,03	0,09	0,06	0,29	0,73	0,59	1.006.352,82	5.260.763,62	
Desvio padrão	0,15	0,08	0,12	0,06	0,15	0,04	0,05	5.779.156,08	36.531.709,57	
Intervalo	1,00	0,73	1,24	0,43	0,80	0,17	0,23	57.830.823,22	211.206.006,40	
Mínimo	-0,21	-0,42	-0,61	-0,01	0,02	0,65	0,48	0,00	0,00	
Máximo	0,79	0,31	0,63	0,42	0,82	0,82	0,71	57.830.823,22	211.206.006,40	

Fonte: Dados da pesquisa. * SAGRO - a composição do setor agropecuário; SIND - a composição do setor industrial; SSERV - a composição do setor de outros serviços; SAPU - a composição da administração pública; GE - grau de escolaridade; IDH - índice de desenvolvimento humano; GINI - índice de Gini; INVESTIMENTO - investimento público municipal; CRÉDITO - crédito rural e não rural municipal.



são da seção anterior e, por esse motivo, optou-se por excluí-las do modelo, o que acarretou melhora na especificação e no ajustamento do modelo.

Desse modo, pode-se observar que as variáveis investimento público, crédito, grau de escolaridade dos trabalhadores, índice de Gini e IDH, não podem ser considerados como os fatores que provocaram o crescimento econômico dos municípios mato-grossenses no período de 2001 a 2007. As composições setoriais explicam o crescimento econômico municipal do estado, isto é, alguns setores da economia provocam o crescimento e outros estimulam o seu decréscimo.

Os setores agropecuário, de serviços e industrial apresentaram seus coeficientes positivos, ou seja, relação positiva com a variável dependente taxa média de crescimento. Isso significa que quanto maior a participação do valor adicionado nesses setores na economia, maior será o crescimento econômico de Mato Grosso. O contrário ocorre com a variável composição setorial da administração pública, a qual apresentou seu coeficiente negativo, evidenciando a relação negativa existente entre esse setor e a taxa de crescimento econômico do estado. Em outras palavras, quanto maior a participação do valor adicionado nesses setores na economia, menor será o crescimento econômico mato-grossense.

5. CONCLUSÕES

Ao estimar os modelos de convergência de renda e, após analisar os seus parâmetros, pode-se verificar que há convergência condicional de renda no estado de Mato Grosso, ou seja, os municípios que possuem rendas per capita mais baixas estão crescendo a taxas mais elevadas que os municípios mais ricos. Com isso, a tendência é que, ao longo do tempo, essas economias tendam ao mesmo estado estacionário, não necessitando do auxílio de políticas públicas para o seu crescimento. Porém, percebe-se que o modelo de convergência de renda condicional apresentou melhor ajustamento, entre outras palavras, explica melhor o processo de crescimento econômico do estado. Torna-se interessante levar em consideração as características iniciais dos municípios, uma vez que municípios que apresentam características semelhantes tendem a se equalizarem ao longo do tempo.

Analisando as demais variáveis do modelo de convergência condicional, comprova-se que apenas as variáveis referentes às composições setoriais foram relevantes para o crescimento econômico dos municípios de Mato Grosso no período de 2001 a 2007. As variáveis investimento público, grau de escolaridade, crédito, IDH e índice de Gini não foram significativas estatisticamente, sendo descartadas do modelo final estimado, e desse modo, não podem ser caracterizadas como fatores importantes para o crescimento do estado.

Os setores agropecuário, industrial e de serviços podem ser considerados fatores importantes para o crescimento econômico do estado, pois as variáveis apresentaram-se significativas e parâmetros positivos. Porém, a administração pública não é considerada importante para o crescimento econômico de Mato Grosso, pois foi significativa, mas apresentou parâmetro negativo, evidenciando uma relação inversa. Desse modo, a administração pública é considerada muito importante em municípios mais pobres e que apresentam baixas taxas de crescimento, não se mostrando um setor dinâmico para a economia dos municípios mato-grossenses.

De um modo geral, verifica-se que o setor agropecuário é o principal responsável pela oscilação econômica do estado, tanto para a formação do valor adicionado, quanto para a geração de renda, pois ele tem se destacado em municípios com altas e baixas taxas de crescimento e rendas per capita. Isso evidencia a vulnerabilidade desse setor, o que prejudica a possibilidade de um crescimento sustentado para o estado.

Por fim, cabe ressaltar a importância de se desenvolver ainda mais o agronegócio, porém em atividades mais industrializadas, a fim de agregar maior valor aos produtos agrícolas do estado, gerando maior renda e empregos, tornando o processo de crescimento econômico menos vulnerável e mais sustentado.

BIBLIOGRAFIA

- Alves, L. F. & Fontes, R. (2001). Convergence clubs in Minas Gerais State, Brazil. Viçosa-MG, UFV Economics Working Paper.
- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Anselin, L. (1992). *SpaceStat Tutorial: A Workbook for Using SpaceStat in the Analysis of Spatial Data*. University of Illinois – UIUC, Urbana-Champaign-IL.
- Anselin, L. & Rey, S. J. (1991). Properties of tests for spatial dependence in linear regression models. *Geographical Analysis*, 23:112–131.
- Barreto, R. C. S. (2007). *Desenvolvimento regional e convergência de renda nos municípios do estado do Ceará*. Tese de Doutorado, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa-MG. Economia Aplicada.
- Barro, R. J. & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2):223–51.
- Baumol, W. J. (1986). Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show. *American Economic Review*, 76(5):1072–1085.
- Buse, A. (1973). Goodness-of-fit in generalized least squares estimation. *The American Statistician*, 27:106–108.
- Coelho, R. L. P. & Figueiredo, L. (2007). Uma análise da hipótese da convergência para os municípios brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, 61(3):331–352.
- Ferreira, P. C. & Ellery Jr., R. (1996). Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros. *Revista de Econometria*, 16(1):83–103.
- Grolli, P., Oliveira, C., & Jacinto, P. (2006). Crescimento econômico e convergência com a utilização de regressões quantílicas: Um estudo para os municípios do Rio Grande do Sul (1970-2001). In ANPEC, editor, *Anais do Encontro Nacional de Economia – ANPEC*. <http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A014.pdf>.
- IBGE (2008). PIB municípios. ftp://ftp.ibge.gov.br/Pib_Municipios/2005/Banco_de_Dados/Banco_de_Dados.zip.
- Kalecki, M. (1977). *Teoria da Dinâmica Econômica – Ensaio sobre as mudanças cíclicas e a longo prazo da economia capitalista*. Nova Cultural, São Paulo.
- Kelejian, H. H. & Prucha, I. (1999). A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. *International Economic Review*, 40(2):509–533.
- Keynes, J. M. (1982). *A teoria geral do emprego, do juro e da moeda*. Atlas, São Paulo.
- Machado, G. C. (2004). Convergência, crescimento e progresso tecnológico. Dissertação de mestrado, CEDEPLAR-UFMG, Belo Horizonte. Economia.
- Magalhães, A., Hewings, G. J. D., & Azzoni, C. R. (2000). Spatial dependence and regional convergence in Brazil. Technical report, University of Illinois-Urbana Champaign, Urbana-Champaign-IL.
- Magalhães, A. M. (2001). Clubes de convergência no Brasil: Uma abordagem com correção espacial. In ANPEC, editor, *Anais do Encontro Nacional de Economia*. ANPEC.
- Maranduba Junior, N. G. (2007). Política regional, crescimento econômico e convergência de renda em Minas Gerais. Technical report, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora-MG.



- Monasterio, L. M. & Ávila, R. P. (2004). Uma análise espacial do crescimento econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001). *Revista Economia*, 5(2):269–296. Disponível em: http://www.anpec.org.br/revista/vol5/vol5n2p269_296.pdf. Acesso em: 21/05/2009.
- Oliveira, C. A. (2008). Desigualdades regionais e pobreza no norte: Uma análise nacional do crescimento pró pobre na década de 90. In ANPEC/BNB, editor, *Anais do XIII Encontro Regional de Economia/Fórum BNB de Desenvolvimento*, volume 13. ANPEC/BNB. Acesso em: 10/12/2009.
- Perobelli, F. S., Faria, W. R., & Ferreira, P. G. C. (2006). Análise de convergência espacial do PIB per capita em Minas Gerais: 1975-2003. In ANPEC/BNB, editor, *Anais do XI Encontro Regional de Economia/Fórum BNB de Desenvolvimento*, volume 11. ANPEC/BNB. Acesso em: 06/06/2009.
- Porsse, A. A. (2008). Dinâmica da desigualdade de renda municipal no Rio Grande do Sul: Evidências da análise estatística espacial. Acesso em: 15/12/2009.
- Quah, D. T. (1996). Empirics for economic growth and convergence. *European Economic Review*, 40:1353–1375.
- Resende, G. M. & Silva, A. M. A. (2007). Crescimento econômico dos municípios da Região Sul do Brasil: Uma análise espacial. *Ensaio FEE*, 28(2):549–576.
- Rey, S. J. & Montouri, B. D. (1999). U.S. Regional income convergence: A spatial econometric perspective. *Regional Studies*, 33:143–156.
- Santos, C. M. & Carvalho, F. M. A. (2007). Dinâmica das disparidades regionais da renda per capita nos estados brasileiros: Uma análise de convergência. *Revista Economia e Desenvolvimento*, 19:78–91.
- Schumpeter, J. A. (1982). *Teoria do Desenvolvimento Econômico: Uma investigação sobre lucros, capital, crédito, juro e o ciclo econômico*. Abril Cultural, São Paulo.
- Smith, A. (1988). *A riqueza das nações*. Nova Cultural. Coleção Os Economistas vol. I e II.
- Souza, N. J. (2005). *Desenvolvimento econômico*. Atlas, São Paulo.