

AGROPECUÁRIA, CRESCIMENTO ECONÔMICO E CONVERGÊNCIA DE RENDA MUNICIPAL EM MATO GROSSO

Charline Dassow²⁴

Wladimir Colman Azevedo Junior²⁵

Raphaela Marya Geronima Santos da Costa²⁶

Adriano Marcos Rodrigues Figueiredo²⁷

RESUMO

Este trabalho investiga o efeito do setor agropecuário sobre o crescimento econômico e a convergência de renda dos municípios de Mato Grosso para o período de 2002 a 2005. Utilizou-se a teoria de convergência- β condicional, adaptando o modelo de Barro e Sala-i-Martin, e incorporando a metodologia econométrica espacial. Não existe dependência espacial detectada pelo teste global mas o teste de dependência espacial local (LISA) identificou um cluster de crescimento em uma região que é também pólo agropecuário do estado. Concluiu-se que há convergência- β condicional nos municípios mato-grossenses. Ainda, se constatou econometricamente que o setor agropecuário se mostra importante para o crescimento econômico dos municípios. No entanto, considera-se interessante aprofundar esses estudos, levando em consideração as características municipais e regionais, a fim de reduzir as suas desigualdades e obter um processo de crescimento econômico mais eficaz.

Palavras-chave: Crescimento Econômico, Convergência de Renda, econometria espacial, Mato Grosso.

ABSTRACT

This work analyzes the agricultural sector impact over the income growth rate and income convergence among Mato Grosso's municipalities in the period 2002-2005. The conditional β -convergence theory is used, adapting Barro and Sala-i-Martin's model, incorporating spatial econometrics techniques. There is no global spatial dependence though local spatial clusters are found when the Local Indicator of Spatial Association (LISA) is applied. The LISA test allowed the identification of growth clusters in a Mato Grosso's agribusiness pole. The conclusion is that there is conditional β -convergence among municipalities. Also, the agricultural sector is proved important to their growth. Anyways, it is important to deep the analysis incorporating municipal and regional characteristics so that it might be able to reduce inequalities and to have a sustainable economic growth.

Key-words: Economic growth, income convergence, spatial econometrics, Mato Grosso.

²⁴ Mestranda em Agronegócios e Desenvolvimento Regional da Universidade Federal de Mato Grosso. cherdassow@ufmt.br

²⁵ Mestrando em Agronegócios e Desenvolvimento Regional da Universidade Federal de Mato Grosso. wladcolman@yahoo.com.br

²⁶ Graduanda em Ciências Econômicas da Universidade Federal de Mato Grosso.

²⁷ Professor Dr. da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Mato Grosso. adriano@ufmt.br

1. INTRODUÇÃO

O Estado de Mato Grosso tem se destacado no cenário econômico nacional. Segundo a SEPLAN (2007), em 2004 o seu PIB per capita foi o nono maior do país, sendo R\$ 10.162,00²⁸ e ainda se posicionando acima da média nacional, que representa R\$ 9.729,00. Este também evidenciou taxas significativas de crescimento econômico no período de 2002 a 2005, em que a renda per capita e a quantidade de empregos gerados, apresentou taxa geométrica média de crescimento²⁹ de 20,1% e 10,9% ao ano, respectivamente (IBGE; MTE, sd).

O valor adicionado na economia do Estado em 2005 representou aproximadamente 33,4 bilhões de reais. O setor de serviços foi o setor que contribuiu com a maior participação, cerca de 49,2%, seguido pelo setor agropecuário 32,2% e industrial 18,6% do valor total. Em 2002, percebeu-se a mesma posição, porém com valores diferenciados, sendo que o setor de serviços representava 53,1%, o agropecuário 29,7% e indústria 17,2% do total (IBGE, sd).

Entretanto, o crescimento econômico muitas vezes não ocorre de modo equilibrado em todas as regiões. Normalmente, ocorrem diferentes taxas de crescimento econômico entre regiões. A idéia básica é que o crescimento desequilibrado ou desigual entre os municípios dificulta a formulação de políticas uniformes para o estado, necessitando a análise e identificação das regiões ou municípios com menores taxas de crescimento, os quais necessitariam de políticas específicas. Ainda, a idéia 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).

No que se refere a nível nacional, a renda per capita dos municípios do Estado se destacam entre as maiores e menores rendas brasileiras. Em 2005, no total de 5.564 municípios brasileiros, os municípios Alto Taquari, Santo Antônio do Leste, Campos de Júlio, Santa Rita do Trivelato, Sapezal, Ipiranga do Norte, Alta Araguaia, Itiquira, Campo Verde e Campo Novo do Parecis apresentaram as seguintes posições no rank de maiores PIBs per capita, 9^a, 10^a, 13^a, 16^a, 18^a, 19^a, 22^a, 39^a, 42^a e 56^a e suas respectivas rendas per capita foram R\$ 100.600,80, R\$ 96.842,61, R\$ 92.946,03, R\$ 87.771,53, R\$ 85.659,83, R\$ 79.022,00, R\$ 66.929,10, R\$ 51.295,74, R\$ 49.863,25 e R\$ 43.956,51 em valores nominais (IBGE, sd).

Quanto às menores rendas per capita destacam-se os municípios Curvelândia, Nossa Senhora do Livramento, São Pedro da Cipa, Poconé, Cotriguaçu, Confresa, os quais ocupam as seguintes posições 2.153^a, 2.369^a,

²⁸ Valores reais de 2004.

²⁹ Valores significativos a 10% de significância.

2.464^a, 2.474^a, 2507^a e 2537^a, com rendas per capita entre R\$ 4.249,81 e R\$ 5.105,91 em valores nominais, mas ainda no 2º quartil superior de renda per capita municipal do Brasil (IBGE, sd). Pode-se perceber no que se refere às rendas mais baixas, que os municípios mato-grossenses não apresentam condições precárias de crescimento comparadas com os demais municípios brasileiros.

Essas disparidades, na maioria das vezes, são ocasionadas por diferenças nas bases econômicas dos municípios. A pergunta desta proposta é: o que explica o crescimento da renda per capita municipal em Mato Grosso, no período 2002-2005?

As hipóteses são: a) não existe convergência de renda entre os municípios do estado e, neste caso, indicar aos formuladores de política a necessidade de estabelecer ações considerando as desigualdades e seus efeitos no bem-estar geral; b) existem clusters de crescimento em pólos agropecuários no estado.

Alguns estudos clássicos em convergência de renda são Baumol (1986), Barro e Sala-i-Martin (1995), Rey e Montouri (1999 e 2001), Quah (1996) na literatura internacional e, para o Brasil, Ferreira e Ellery Jr (1996), Magalhães (2001), Magalhães, Hewings e Azzoni (2000), e Machado (2004). Outros autores também estudaram o fenômeno da convergência de renda, adicionando técnicas de econometria espacial, como Monastério e Avila (2004), para o Rio Grande do Sul, e Perobelli, Faria e Ferreira (2006), para Minas Gerais. No exterior, alguns estudos podem ser mencionados como os estudos para regiões da União Européia: Le Gallo e Erthur (2003); Bräuning e Niebuhr (2005); Egger e Pfaffermayr (2005); Pfaffermayr (2006). Coelho e Figueiredo (2007) e Coelho (2006) também estudaram a convergência de renda e a existência de clubes de convergência entre os municípios brasileiros. Estes trabalhos, no entanto, muitas vezes não aplicam técnicas de análise espacial de dados e não tinham o foco em Mato Grosso.

As técnicas de econometria espacial para análises em economia regional ainda são pouco presentes no planejamento público. Entretanto, como em Simões (2005), "*tais modelos permitem verificar se a presença de um fenômeno em uma área (distrito, cidade, região) torna sua existência em áreas vizinhas mais ou menos provável*". Figueiredo (2002) trabalhou técnicas de econometria espacial na resposta da produção agrícola dos municípios do centro-oeste brasileiro, e esclarece a necessidade de incluir '*exploratory spatial data analysis*' para fenômenos com características de localização.

O objetivo geral é analisar o crescimento econômico municipal de Mato Grosso, para o período 2002-2005. Especificamente, pretende-se: a) investigar a distribuição do crescimento dos setores agropecuário, industrial, e de serviços nos municípios; b) analisar a possível existência de dependência espacial nos dados setoriais da economia dos municípios; c) detectar se ocorre formação de clusters de

crescimento no estado; e, d) Explicar o crescimento econômico setorial dos municípios.

Com o modelo de convergência- β , a análise da dependência espacial será importante para avaliar o grau de correlação existente entre uma região e seus vizinhos considerando o valor do PIB setorial assim como municipal. Já a análise de clusters permitirá identificar a formação de possíveis agrupamentos de municípios que apresentarem valores semelhantes, ou seja, permitirá visualizar possíveis clusters caso existam.

O trabalho está organizado da seguinte forma: a próxima seção apresenta os principais conceitos de convergência de renda; a seção 3 mostra a metodologia utilizada no trabalho; a seção 4 apresenta e discute os principais resultados; e finalmente as conclusões.

2. CONVERGÊNCIA DE RENDA

O conceito de convergência de renda está relacionado com o crescimento mais acelerado de localidades pobres em comparação com localidades ricas. As pobres cresceriam a taxas mais elevadas, fato que as levaria, ao longo do tempo, a apresentarem o mesmo estado estacionário e nível de renda das localidades mais ricas.

Segundo Grolli *et al* (sd) o contexto de crescimento econômico e desigualdades regionais vigente e as recentes teorias a respeito da possibilidade da existência de convergência de renda entre países, estados e municípios trouxeram um novo impulso para os estudos sobre crescimento econômico.

No estudo da convergência, o PIB per capita destaca-se como a variável mais utilizada para mensurar o crescimento econômico. A convergência de renda ocorre na medida em que economias mais pobres tendem a apresentar taxas de crescimento do PIB per capita mais altas durante a transição para um mesmo estado estacionário (ALVES & FONTES, 2001).

Para tanto, é preciso ter alguns conceitos de convergência de renda estabelecidos na literatura econômica regional, em particular as idéias de convergência σ e convergência β , convergência absoluta, condicional e clube.

No caso da convergência absoluta, normalmente se associa aos termos sigma (σ) e beta (β). A convergência σ relata o efeito de redução da dispersão da renda per capita entre localidades. Algumas abordagens consideram, para tanto, medidas estatísticas como desvio-padrão e coeficiente de variação. Já a convergência β seria aquela quando regiões mais pobres crescem mais rapidamente que as mais ricas, num tipo de 'catching up' das pobres em relação às ricas

(Machado, 2004). Segundo Alves & Fontes (2001) no modelo de convergência-β absoluta as economias “tendem a convergir para o mesmo nível de produto per capita, o que caracteriza a convergência-β absoluta. Portanto, esse tipo de convergência depende da existência de um único estado estacionário para o qual convergem todas as economias” (s/p).

Em geral, considera β como o parâmetro que traduzirá a hipótese de convergência, sendo este obtido na regressão

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t+k}}{Y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(Y_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} ,$$

em que Y é a renda per capita na localidade i no ano t; α e β são parâmetros e $\varepsilon_{i,t}$ é um termo de erro estocástico tipo ruído branco. Para haver a convergência, espera-se um $\beta < 0$, estatisticamente significativo (Baumol, 1986).

Entretanto, Barro e Sala-i-Martin (1995) argumentam que a falta de convergência absoluta remete ao entendimento de convergência condicional. Quah (1996) expõe a diferença entre convergência condicional e absoluta da forma:

“Roughly put, absolute β-convergence is when in a cross-section regression of (time-averaged) growth rates on initial levels, the coefficient initial level is negative: poorer regions grow faster. Conditional β-convergence is again a negative coefficient, but only when that regression has the appropriate, additional explanatory variables on the right-hand side”.

No modelo de convergência-β condicional “... 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” (Alves & Fontes, 2001, s/p). Segundo Sala-i-Martin (1996, *apud* Alves & Fontes, 2001), o modelo de crescimento neoclássico, prediz a β-convergência condicional, em outras palavras, defende que a taxa de crescimento de uma economia possui uma relação positiva com a distância que a separa de seu próprio estado estacionário. No entanto, para testar a ocorrência de convergência-β condicional, o autor sugere a inclusão de outras variáveis, como por exemplo, taxas de poupança, escolaridade, e variáveis políticas na estimação do modelo que testa a relação entre taxa de crescimento e renda inicial.

De La Fuente (2000, *apud* ALVES & FONTES, 2001) menciona que os dois conceitos de convergência possuem implicações diferentes. A β-convergência absoluta apresenta uma tendência para a equalização de rendas per capita do grupo em estudo. Inicialmente, as economias mais pobres crescem mais rápido até alcançarem as mais ricas, tornando-se iguais no longo prazo, independentemente de seu valor inicial. Porém, isso não implica no desaparecimento completo da

desigualdade, pois podem ocorrer choques aleatórios ao longo do tempo, ocasionando diferentes efeitos transitórios as economias. Já, na β -convergência condicional, cada economia converge apenas para o seu estado estacionário, sendo que estes podem ser diferentes uns dos outros. Dessa maneira, ao longo do tempo poderá persistir um alto grau de desigualdade e também as posições relativas das economias distintas, ou seja, as economias ricas continuarão ricas, enquanto as pobres permanecerão pobres.

Mesmo não se verificando convergência da forma exposta anteriormente, é possível que ocorram clubes de convergência, ou que alguns municípios estejam se aproximando uns dos outros em termos de renda per capita, ao estilo do estudo de Magalhães (2001) para os estados brasileiros. Conforme Magalhães op cit, o modelo neste caso passa a investigar

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

em que $Y_{S,t} = \max(Y_{i,t})$, ou seja, a análise estará em torno do município de maior renda per capita.

3. MODELO ANALÍTICO

Para a realização do presente estudo foi feita uma análise estatística da participação do setor agropecuário no valor adicionado total dos municípios e ainda a análise da convergência- β condicional levando em consideração as características setoriais.

Este artigo parte da idéia desenvolvida por Rey e Montouri (1999), os quais consideraram o papel dos efeitos de dependência espacial sobre a convergência de renda em regiões dos Estados Unidos. Entretanto, Anselin e Rey (1991), Rey e Montouri (1999), Monastério e Ávila (2004) e Perobelli, Faria e Ferreira (2006), mostram que poderão existir efeitos espaciais entre as localidades, normalmente mais fortes quanto mais próximas entre si, os quais poderão gerar resultados viesados caso sejam desconsiderados explicitamente no modelo. Tal característica tem sugerido técnicas de econometria espacial para a investigação da convergência de renda entre localidades.

A dependência espacial aparece quando há uma relação entre o que acontece em uma unidade no espaço e o que acontece nas demais. A dependência espacial pode ser oriunda de erros de delimitação geográfica das unidades analisadas, de problemas de agregação, ou mais importante, de externalidades

afetando certas unidades e com efeitos extrapolados para outras geograficamente próximas (Figueiredo, 2002).

Em geral, a idéia de efeitos espaciais de uma localidade sobre as demais é utilizada por ponderações: a variável observada em cada localidade recebe uma ponderação quando fizer parte da vizinhança da localidade analisada. É comum utilizarem-se matrizes cujos elementos são binários, assumindo valor unitário quando existir a influência e nulo em caso contrário (também existem outros esquemas de ponderação utilizando pesos como: distância entre as sedes das localidades, comprimento da fronteira comum, ou mesmo, coeficientes oriundos de matrizes de insumo-produto). Assim, duas unidades vizinhas (i,j), que tenham uma fronteira comum, seriam consideradas contíguas e o valor 1 seria atribuído ao elemento w_{ij} de uma matriz de ponderação espacial W .

Considerando o modelo geral de regressão, $Y = X\beta + \varepsilon$, o efeito espacial pode ser incorporado nas variáveis, 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 por $y_j, j \in N(i)$. Neste caso, a expressão para y_i seria

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

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. Este modelo é chamado de modelo espacial autoregressivo, ou modelo de regressão com variáveis dependentes espacialmente defasadas (SL - *spatial lag dependent regression*).

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

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

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

O modelo geral espacial pode ser expresso, matricialmente, por

$$LY = LX.\beta + L\varepsilon,$$

em que: L denota o operador de defasagem espacial de primeira ordem; $LY = (I_d - \rho W)Y$; $LX = (I_d - \tau W)X$; $L\varepsilon = (I_d + \lambda W)\varepsilon$; I_d é a matriz identidade. Os parâmetros espaciais são ρ , τ e λ , respectivamente associados a Y , X e ε . W é a matriz de

dependência espacial de primeira ordem. Como expresso por Rey e Montouri (1999), o modelo SL será do tipo

$$E \left[\ln \left(\frac{Y_{t+k}}{Y_t} \right) \right] = E \left[(I_d - \rho W)^{-1} (\alpha + \beta \ln(Y_t)) \right] + E \left[(I_d - \rho W)^{-1} \varepsilon_t \right]$$

A identificação do efeito espacial pressupõe o uso de testes para a dependência espacial. Inicialmente utilizará as estatísticas I de Moran, para o ano t, expressa da forma

$$I_t = \left(\frac{n}{S_0} \right) \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{i,t} x_{j,t}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_{i,t} x_{j,t}},$$

em que w_{ij} é um elemento da matriz de contigüidade (ou vizinhança - W), igual a 1 para localidades i e j vizinhas; $x_{i,t}$ é o logaritmo natural da renda per capita na localidade i no ano t; n é o número de localidades; t o número de anos; S_0 é um fator normalizador igual à soma de todos os elementos de W.

Outra medida é o I de Moran local de Anselin (1995) (ou *Local Indicator of Spatial Association*, LISA), o qual servirá para apontar as unidades em redor das quais se observam aglomerações de valores semelhantes (Monastério e Ávila, 2004). O indicador LISA será I_i da forma:

$$I_i = \frac{x_i \sum_j w_{ij} x_j}{\sum_i x_i^2}.$$

Conforme Monastério e Ávila (2004), “valores de I_i estatisticamente diferentes de 0 indicarão que a unidade i está espacialmente associada aos seus vizinhos”. Se a distribuição dos I_i para todo i for desconhecida, deve-se realizar permutações aleatórias dos vizinhos de cada unidade. A comparação destas com a observada permitirá inferir se a correlação espacial é significativa e se existe efetivamente um cluster espacial.

Uma vez detectado o(s) efeito(s) espacial(is), procede-se a estimação do modelo contemplando tal característica.

Na análise de convergência, com efeitos espaciais nos erros (SE), o modelo estimado será

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t+T}}{Y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(Y_{i,t}) + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon_{i,t}$$

Já para o caso de dependência do tipo SL, será

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t+T}}{Y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(Y_{i,t}) + \rho W \ln\left(\frac{Y_{i,t+T}}{Y_{i,t}}\right) + \varepsilon_{i,t}$$

3.1. Modelo de Convergência Condicional

A metodologia adotada no presente trabalho está baseada em Barro e Sala-i-Martin (1992), porém com algumas alterações a fim de obter resultados mais eficazes, levando em consideração as características regionais. O modelo utilizado para testar a convergência condicional foi o seguinte:

$$\frac{1}{T} \ln\left(\frac{Y_{0+T}}{Y_0}\right) = \alpha_0 + \beta_1 \ln(Y_0) + \beta_2 SAgro_0 + \beta_3 SInd_0 + \beta_4 SApu_0 + \beta_5 SServ_0 + \varepsilon_{0,T}$$

Em que: Y_T é o PIB per capita do município i , no período T ; Y_0 é o PIB per capita no período inicial; T é o período estudado; α é constante; β_1^* é o parâmetro a ser testado e que evidencia se há ou não convergência de renda por meio da

expressão $\beta_1^* = -\frac{1}{T} \ln(1 + T\beta_1)$; os demais β 's são outros parâmetros a serem testados; as variáveis $SAgro$, $SInd$, $SApu$, $SServ$ são as composições do setor agropecuário, industrial, administração pública e outros serviços, respectivamente. Desse modo, para verificar a existência de convergência espera-se um $\beta > 0$, estatisticamente significativo a 5% de significância. Então, caso $\beta \leq 0$, não há convergência de renda. Cabe ressaltar que para o período 0 foi considerado o ano de 2002 e período T o ano de 2005, sendo T igual a 3.

Para a mensuração das variáveis explicativas $SAgro$, $SInd$, $SApu$, $SServ$ utilizou-se a seguinte expressão matemática:

$$S_j = \frac{VA_{j2002}}{VA_{Total2002}} \times \ln\left(\frac{VA_{j2005}}{VA_{j2002}}\right)$$

Em que, S_j é a composição do setor j ; VA_{j2002} é o valor adicionado no setor j no ano de 2002 e $VA_{Total2002}$ é o valor adicionado total na economia no ano de 2002, significando a participação do setor j no valor adicionado total; a variável VA_{j2005} é o valor adicionado no setor j no ano de 2005 e o VA_{j2002} o valor adicionado no mesmo

setor no ano de 2002, o que evidencia a taxa de crescimento do valor adicionado no setor j . Então, o componente S_j representa o produto da participação do setor j no valor adicionado total com o logaritmo natural da sua taxa de crescimento para o período de 2002-2005.

Essas variáveis contidas no modelo devem, portanto, ser interpretadas como um conjunto de condições iniciais que determinam diferentes estados estacionários, envolvendo a base municipal de 139 municípios existentes em 2002, para os quais se dispõe de séries de dados completas.

Os dados referentes à renda per capita e valor adicionado dos municípios de Mato Grosso, para os anos de 2002 e 2005, foram obtidos junto ao IBGE.

Após a estimação do modelo clássico de convergência condicional foram realizados testes para verificar a existência de efeitos espaciais, ou seja, os testes de I-Moran univariado e multivariado, para testar a autocorrelação espacial entre os dados dos municípios, esse apresenta um resultado global.

Para analisar a instabilidade espacial local utilizou-se a estatística LISA, a qual decompõe os indicadores globais em locais e evidencia os clusters espaciais, mostrando os municípios e regiões que possuem características semelhantes. Adotou-se como base estatística 5% de significância.

A análise das estatísticas e estimações dos modelos foi conduzida pelo software Geoda e programa Excel.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 apresenta os resultados da convergência condicional da renda per capita de 139 municípios do estado de Mato Grosso para o período de 2002-2005 pela estimação de regressão do modelo clássico.

Na Tabela 1, verifica-se que todos os parâmetros das variáveis explicativas foram significativos a 5%. Como β_1^* apresentou-se significativo e maior que 0, ou seja, 0,0168 constata-se a existência de β -convergência condicional, ou seja, 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, apud FONTES; ALVES, 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.

Tabela 1 – Resultados da estimação da expressão para convergência condicional.

Modelo Estimado:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{Y_{0+T}}{Y_0} \right) = \alpha_0 + \beta_1 \ln(Y_0) + \beta_2 SAgro_0 + \beta_3 SInd_0 + \beta_4 SApu_0 + \beta_5 SServ_0 + \varepsilon_{0,T}$$

Parâmetros	Coefficientes Estimados ⁽¹⁾
α	0.15455 (0.0346)*
β_1	-0.01638 (0.0038)*
β_2	0.36853 (0.0176)*
β_3	0.37022 (0.0446)*
β_4	-0.19580 (0.0760)*
β_5	0.28576 (0.0217)*
Observações	139
R ²	0.8732

Fonte: IBGE (sd), Dados trabalhados.

Notas: Probabilidade Estatística t entre parênteses; *Significativo estatisticamente a 5%; ⁽¹⁾

Valores em parênteses representam o desvio-padrão

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 que possuem os mesmos comportamentos quanto ao componente agropecuário – produto entre a taxa de crescimento e participação do setor no valor adicionado total próximos – tenderão ao longo do tempo a apresentar a mesma renda per capita, independente da renda per capita no ano inicial. Esse acontecimento identifica que no 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 contribuiria para a

construção de políticas mais adequadas e eficazes que favoreçam o crescimento e respectiva redução das desigualdades entre as rendas per capita municipais.

Avaliando ainda os resultados da Tabela 1, pode-se identificar um bom ajustamento do modelo: as variáveis proxy escolhidas para o modelo estão conseguindo explicar 87% das variações da taxa de crescimento da renda per capita dos municípios de Mato Grosso. Percebe-se que os setores agropecuário, industrial e outros serviços possuem uma relação positiva com a taxa de crescimento, enquanto o setor da administração pública possui uma relação negativa. Isso mostra que quanto maiores os valores adicionados na agropecuária, indústria e outros serviços, maior será o crescimento do município e quanto maior o valor adicionado na administração pública menor o seu crescimento. Nesse sentido, os municípios que dependem principalmente da administração pública crescem menos, podendo haver uma tendência a se tornarem mais pobres que os demais.

A importância do setor agropecuário para o crescimento econômico também pode ser visto ao se analisar a relação entre a taxa de crescimento econômico com a participação do setor agropecuário na formação do valor adicionado total. Dos 20 municípios que apresentaram as maiores taxas de crescimento no período de 2002 a 2005, 13 deles apresentaram a participação do setor agropecuário acima de 40 % do valor adicionado total no ano de 2005. Eles representam 65% dos municípios. Esses municípios e suas respectivas taxas de crescimento e participações podem ser verificados na Tabela 2.

Tabela 2 – Municípios com as maiores taxas de crescimento econômico entre 2002-2005 e participações do setor agropecuário

Município	Taxa de crescimento PIB per capita (em %)	Participação agropecuária (em %)
Bom Jesus do		
Araguaia	272,44	71,37
Colniza	238,40	45,12
Gaúcha do Norte	209,55	59,96
Santa Cruz do Xingu	209,35	60,19
Acorizal	190,04	68,44
Nova Maringá	183,20	65,58
Ponte Branca	175,20	59,65
Reserva do Cabaçal	172,34	43,02
Tabaporã	171,88	53,83
Dom Aquino	169,91	59,58
Apiacás	168,48	50,20
Porto dos Gaúchos	165,63	68,27
Campo Verde	165,08	65,74

Fonte: IBGE (sd), Dados trabalhados.

Em 2005, 64 municípios apresentaram a participação do valor adicionado do setor agropecuário acima de 50% do total, mostrando que cerca de 46% dos municípios mato-grossenses possuem o setor agropecuário como base econômica. Esse fato caracteriza a dependência da economia mato-grossense no setor agropecuário. Nesse mesmo ano, dentre os 20 municípios que apresentaram os maiores PIB per capita, 16 deles possuíam a participação do setor agropecuário entre 81% e 40% do valor adicionado total.

Ao analisar a média, mediana e desvio-padrão dos dados no ano de 2005 observa-se a assimetria da distribuição da variável PIB per capita dos municípios de Mato Grosso, uma vez que a média foi igual a R\$ 15.192,31 e a mediana R\$ 8.743,67. Esse resultado mostra que um número maior de municípios apresentou PIB per capita menores que a média, em outras palavras, nota-se que a maioria dos municípios apresenta rendas baixas e poucos apresentam rendas altas. Isto também pode ser verificado ao analisar o desvio-padrão dos dados, que foi de R\$ 18.025,09, apresentando variações muito altas entre os dados, caracterizando a forte ocorrência de desigualdades econômicas entre os municípios mato-grossenses e a concentração de renda.

Para verificar a influência econômica de um município sobre o outros, ou seja, a existência de autocorrelação espacial, realizaram-se alguns testes na estimação do modelo mostrado anteriormente, conforme Tabela 3.

Tabela 3 – Resultados dos testes de autocorrelação espacial global.

Testes	Estatística	Significância
I de Moran (spatial error)	0,2086	0,8347 ^{ns}
Multiplicador de Lagrange - ML (spatial lag)	1,1376	0,2862 ^{ns}
ML Robusto (spatial lag)	1,3254	0,2496 ^{ns}
Multiplicador de Lagrange - ML (spatial error)	0,0015	0,9686 ^{ns}
ML Robusto (spatial error)	0,1894	0,6634 ^{ns}
Multiplicador de Lagrange (SARMA)	1,3269	0,5151 ^{ns}

Fonte: IBGE (sd), Dados trabalhados.

Notas: *Significativo estatisticamente a 5%; ^{ns} não significativo estatisticamente a 5%

No que se refere à existência de autocorrelação espacial, observa-se na tabela acima que os resultados de todos os testes foram não significativos, tanto no

erro quanto na variável dependente defasada. Isso significa que o crescimento econômico municipal de Mato Grosso, de um modo geral não está sendo influenciado pelos desempenhos de variáveis econômicas de seus vizinhos. Nesse sentido, não se mostra necessária a estimação dos modelos com a introdução dos efeitos espaciais.

Por outro lado, uma limitação que pode ser percebida nas estatísticas globais é que elas podem ignorar a existência de instabilidade espacial, no sentido que se em algumas áreas específicas a autocorrelação espacial for positiva e em outras negativas, o efeito, no geral, pode se anular e a autocorrelação não ser detectada. Dessa maneira para obter um maior entendimento das variáveis econômicas municipais considera-se interessante continuar a análise de maneira desagregada. Torna-se interessante visualizar o comportamento dessas variáveis separadamente e conseqüentemente estudar os efeitos espaciais de forma local.

A Tabela 4 mostra os resultados dos testes de I-Moran para algumas variáveis escolhidas, com o intuito de buscar compreender a relação entre as taxas de crescimento, renda per capita e características setoriais.

Tabela 4 – Resultados dos testes I de Moran Univariado e Multivariado para taxa média de crescimento da renda, PIB per capita e componentes setoriais.

Variável Com Ponderação Espacial	Variável Original	I-Moran
Taxa média de crescimento	Taxa média de crescimento	0,0901*
PIB per capita 2002	Taxa média de crescimento	0,0032 ^{ns}
PIB per capita 2002	PIB per capita 2002	0,3644*
Componente Agropecuária	PIB per capita 2002	0,0345 ^{ns}
Componente Agropecuária	Componente Agropecuária	0,1644*
Componente Agropecuária	Taxa média de crescimento	0,0867 ^{ns}
Componente Indústria	Taxa média de crescimento	0,0097 ^{ns}
Componente Adm, Pública	Taxa média de crescimento	0,0494 ^{ns}
Componente Serviços	Taxa média de crescimento	0,0969*

Fonte: IBGE (sd), Dados trabalhados.

Notas: *Significativo estatisticamente a 5% pela randomização do GEODA; ^{ns} não significativo estatisticamente a 5%.

Na Tabela 4 percebe-se que apenas as relações entre as taxas de crescimento, PIB per capita e componente agropecuário entre si e taxa de crescimento com o componente serviços, apresentaram-se significativas. Isso significa dizer, por exemplo, que a taxa de crescimento econômico de um município está influenciando a taxa de crescimento de seu vizinho. Essa relação mostra-se ainda positiva, significando que municípios com altas (baixas) taxas de crescimento econômico tendem a se localizar próximos de municípios que também apresentam altas (baixas) taxas de crescimento e assim para as demais relações que se mostraram significativas (Figura 1).

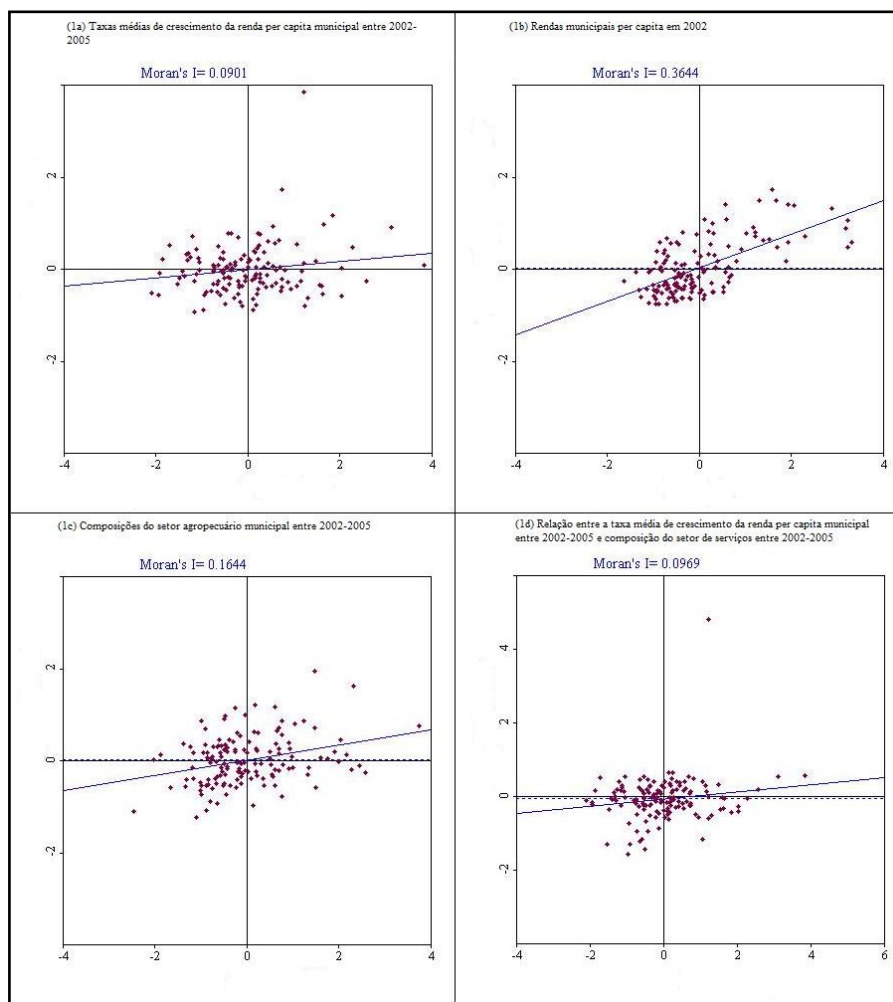


Figura 1 – Resultados Moran Scatterplot Significativos

Para averiguar de maneira mais precisa em que locais/municípios ocorrem estas relações de dependência espacial é preciso verificar os resultados do teste LISA (Figura 2).

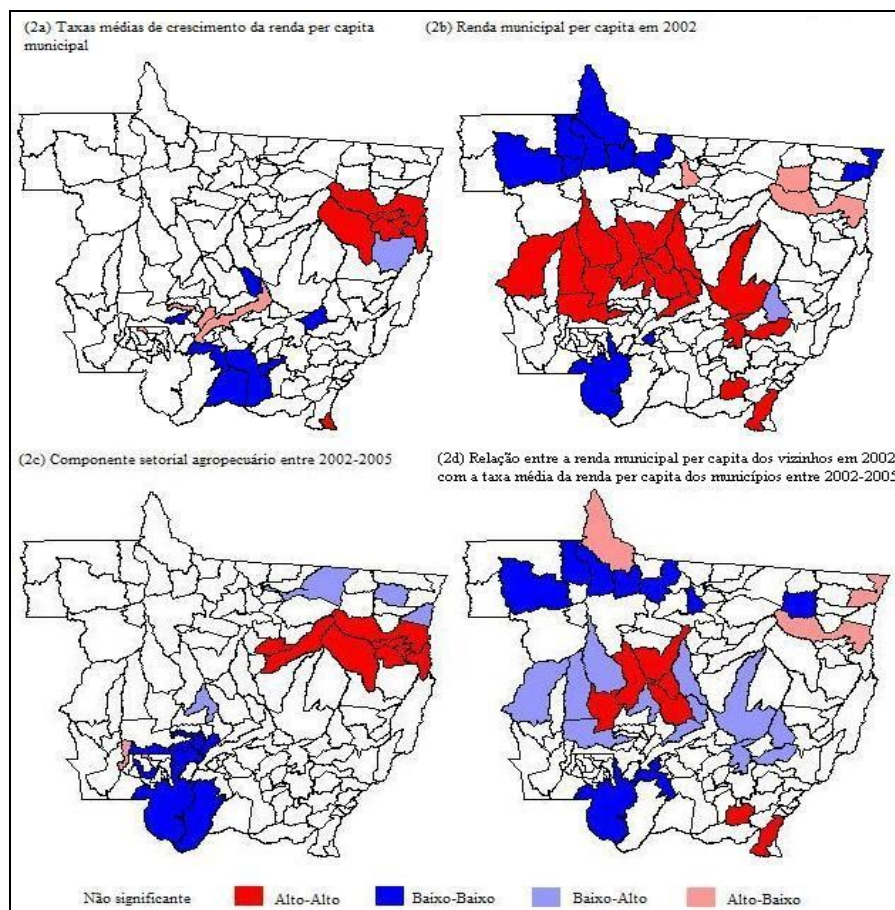


Figura 2 – Mapa da estatística LISA para as taxas de crescimento, PIB per capita e Componente Agropecuária

A análise do mapa 2a presente na Figura 2, nos aponta a existência de 2 clusters de crescimento da renda per capita do tipo ALTO-ALTO. O primeiro vê-se nos municípios de São Felix do Araguaia, Serra Nova Dourada, Alto Boa Vista, Novo Santo Antônio, Bom Jesus do Araguaia e Querência e seus vizinhos e o outro no município de Alto Taquari, esse último situado na região sudeste de Mato Grosso e os demais municípios pertencem à região nordeste do estado, indicando que existe correlação espacial entre as taxas de crescimento da renda per capita. As taxas de crescimento registradas nos municípios estudados, entre os anos de 2002 e 2005, teve mínimo de aproximadamente 134%, valor registrado para a cidade de São Félix

do Araguaia e máxima de 272% de crescimento, registrado para Bom Jesus do Araguaia.

Cabe lembrar que a relação positiva (alto-alto, baixo-baixo) ao se analisar a mesma variável, revela que os municípios vizinhos devem ser incluídos no cluster, pois apresentam as mesmas características que o município analisado. Então ao citar a existência de cluster em um município, conseqüentemente menciona-se que os seus vizinhos fazem parte do mesmo, sem a necessidade de fazer referência.

Nesta mesma análise, pode-se observar a existência de quatro clusters do tipo BAIXO-BAIXO, situado na região Sul do estado, o primeiro engloba quatro cidades, sendo elas Barão de Melgaço, Santo Antônio do Leverger, Juscimeira e Nossa Senhora do Livramento. O segundo corresponde ao município de Santo Antônio do Leste, o terceiro Santa Rita do Trivelato e o quarto Nova Olímpia. Essas cidades são influenciadas umas pelas outras quanto a taxa de crescimento e apresentam baixas taxas de crescimento, sendo a maior delas de 79,67% pertencente a Santo Antonio do Leverger.

Através do mapa 2b, observamos a existência de clusters em alguns municípios quanto ao valor da renda per capita. É possível visualizar a existência de um cluster do tipo BAIXO – BAIXO, localizado a norte do estado, englobando Nova Monte Verde, Apiacás, Nova Bandeirantes, Cotriguaçu, Juruena, Alta Floresta e Aripuanã. Este cluster apresenta baixo nível de renda per capita tendo Juruena com a maior renda per capita, R\$ 7.507,70 em 2002. Outros clusters desse tipo são vistos nas cidades de Cáceres, Jangada e Santa Terezinha, mas de maneira separada. Esses municípios são possuem baixas rendas per capita e fazem fronteira com municípios com baixas rendas per capita.

Pode-se observar também, a existência de um cluster do tipo ALTO-ALTO para as cidades localizadas no Centro-oeste do estado, ou seja, cidades com rendas altas estão próximas de cidades com rendas per capita altas, composto pelas cidades de Brasnorte, Campo Novo do Parecis, Comodoro, Lucas do Rio Verde, Nobres, Nova Mutum, Novo São Joaquim, Paranatinga, Primavera dos Leste, São José do Rio Claro, Santa Rita do Trivelato, Sapezal, Sorriso, Tangará da Serra, Tapurah e Nova Maringá. Apresentando alto valor de renda per capita, Sapezal com R\$ 74.090,38 representa a cidade com a maior renda per capita entre as participantes do cluster. Tem-se ainda, as cidades de Alto Araguaia e Pedra Preta as quais representam clusters distintos com seus vizinhos.

O mapa 2c analisa a formação de cluster entre as cidades de Mato Grosso através da composição do setor agropecuário, ou seja, o produto da participação do setor agrícola na formação no valor adicionado total municipal e sua taxa de crescimento entre os anos de 2002-2005. Observam-se dois clusters, um do tipo ALTO-ALTO e um segundo do tipo BAIXO-BAIXO. O primeiro composto pelas

idades de Alto Boa Vista, Bom Jesus do Araguaia, Feliz Natal, Novo Santo Antônio, Querência, Santa Carmem, São Félix do Araguaia e Serra Nova Dourada, revela a existência de um pólo do crescimento econômico baseado no setor agrícola, sendo que a maioria desses municípios também forma um cluster ao se analisar a taxa de crescimento da renda per capita. Como já mencionado acima, pode-se comprovar novamente que o setor agropecuário é um dos principais impulsionadores do crescimento dos municípios de Mato Grosso. Este cluster, portanto representa um pólo de crescimento econômico que se situa em regiões com forte influência do setor agrícola, ou seja, pólos de crescimento agrícola.

O cluster do tipo BAIXO-BAIXO, tem em sua formação os municípios de Alto Paraguai, Barra do Bugres, Cáceres, Denise, Nova Olímpia, Poconé, São José dos Quatro Marcos e Santo Afonso. São municípios que apresentam baixa participação do setor agrícola na composição de seu PIB, sendo então, dependentes de outros setores da economia, principalmente o de serviços e administração pública.

Por outro lado, no mapa 2d pode-se verificar várias relações entre as rendas per capita municipal e a taxa média de crescimento da renda per capita dos municípios. Constataram-se duas relações BAIXO-BAIXO, sendo que a primeira engloba os municípios de Aripuanã, Cotriguaçu, Alta Floresta, Nova Bandeirantes e Nova Monte Verde, já a segunda corresponde aos municípios de Cáceres, Jangada e Nossa Senhora do Livramento. Esses municípios apresentam baixas taxas de crescimento da renda per capita junto a baixas rendas per capita de seus vizinhos. Esses clusters evidenciados podem ser considerados como regiões com pouca dinâmica econômica. Cabe destacar também os municípios de São José do Xingu e Colider com essas mesmas características.

No que diz respeito à relação do tipo ALTO-ALTO, destacam-se os municípios de Campo Novo do Parecis, Lucas do Rio Verde, Nova Mutum, Tapurah e Nova Maringá, que apresentam altas taxas de crescimento e estão localizados próximos de municípios com alta renda per capita. Isso mostra a forte dinâmica econômica vivenciada nesses municípios. Os municípios de Pedra Preta e Alta Araguaia também tiveram essa mesma relação.

Por outro lado, percebem-se também relações do tipo ALTO-BAIXO e BAIXO-ALTO. Para relações do tipo BAIXO-ALTO podem-se citar os municípios de Brasnorte, Campinápolis, Comodoro, Nobres, Novo São Joaquim, Paranatinga, Primavera, São José do Rio Claro, Santa Rita do Trivelato, Sapezal, Sorriso e Tangará da Serra. Os municípios mencionados anteriormente apresentam altas taxas de crescimento da renda per capita, porém são rodeados de vizinhos com baixas rendas per capita. Já nas relações ALTO-BAIXO o efeito é contrário, em que os municípios que mostram baixas taxas de crescimento possuem vizinhos com

altas rendas per capita, sendo eles Apiácas, Santa Terezinha e São Félix do Araguaia.

Como se verificou casos de autocorrelação espacial ao analisar os resultados das estatísticas I-Moran separadamente e LISA estimou-se novamente o modelo de convergência condicional adicionando os efeitos espaciais nos erros (*spatial error*) - λ - e variável dependente defasada (*spatial lag*) - WY - para averiguar a relevância desses efeitos para a especificação do modelo.

Nesse sentido, constatou-se que a adição dos efeitos espaciais não melhorou expressivamente a especificação do modelo e ainda essas variáveis WY e λ não se mostraram significativas no mesmo. Deste modo, se pode afirmar que em uma espacial global as taxas de crescimento médio não são influenciadas pelas taxas de outros municípios e nem por variáveis de outras regiões não especificadas no modelo. A taxa de crescimento econômico de um município não recebe estímulos dos demais, o que também evidencia a forte heterogeneidade econômica dos municípios e regiões de Mato Grosso.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho buscou-se compreender melhor o processo de crescimento econômico dos municípios mato-grossenses para o período de 2002 a 2005, e também verificar a importância do setor agropecuário neste processo.

Utilizou-se a malha municipal de 2002 com 139 municípios e desenvolveu-se o estudo em quatro etapas. A primeira foi testar a β -convergência condicional de renda per capita. Se o coeficiente de convergência β_1^* for significativo e maior que 1, significa que cada economia converge para o seu estado estacionário, sendo que estes podem ser diferentes uns dos outros e a sua taxa de crescimento será maior quanto mais afastada estiver de seu estado estacionário. Em seguida, foi realizada uma análise estatística descritiva referente à participação do setor agropecuário na formação do valor adicionado total, em que se compararam esses resultados da participação com as taxas de crescimento. A terceira etapa foi verificar a existência de efeitos espaciais globais (I de Moran) e locais (LISA). E a última foi estimar o modelo de convergência condicional adicionando esses efeitos espaciais (*spatial error* e *spatial lag*).

Constatou-se convergência- β condicional de renda nos municípios mato-grossenses, ou seja, as economias que apresentam características semelhantes estão convergindo para o mesmo estado estacionário. Nesse sentido a hipótese da existência de divergência de renda no estado de Mato Grosso não foi validada.

Porém, não foi possível verificar se as desigualdades econômicas estão sendo suavizadas ao longo do tempo.

Pode-se observar econometricamente a importância do setor agropecuário para explicar o crescimento econômico dos municípios, e os municípios que apresentaram maiores participações do setor agropecuário para a formação do valor adicionado total são também os que mais cresceram neste período.

Também se verificou a existência de efeitos espaciais positivos entre as variáveis taxa média de crescimento da renda per capita, renda per capita, componente agropecuário e na relação componente de serviços com a taxa média de crescimento per capita. Desse modo, os municípios que apresentaram altos (baixos) valores da renda per capita tendem a se localizar próximo de municípios com altos (baixos) valores da renda per capita, assim como para as demais variáveis.

Ao analisar a ocorrência de cluster no estado de Mato Grosso, notou-se a existência de 2 clusters de crescimento. O primeiro compreende os municípios de São Félix do Araguaia, Serra Nova Dourada, Alto Boa Vista, Novo Santo Antônio, Bom Jesus do Araguaia, Querência e seus vizinhos. O outro é no município de Alto Taquari e sua vizinhança. Ao se comparar esses clusters com os do componente agropecuário, percebe-se uma alta relação, pois esses municípios citados acima também representam um cluster do setor agropecuário. Então se afirma a hipótese de que existem clusters de crescimento em pólos agropecuários no estado.

Como sugestões, o estudo será aperfeiçoado levando em consideração outras variáveis econômicas e características municipais e setoriais com o intuito de compreender melhor o processo de crescimento econômico do estado e indicar aos formuladores de políticas os locais que necessitam de maiores investimentos públicos favorecendo o crescimento e a respectiva redução da diferença entre as rendas per capita municipais.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, Luiz Fernando; FONTES, Rosa. Convergence Clubs in Minas Gerais State, Brazil. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=276905. Acessado em: 21/10/2008.

BARRO, Robert J.; SALA-i-MARTIN, Xavier. Convergence. *The Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 2 (Apr., 1992), p. 223-251.

DE LA FUENTE, A. Convergence across countries and regions: theory and empirics. In: ALVES, Luiz Fernando; FONTES, Rosa. *Convergence Clubs in Minas Gerais State, Brazil*.

Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=276905. Acessado em: 21/10/2008.

GROLLI, Priscila Albina; OLIVEIRA, Cristiano Aguiar de; JACINTO, Paulo Andrade, Crescimento econômico e convergência com a utilização de regressões quantílicas: um estudo para os municípios do Rio Grande do Sul (1970-2001). Disponível em: www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A014.pdf. Acessado em: 27/10/2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE, PIB Municípios. Disponível em: ftp://ftp.ibge.gov.br/Pib_Municipios/2005/Banco_de_Dados/Banco_de_Dados.zip. Acessado em: 22/09/2008.

MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO - MTE, Bases Estatísticas RAIS / CAGED - Acesso Online. Disponível em: <http://www.mte.gov.br/PDET/Acesso/RaisOnLine.asp>. Acessado em: 10/10/2008.

SALA-I-MARTIN, X. The Classical Approach to Convergence Analysis. In: ALVES, Luiz Fernando; FONTES, Rosa. Convergence Clubs in Minas Gerais State, Brazil. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=276905. Acessado em: 21/10/2008.

SECRETARIA DE ESTADO DE PLANEJAMENTO E COORDENAÇÃO GERAL – SEPLAN/MT. Anuário Estatístico de Mato Grosso 2006. Cuiabá: Central de Texto, 2007. Disponível em: <http://www.anuario.seplan.mt.gov.br/2006/>. Acessado em: 08/12/2008.

SECRETARIA DE ESTADO DE PLANEJAMENTO E COORDENAÇÃO GERAL – SEPLAN/MT. Zoneamento Sócio Econômico Ecológico de Mato Grosso – ZSEE, Disponível em: <http://www.seplan.mt.gov.br/html/>. Acessado em: 05/12/2008.