

Análise de Convergência de Renda dos Municípios Goianos entre 2001 e 2011

ESTUDOS DO IMB

Setembro - 2014

SEGPLAN

SECRETARIA DE ESTADO DE
GESTÃO E PLANEJAMENTO



GOVERNO DE
GOIÁS
Juntos, já fizemos muito e faremos mais.

ESTADO DE GOIÁS

SECRETARIA DE GESTÃO E PLANEJAMENTO

INSTITUTO MAURO BORGES DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS - IMB

**Análise de Convergência de Renda
dos Municípios Goianos entre 2001 e 2011.**

*Alex Felipe Rodrigues Lima
Dinamar Maria Ferreira Marques
Luiz Batista Alves
Millades de Carvalho Castro*

GOIÂNIA

Setembro de 2014

GOVERNO DO ESTADO DE GOIÁS

Marconi Ferreira Perillo Júnior

SECRETARIA DE ESTADO DE GESTÃO E PLANEJAMENTO

Leonardo Moura Vilela

CHEFIA DO GABINETE ADJUNTO DE PLANEJAMENTO

Júlio Alfredo Rosa Paschoal

Unidade da Secretaria de Estado de Gestão e Planejamento de Goiás, o IMB é o órgão responsável pela elaboração de estudos, pesquisas, análises e estatísticas socioeconômicas, fornecendo subsídios na área econômica e social para a formulação das políticas estaduais de desenvolvimento. O órgão também fornece um acervo de dados estatísticos, geográficos e cartográficos do Estado de Goiás.

Chefia do Gabinete de Gestão

Lillian Maria Silva Prado

Superintendência

Aurélio Ricardo Troncoso Chaves

Gerência de Estudos Socioeconômicos e Especiais

Marcos Fernando Arriel

Gerência de Contas Regionais e Indicadores

Dinamar Maria Ferreira Marques

Gerência de Sistematização e Disseminação de Informações Socioeconômicas

Eduiges Romanatto

Gerência de Pesquisas Sistemáticas e Especiais

Marcelo Eurico de Sousa

Gerência de Cartografia e Geoprocessamento

Carlos Antônio Melo Cristóvão

SEGPLAN
SECRETARIA DE ESTADO DE
GESTÃO E PLANEJAMENTO



Instituto Mauro Borges

Av. República do Líbano nº 1945 - 3º andar
Setor Oeste – Goiânia – Goiás - CEP 74.125-125
Telefone: (62) 3201-6695/8481
Internet: www.imb.go.gov.br, www.segplan.go.gov.br
e-mail: imb@segplan.go.gov.br

APRESENTAÇÃO

A Secretaria de Estado de Gestão e Planejamento de Goiás, por meio do Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos – IMB tem a satisfação de divulgar, mais um de seus estudos, desta feita, sobre a Convergência de Renda (PIB *per capita*) dos municípios goianos entre 2001 e 2011.

O estudo teve por objetivo mostrar o comportamento do Produto Interno Bruto *per capita* dos municípios goianos no referido período, a fim de revelar se a desigualdade entre eles diminuiu, pela convergência absoluta e condicional (inclusive com abordagem espacial), ou se houve polarização, com a formação de Clubes de Convergência.

Conceitualmente define-se convergência de renda como sendo um processo em que uma mesma variável (por exemplo, renda *per capita*, produtividade da terra) apresenta diferentes valores entre países, regiões, estados ou municípios, mas essa diferença se reduz ao longo do tempo, indicando que a desigualdade diminui.

Para medir a convergência, a literatura do crescimento econômico tem usado várias metodologias. Para analisar o processo de convergência dos municípios goianos, este estudo utilizou quatro alternativas: a convergência β absoluta, a convergência β condicional, a σ convergência e a convergência em clubes. Estes modelos de medir convergência foram propostos por Barro e Sala-i-Martin.

Para isso, este estudo foi dividido em quatro seções, além da introdução. A segunda seção apresenta a revisão de literatura; a terceira seção descreve os procedimentos metodológicos utilizados no trabalho; a quarta seção descreve como são apresentados e discutidos os resultados; e por fim, na quinta seção, são feitas algumas considerações conclusivas.

SUMÁRIO

<u>1.</u>	<u>INTRODUÇÃO</u>	<u>5</u>
<u>2.</u>	<u>REVISÃO DE LITERATURA</u>	<u>8</u>
<u>3.</u>	<u>METODOLOGIA.....</u>	<u>9</u>
<u>3.1.</u>	<u>Modelo de Crescimento Econômico de Solow</u>	<u>9</u>
<u>3.2.</u>	<u>β Convergência Absoluta e Condicional, σ convergência e convergência em clubes 11</u>	
<u>4.</u>	<u>RESULTADOS E DISCUSSÕES.....</u>	<u>16</u>
<u>4.1.</u>	<u>β Convergência Absoluta</u>	<u>16</u>
<u>4.2.</u>	<u>β convergência Condicional.....</u>	<u>19</u>
<u>4.3.</u>	<u>σ convergência.....</u>	<u>23</u>
<u>4.4.</u>	<u>Clubes de Convergência.....</u>	<u>23</u>
<u>4.5.</u>	<u>Clube de Convergência um (1).....</u>	<u>26</u>
<u>4.6.</u>	<u>Clube de Convergência dois (2)</u>	<u>28</u>
<u>4.7.</u>	<u>Clube de Convergência três (3).....</u>	<u>28</u>
<u>4.8.</u>	<u>Clube de Convergência quatro (4)</u>	<u>29</u>
<u>4.9.</u>	<u>Velocidade de Convergência.....</u>	<u>29</u>
<u>5.</u>	<u>CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</u>	<u>29</u>
<u>6.</u>	<u>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</u>	<u>31</u>
<u>7.</u>	<u>ANEXO I</u>	<u>34</u>

1. INTRODUÇÃO

A desigualdade de renda é um problema de toda a sociedade brasileira, e não poderia ser diferente no Estado de Goiás. Conforme dados do PIB de 2011, é possível perceber a grande diferença no nível de renda entre os municípios goianos, dos quais dez municípios representaram 61,8% da renda gerada em Goiás. Os teóricos que abordam a questão do crescimento econômico referem-se à desigualdade de renda *per capita* entre os países e regiões, como sendo a diferença do capital físico e humano, a diferença na produtividade dos fatores, diferenças quanto aos aspectos geográficos, culturais, institucionais, entre outros fatores (SNOWDON; VANE, 2005; BARRO, 1991).

Conceitualmente entende-se por convergência de renda como sendo o processo no qual os municípios mais pobres passam a apresentar maiores taxas de crescimento econômico, em relação aos mais ricos, de forma que todas as regiões diminuam as diferenças de rendas, convergindo ao longo do tempo para um único estado de crescimento econômico, chamado estado estacionário. Particularmente no Estado de Goiás, devido às diferenças entre municípios, o processo de desenvolvimento da economia goiana ocorreu com diferentes intensidades, de acordo com cada região do Estado, com isso justificando as particularidades de desenvolvimento de cada município.

Contudo, nas últimas décadas, diversas políticas públicas foram formuladas, visando à redução das desigualdades, tais como: Fundo de Expansão da Indústria e Comércio do Estado de Goiás (FEICON), que isentava as empresas do pagamento de IPTU, energia elétrica, além de alguns incentivos de diminuição da carga tributária. O Fundo de Participação e Fomento à Industrialização do Estado de Goiás (Fomentar), que tinha como objetivo atrair indústrias para o Estado de Goiás via programas de incentivos e de benefícios fiscais, com isenção de parte do Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS). A partir do ano de 1999, com a preocupação de continuar o desenvolvimento econômico do Estado, foi criado o Programa de Desenvolvimento Industrial (PRODUZIR), que estimulou a vinda de grandes empresas para Goiás. Já o Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) foi criado com o objetivo de contribuir para o desenvolvimento econômico e social do Centro-Oeste brasileiro. E mais recentemente, em 2011, foi recriada a Superintendência de Desenvolvimento do Centro-Oeste (Sudeco), com o objetivo de planejar e organizar o desenvolvimento da região.

Diante disso, para entender as diferenças ocorridas no processo de desenvolvimento dos municípios goianos, necessário se faz compreender a construção do processo histórico. O território goiano teve sua ocupação no século XVIII, no chamado período colonial, com a atividade econômica pioneira, a extração mineral. No século XIX houve um intenso movimento migratório, vindo principalmente de Minas Geras e do Nordeste brasileiro que trouxeram técnicas para incrementar o sistema

agrícola em Goiás. Dessa forma, essa atividade surge como uma fase transitória entre a economia mineradora e a pecuária de exportação.

Mais recentemente, nas primeiras décadas do século XX, com a implantação da política de interiorização de ocupação e de estímulo ao desenvolvimento, ocorreram melhorias na infraestrutura de transporte, a exemplo a construção de ferrovias (1935) e das rodovias (a partir de 1950).

Em 1930, a construção de Goiânia trouxe mudanças políticos-institucionais, como a transferência da capital do Estado na década seguinte. Em 1935, com a chegada da estrada de ferro no município de Anápolis, este passou a abrigar as primeiras indústrias do Estado, passando a ser um centro atacadista regional, realidade que ainda permanece até os dias atuais. Nesse período outros municípios goianos tiveram seus processos de urbanização acelerados, em resposta, principalmente, ao crescimento da atividade agrícola, caso dos municípios de Rio Verde, Jataí, Itumbiara e Catalão (ARRAIS, 2004).

Na década de 1960, com a construção de Brasília, foram implantados novos eixos rodoviários que possibilitaram a melhoria do escoamento da produção agropecuária para o restante do país. Todas essas iniciativas estimularam a expansão da fronteira agrícola no Cerrado goiano, bem como sua especialização e o crescimento populacional das cidades pelo intenso fluxo migratório no território goiano, principalmente na região do Entorno de Brasília.

Na década de 1970, houve um período de continuidade de crescimento das cidades goianas e avanço econômico devido à chegada de migrantes da região Sul e Sudeste, que vieram atraídos pelas transformações ocorridas no Bioma Cerrado, baixos preços das terras e aplicação de técnicas que aprimoraram a produção agrícola no território goiano, principalmente na região sudoeste do Estado.

Com os avanços ocorridos no setor agropecuário na década de 1980, houve a implantação das primeiras agroindústrias influenciadas por alguns fatores, como proximidade da matéria-prima e programas de incentivos fiscais. Com isso o agronegócio tornou-se uma das atividades mais forte e dinâmica da economia goiana, contribuindo significativamente para o desempenho da atividade produtiva.

Outro marco histórico foi a divisão da região norte de Goiás em 1988, que passou a constituir o Estado do Tocantins, região essa de menor dinamismo econômico. Iniciativa que não foi suficiente para corrigir as disparidades de renda no Estado de Goiás.

Todo esse processo histórico de ocupação do território goiano e as transformações da década de 1990, tais como: os movimentos de globalização, abertura comercial e financeira, tendências de flexibilização do mercado de trabalho associados a uma menor coordenação nacional do planejamento do desenvolvimento regional, vêm resultando num padrão de desenvolvimento no Estado de Goiás. No entanto, todo este

processo necessita ser bem avaliado, para se avançar nas propostas de estratégias e instrumentos de intervenção, que não só favoreçam um padrão de desenvolvimento mais equânime, mas também estimulem as potencialidades de cada município.

Com base nessa contextualização histórica, a discussão acerca das desigualdades sociais tem sido bastante discutida por vários teóricos. Este debate ganhou relevância com os primeiros estudos surgidos na década de 1990, com a metodologia de Barro e Sala-i-Martin (1992). Nesse trabalho para avaliar as significativas discrepâncias de renda entre os municípios goianos, utilizou-se a técnica de convergência de renda e os dados do PIB *per capita* do período de 2001 a 2011.

Observa-se que, de forma geral, as diferenças de renda *per capita* entre os municípios goianos são fortes. Alguns deles apresentam níveis de renda similares à região Nordeste e Norte do país. Porém, outros possuem níveis comparáveis às regiões Sudeste e Sul.

Na literatura, as desigualdades sociais são diferenciadas pelo seu grau (alto, médio ou baixo) e a sua rigidez (maior ou menor probabilidade de mudança entre as classes ou grupos segregados), que de alguma forma, criam arranjos socialmente construídos, levando à exclusão, ou à inclusão, de grupos componentes dessa estrutura social. Ela também pode ser analisada em termos de desigualdade local ou regional, além da dicotomia do meio urbano e do meio rural, existentes na maioria dos países em desenvolvimento, no qual o Brasil se insere [RIBEIRO (2009) e HASENBALG e VALLE SILVA (2003)].

No Estado de Goiás, o crescimento da economia tem sido superior à média nacional. No período de 2000 a 2011, o Produto Interno Bruto (PIB) do Estado cresceu em média 5,0% ao ano, enquanto o desempenho do PIB brasileiro foi de 3,5% ao ano. Ainda assim, se observa que a distribuição da renda no Estado está concentrada em uma pequena parcela de municípios. O Índice de Gini¹ variou entre as 18 microrregiões goianas definidas pelo IBGE, de 0,41 a 0,88 em 2011, indicando que há forte concentração de renda em algumas microrregiões, enquanto outras apresentam fraca concentração de renda.

A variável que geralmente se usa para medir a desigualdade regional é o PIB *per capita*, como pode ser constatado na literatura. Em Goiás, o PIB *per capita* no período de 2001 a 2011 cresceu em média 3,0% ao ano, enquanto a taxa média brasileira teve crescimento de 2,3% ao ano. No entanto, o PIB *per capita* goiano ocupou, em 2011, a 11ª posição entre as unidades da federação e em todo o período esteve abaixo da média nacional (IMB/SEGPLAN, 2013).

Diversos estudos referentes à convergência de renda já foram realizados, entretanto, essa é a primeira iniciativa para o conjunto dos municípios goianos. Dessa

¹ O índice de Gini corresponde à medida do grau de concentração de uma distribuição cujo valor varia de zero (perfeita igualdade) até um (desigualdade máxima).

forma, questiona-se se o crescimento econômico do Estado, observado nos últimos anos, tem contribuído para a redução das discrepâncias de renda entre os municípios.

Logo, este estudo tem como objetivo geral verificar o comportamento envolvendo a convergência de renda distribuída entre os 246 municípios goianos, por meio da taxa de crescimento da renda *per capita* para os anos 2001 e 2011.

Especificamente, pretende-se:

- i. Verificar se há presença de convergência de renda municipal em uma modelagem, considerando a dependência espacial dos dados;
- ii. Identificar possíveis fatores que sejam responsáveis pelo (de) crescimento municipal e desigualdade entre eles; e
- iii. Na hipótese de fraca convergência, identificar a ocorrência de polarização dos municípios, visando à formação de Clubes de Convergência no Estado.

Por meio de técnicas de econometria espacial os resultados serão obtidos utilizando-se o *software* GeoDa e R, versão 1.4.6 e 3.0.2, respectivamente, com o intuito de auxiliar as análises de convergência, ou não, da renda *per capita* dos 246 municípios.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A Análise de convergência de renda é de grande importância para o Brasil e para suas Unidades Federativas. Em todos os Estados brasileiros a desigualdade de renda é bastante elevada e em Goiás não é diferente. Conforme última estatística disponível, referente ao Produto Interno Bruto (PIB) de 2011, dez municípios goianos concentraram 61,8% da renda gerada no Estado. Dessa forma a questão da desigualdade de renda nacional também reflete na distribuição de renda entre os municípios do Estado de Goiás.

Nessa linha de pesquisa existem alguns trabalhos, como o de Silveira Neto e Azzoni (2008) que sinalizam para redução dessa desigualdade de renda nos últimos anos entre as regiões brasileiras. Na literatura internacional, um clássico sobre esse tema é o trabalho de Barro e Sala-i-Martin (1992) que realizaram estudos de convergência absoluta entre os Estados americanos no período compreendido entre 1840 a 1988.

No Brasil, Marino (2004) analisou a hipótese de convergência entre as rendas *per capita* dos Estados e dos municípios brasileiros, no período de 1970 a 2000, rejeitando a hipótese de convergência absoluta entre os Estados. Mas, constatou a convergência de renda *per capita* em clubes, com a formação de dois clubes, um formado por Estados da Região Norte e Nordeste e o segundo formado pelos Estados das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste.

Admitindo a possibilidade de polarização e a heterogeneidade no processo de desenvolvimento tecnológico, Penna e Linhares (2009), utilizando a metodologia de Phillips e Sul (2007), examinaram a existência de tendência em comum e a formação de clubes dos Estados brasileiros. Os resultados apontaram para a formação de dois clubes.

Outro procedimento para a análise de convergência em clubes foi realizado no estudo de Trompieri Neto, Linhares e Castelar (2008), utilizando as metodologias de Ho (2006) e Hansen (2000). Eles propõem utilização de um painel dinâmico não linear e definem endogenamente os clubes de convergência utilizando um efeito *threshold*.

Assim, constata-se que nos diversos trabalhos apresentados sobre convergência de renda entre os Estados e municípios brasileiros, as evidências são coincidentes, visto que o processo de convergência é fraco ao longo dos anos, devido à velocidade de convergência, ou seja, a redução da desigualdade de renda ser lenta. Ainda no âmbito municipal, alguns dos trabalhos apresentados apontam para a divergência e a polarização de convergência (clubes de convergência), e isso se deve à persistente desigualdade regional econômica existente nas regiões brasileiras.

3. METODOLOGIA

3.1. Modelo de Crescimento Econômico de Solow

A literatura tem apresentado fundamentos de modelos de crescimento econômico, servindo de base para as pesquisas empíricas que envolvem os estudos de convergência de renda. Dentre eles, baseado em premissas neoclássicas, o modelo de crescimento de Solow (1956) assume que a taxa de poupança, o crescimento populacional e o progresso tecnológico eram variáveis exógenas. Neste modelo, Solow questiona as conclusões do modelo de Harrod-Domar², que afirma que existe apenas uma combinação dos parâmetros da taxa de poupança, relação produto-capital e taxa de crescimento da força de trabalho, assegurando o crescimento equilibrado em um sistema econômico.

O modelo de Solow assume que há dois fatores de produção, capital e trabalho, sendo remunerado segundo sua produtividade marginal. Assume ainda, que uma função de produção neoclássica do tipo *Cobb-Douglas* é utilizada para representar o produto da economia. Na procura de um equilíbrio estável, Solow propõe um modelo de crescimento de longo prazo, afirmando que a relação capital-trabalho é determinada pelas condições neoclássicas de substituição de fatores, por meio de uma função de produção homogênea de grau um (representando retornos constantes à escala), no qual seus fatores produtivos apresentam produtividade marginal decrescente.

De acordo com Solow, a diferença nas rendas *per capita* entre os países decorre das taxas de investimento e de crescimento populacional. Já que, com um maior aporte

² Resultados dos trabalhos do Sir Roy Harrod e Evsey Domar, nas décadas de 1930 e 1940.

de investimento combinado com um menor crescimento da população, o país acumula mais capital por trabalhador e aumenta a produtividade de sua mão de obra. Para a manutenção de um crescimento sustentado, o progresso tecnológico compensa a tendência declinante do produto marginal do capital e impede a queda na renda *per capita*.

Assim, a produção no tempo t é dada por:

$$Y_i(t) = A_i(t)K_i(t)^\alpha L_i(t)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (01)$$

em que $Y_i(t)$ = produto real; $K_i(t)$ = nível de capital físico; $L_i(t)$ = insumo trabalho; e $A_i(t)$ = nível agregado de tecnologia.

Por esta expressão, alguns resultados encontrados por Santolin e Figueiredo (2010), sugerem múltiplos estados estacionários, com a existência de transbordamento espacial de tecnologia (observadas dos efeitos significativos da renda *per capita* de áreas vizinhas) por meio da expressão:

$$A_i(t) = \Omega(t)K_i^\phi(t)\prod_{j \neq i}^N A_j^{\gamma_{ij}}(t) \quad (02)$$

Esta fórmula descreve o nível agregado de tecnologia $A_i(t)$ de uma região i como sendo dependente de $\Omega(t)$, que descreve parte do progresso tecnológico como exógeno e idêntico entre as regiões, da mesma forma no modelo de Solow. Dessa forma, $\Omega(t) = \Omega(0)e^{\mu t}$, onde μ é uma taxa de crescimento constante. O termo $K_i^\phi(t)$ sugere que o nível de tecnologia é crescente com o estoque de capital físico por trabalhador K_i disponível na região em questão.

O parâmetro ϕ , com $0 < \phi < 1$, representa a força das externalidades domésticas geradas pelo acúmulo de capital físico. O termo $\prod_{j \neq i}^N A_j^{\gamma_{ij}}(t)$ diz respeito às externalidades espaciais da tecnologia. Dadas estas denominações, pressupõe-se a existência de transbordamentos de conhecimento entre regiões vizinhas e que é razoável supor que tais efeitos diminuem a intensidade, com o aumento da distância entre as regiões, dada as dissimilaridades socioeconômicas e institucionais das regiões (SANTOLIN E FIGUEIREDO, 2010).

Sendo γ o nível de externalidades espaciais ($0 < \gamma < 1$), este parâmetro é igual para todas as regiões, demonstrando que estas externalidades representam os efeitos sobre o nível de produtividade da região i , que dependem da conectividade entre essa região e os seus vizinhos. Isto permite afirmar que, quanto maior a conectividade da região i com os seus vizinhos, maiores os benefícios que i obtém das externalidades espaciais. O que diferencia principalmente, o modelo de Solow e o modelo de Solow espacialmente é que o estoque de tecnologia de uma região depende da tecnologia de seus vizinhos.

3.2. β Convergência Absoluta e Condicional, σ convergência e convergência em Clubes

A β convergência absoluta, β convergência condicional, σ convergência e clubes de convergência são métodos utilizados para avaliar a convergência de renda. De forma sucinta, β convergência absoluta ocorre se há existência de um único estado estacionário para o qual convergem todas as economias, enquanto β convergência condicional associa outras variáveis explicativas ao modelo, ou seja, reflete a convergência das regiões depois que foi realizado o controle referente ao estado estacionário. Pois, nem todas as regiões do mundo convergem para o estado estacionário, sendo o controle uma forma de explicar a dinâmica de transição. Conforme Jones (2000), a dinâmica de transição consiste no princípio de que quanto mais abaixo do estado estacionário estiver uma economia, maior deve ser a taxa de crescimento, por outro lado, quanto mais próximo a economia estiver do estado estacionário, menor será sua taxa de crescimento.

O teste utilizado para verificar se há β convergência absoluta de renda apresenta o nível inicial de PIB *per capita* como principal variável explicativa. No entanto, cabe mencionar que o PIB *per capita* corresponde à renda gerada no processo produtivo, e não necessariamente a renda apropriada pela população residente. Assim, a renda gerada nem sempre representa em sua totalidade a renda do município.

A variável dependente é a taxa de crescimento *per capita* da renda da atividade produtiva municipal, para o período de 2001 e 2011.

Logo, estas hipóteses de convergência podem ser testadas por meio de modelos de regressão linear. Esses modelos, conhecidos como "modelos de convergência β " (Barro, Sala-i-Martin, 1992), estimam a taxa de crescimento da renda *per capita* pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), conforme Equação (03) abaixo:

$$Y = X\beta + \mu_i \quad (03)$$

sendo Y um vetor ($n \times 1$) de observações da variável dependente em cada uma das n unidades econômicas; β é o vetor ($p \times 1$) dos parâmetros que serão estimados; μ é o vetor ($n \times 1$) de erros, cujos elementos têm por suposição uma distribuição normal e são independentes e identicamente distribuídos. A matriz X tem dimensões $n \times p$ com $p = k + 1$. Seus elementos X_{ij} com $j \neq 1$ são formados pelas k variáveis explicativas de cada unidade econômica i ; os elementos com $j = 1$ assumem o valor 1.

Os elementos Y_i do vetor Y expressam a taxa de crescimento da renda *per capita* entre o período inicial 2001 ($R_{i,0}$) e o período final 2011 ($R_{i,T}$), conforme Equação (04):

$$Y_i = \frac{1}{T} \ln \left(\frac{R_{i,T}}{R_{i,0}} \right) \quad (04)$$

em que $R_{i,0}$ e $R_{i,T}$ representam, respectivamente, a renda *per capita* do período inicial e final, e T corresponde ao número de anos entre o período inicial e final da observação.

Em modelos de convergência β absoluta, há apenas uma variável explicativa: o logaritmo neperiano da renda *per capita* das unidades econômicas no período inicial. Portanto, o modelo resulta em:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,0}} \right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(R_{i,0}) + \varepsilon_i \quad (05)$$

em que β_0 e β_1 são os parâmetros a serem estimados.

Ocorre convergência absoluta se o parâmetro β_1 estimado for negativo e estatisticamente significativo. Expressando que as economias mais pobres estariam crescendo mais rapidamente que as mais ricas, evidenciando a tendência de um estado estacionário comum de renda no decorrer dos anos.

Os modelos de convergência β condicional incluem na matriz X variáveis explicativas que possam representar as características estruturais da economia de cada localidade, além da renda *per capita* inicial. Estas características estruturais são inseridas no modelo da Equação (03) obtém-se:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,0}} \right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(R_{i,0}) + \sum_{q=2}^k \beta_q X_{iq} + \varepsilon_i \quad (06)$$

em que X_{iq} representa as observações da variável explicativa q na unidade i , k é o número total de variáveis explicativas usadas no modelo, e β_q , com $q = 2, 3, 4, 5$ são os parâmetros a serem estimados.

A Equação (06) 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 2001 e 2011, β_0 representa uma constante, ε_i é o termo de erro aleatório, β_1 é o parâmetro a ser testado; os demais β_q , ($q = 2, 3, 4, 5$) são parâmetros das variáveis X_{i1} a X_{i4} a serem testados, sendo estas últimas: *Sagr* – a composição do setor agropecuário; *Sind* – a composição do setor industrial; *Sadm* – a composição da administração pública; e, *Soutserv* – a composição do setor de outros serviços.

Ressalta-se que os valores utilizados nesse trabalho para as variáveis mencionadas referem-se a valores nominais, tendo em vista a não disponibilidade de índices de inflação por municípios, impossibilitando a obtenção de valores reais pelo processo de deflacionamento. Porém, mesmo com o uso de um único indexador de preços utilizados para todos os municípios, os resultados não apresentariam alterações, apenas teriam intensidades diferentes em relação ao indicador nominal.

O período inicial (zero) foi considerado o ano de 2001, e para o período T, o ano de 2011, sendo T igual a 10. Nesse sentido, para haver β convergência condicional o parâmetro β_1 deve ser significativo e menor que 0 ($\beta_1 < 0$). Essas variáveis explicadas acima devem, portanto, ser interpretadas como um conjunto de condições iniciais que determinam diferentes estados estacionários, envolvendo os 246 municípios goianos existentes em 2011.

A ocorrência de convergência β condicional não significa que as desigualdades de renda *per capita* estão se reduzindo ou tendem a desaparecer ao longo do tempo. Significando apenas que as economias apresentem tendências para uma situação de equilíbrio no longo prazo, e que as disparidades regionais persistirão, por apresentarem estados estacionários diferentes.

Dessa forma, o crescimento de uma unidade econômica pode afetar o crescimento de unidades que estejam próximas a ela. Portanto, em modelos de convergência de rendas, não se deve ignorar os efeitos de dependência espacial, quando detectada a presença de autocorrelação espacial entre as unidades. Para isso será efetuado o teste para diagnosticar a dependência espacial (Índice de Moran), considerando as hipóteses H_0 : não existência de autocorrelação espacial e H_1 : existência de autocorrelação espacial.

O efeito espacial pode ser incorporado a um modelo de regressão linear 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 q . Ao modelo expresso da Equação (03) seria acrescentado um termo para representar esse efeito, resultando na Equação (07):

$$Y = \rho WY + X\beta + \mu_i \quad (07)$$

em que W é a matriz ($n \times n$) de pesos espaciais e ρ é o coeficiente autorregressivo espacial, escalar que capta o efeito do Y de uma localidade sobre o Y de outra. Cada elemento W_{iq} da matriz W representa o peso espacial da unidade q sobre a unidade i . Esses modelos são chamados de defasagem espacial. A estimação pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) não é adequada nesse caso e a regressão deve ser estimada por um estimador de máxima verossimilhança.

A autocorrelação espacial pode também ser atribuída ao erro. Nesse caso, o vetor ε de erros da Equação (03) é substituído por $(\lambda W\varepsilon + \xi)$, resultando no modelo de erro autorregressivo espacial especificado pela Equação (08):

$$Y = X\beta + \lambda W\varepsilon + \xi \quad (08)$$

em que ε é o vetor de erros autocorrelacionados espacialmente, ξ é o vetor de erros não autocorrelacionados espacialmente e λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial e W é a matriz de pesos espaciais. Nesse modelo, os erros associados com qualquer observação são uma média dos erros nas regiões vizinhas mais um componente de erro aleatório (ξ) (ALMEIDA, 2012).

A convergência σ se manifesta através da diminuição da dispersão do rendimento entre as diferentes regiões ao longo do tempo, ou seja, ocorre se as variabilidades das economias diminuem com o passar do tempo, ratificando assim a hipótese de β convergência. Significa, ainda, que as assimetrias entre as regiões estão atenuando-se progressivamente. A convergência σ pode ser apurada através do desvio-

padrão ou do coeficiente de variação, onde um resultado igual a zero corresponde à convergência perfeita (SILVA e RIBEIRO, 2013).

Não ocorrendo a β convergência e a σ convergência em conjunto, se faz necessário avaliar a ocorrência de convergência em clubes. Esta técnica possibilitará o agrupamento de municípios com economias que apresentam condições iniciais similares e características estruturais idênticas, e assim suas rendas *per capita* convergem para um mesmo nível de estacionário no decorrer dos anos, formando assim os Clubes de Convergência.

Vale ressaltar que as análises *cross-section* têm como base a hipótese da β convergência, enquanto as análises de tempo equivalem à análise de σ convergência. Nesse trabalho se argumenta que possíveis conflitos se devem a uma possível não linearidade no processo de convergência associada à formação de *clubes* de convergência.

A hipótese de convergência em clubes foi verificada por Durlauf e Johnson (1995), através de uma análise de “árvores de regressão”, os quais encontraram evidências da existência de clubes de convergência (múltiplos estados estacionários), utilizando o produto *per capita* e a taxa de alfabetização como condições iniciais para o agrupamento dos países. Hansen (2000) aborda o mesmo problema com modelos de efeito limiar (*threshold*). Mora (2005) verificou que a desigualdade de renda é importante para a identificação de clubes de convergência de produto *per capita* nas regiões europeias.

Barro e Sala-i-Martin (1992) estudaram a convergência absoluta entre os Estados americanos; Sala-i-Martin (1996) obteve convergência absoluta e condicional para um grupo de países da Organização de Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE); Pritchett (1997) apontou ausência de convergência de uma amostra conjunta de países ricos e pobres; Jones (1997) e Quah (1996) trabalharam o mesmo assunto utilizando modelo econométrico não paramétrico, por meio da distribuição mundial da renda *per capita*; Bianchi (1997) após a análise de convergência de renda aponta o surgimento de “picos gêmeos” (*emerging twin peaks*) e conclui seus estudos analisando os chamados clubes de convergências e Dassow *et al.* (2011) analisaram os efeitos dos componentes setoriais do valor adicionado bruto sobre o crescimento econômico e a convergência de renda no Estado do Mato Grosso, adaptando o modelo de Barro e Sala-i-Martin para β convergência com técnicas econométricas espaciais.

Outro procedimento adotado por Durlauf e Johnson (1995) e Johnson e Takeyama (2003), conhecido como *regression tree* com as variáveis renda *per capita* e taxa de alfabetização, aplicaram quatro clubes de países com dinâmicas de crescimento distintas, concluindo que a convergência do tipo clube domina as demais.

Verificando para o caso do Brasil, a maioria dos estudos emprega metodologias com regressões de Barro e Sala-i-Martin (1992) com o emprego da renda em nível estadual.

Diversos estudos sobre convergência têm apresentado muitas controvérsias, pois o problema da amostra tem se revelado um problema com resultados satisfatórios. Outra questão está relacionada ao período escolhido para a amostra.

Em relação aos chamados clubes de convergências, segundo Bertussi (2009), agrupar em dois grandes grupos seria uma forma natural de dividir a amostra em clubes, porém, a autora atenta que seria um procedimento arbitrário e não há consenso sobre qual seria o método mais apropriado e qual geraria maiores benefícios.

A análise de cluster seria outra opção que se utiliza de medidas de similaridade (como a distância euclidiana), objetivando que os municípios pertencentes a um mesmo clube sejam os mais parecidos entre si, com respeito às variáveis que foram medidas, e os municípios de clubes diferentes tenham a máxima dissimilaridade possível em relação às mesmas variáveis medidas.

Então as hipóteses de convergência β de renda absoluta, convergência β de renda condicional e convergência de clubes entre os municípios do Estado de Goiás serão testadas a partir de dados do PIB *per capita* municipal e do valor adicionado pelos diferentes setores da economia ao PIB municipal nos anos de 2001 e 2011.

Em relação ao método de convergência em clubes, a abordagem descrita abaixo é baseada em Hansen (2000), que desenvolveu um modelo que permite a divisão da amostra baseada em uma função indicadora, a qual utiliza variáveis observáveis, definidas previamente como determinantes na divisão da amostra em subgrupos.

As equações a seguir descrevem o modelo e as técnicas de inferência estatística necessária para a análise empírica proposta neste trabalho.

O modelo de regressão com efeito limiar (*threshold*) pode ser expresso como:

$$y_i = \theta_1' x_i + e_i, \quad q_i \leq \gamma \quad (09)$$

$$y_i = \theta_2' x_i + e_i, \quad q_i > \gamma. \quad (10)$$

Onde q_i é a variável *threshold*, que é usada para dividir a amostra em dois grupos chamados de classes ou regimes. A variável aleatória e_i é o erro de regressão.

Para escrever o modelo em uma única equação, define-se a variável *dummy* $d_i(\gamma) = I\{q_i \leq \gamma\}$, onde $I\{\cdot\}$ é uma função indicadora e faz-se $x_i(\gamma) = x_i d_i(\gamma)$, tal que:

$$y_i = \theta_2' x_i + \delta_n' x_i(\gamma) + e_i \quad (11)$$

Em que $\delta_n' = \theta_2 - \theta_1$. A equação (11) pode ser representada na forma matricial, isto é, Y e e são matrizes ($n \times 1$); X e X_γ matrizes com dimensão ($n \times m$). Logo a equação (11) pode ser escrita como

$$Y = X\theta + X_\gamma \delta_n + e_i \quad (12)$$

Os parâmetros da equação acima $(\theta, \delta_n, \gamma)$ podem ser estimados por mínimos quadrados. Definindo $S_n(\theta, \delta, \gamma) = (Y - X\theta - X_\gamma\delta)'(Y - X\theta - X_\gamma\delta)$ como a função de soma de quadrados dos erros, por definição, os estimadores de mínimos quadrados $\hat{\theta}, \hat{\delta}, \hat{\gamma}$ minimizam a soma acima. Neste processo, assume-se que γ é restrito a um conjunto limitado $[\underline{\gamma}, \bar{\gamma}] = \Gamma$.

Condicionando os parâmetros da equação (12) em relação aos valores de γ , obtêm-se os estimadores de mínimos quadrados, $\hat{\theta}(\gamma)$ e $\hat{\delta}_n(\gamma)$, através da regressão de Y em $X_\gamma^* = [X \ X_\gamma]$. Assim, $S_n(\theta, \delta, \gamma)$ pode ser escrita na forma concentrada:

$$S_n(\gamma) = S_n(\hat{\theta}(\gamma), \hat{\delta}(\gamma), \gamma) = Y'Y - Y'X_\gamma^*(X_\gamma^{*'}X_\gamma^*)^{-1}X_\gamma^{*'}Y \quad (13)$$

Para encontrar o valor de $\hat{\gamma}$ que minimiza a equação (13), deve-se realizar uma varredura sobre os valores de γ , tal que,

$$\hat{\gamma} = \arg \min S_n(\gamma) \quad \gamma \in \Gamma \quad (14)$$

Após a determinação de $\hat{\gamma}$, as estimativas de MQO de θ e γ são dadas por $\hat{\theta} = \hat{\theta}(\hat{\gamma})$ e $\hat{\delta} = \hat{\delta}(\hat{\gamma})$.

Para testar a hipótese nula de linearidade, $H_0: \theta_2 = \theta_1$, contra a hipótese alternativa de efeito limiar, Hansen (1996, 2000) sugere utilizar a estatística Sup F (Andrews e Ploberger, 1994). Como este teste não possui uma distribuição assintótica padrão, será utilizado o procedimento de *bootstrap* para se obter os valores críticos deste teste apresentado por Hansen. Neste trabalho, este teste será realizado até que nenhuma partição da amostra seja estatisticamente significativa ao nível de 5%.

Depois de testadas as hipóteses de convergência, e quando existe evidência de convergência, é interessante determinar a velocidade da mesma (θ). A velocidade de Convergência indica a velocidade de redução das diferenças das rendas entre os municípios. Para isso é dada pela seguinte expressão:

$$\theta = \left| \frac{-[\ln(1-\beta T)]}{T} \right|. \quad (15)$$

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1. β Convergência Absoluta

Elaboradas as estimativas da regressão, o modelo de β convergência absoluta é apresentado na Tabela 1, exibindo baixo ajuste dos dados, pois pelo R^2 encontrado, a reta de regressão explica 8,1% do conjunto de dados. Esse modelo clássico (não espacial) de convergência β absoluta apresentou o coeficiente β negativo (-0,016), se mostrando altamente significativo, o que indica a fraca ocorrência de convergência absoluta. Os outros coeficientes da regressão estimados mostraram-se estatisticamente

significativos, com todos os *p-valores* menores que 1,0%. O número de condição de multicolinearidade, maior do que 30 são sugestivos de problemas de multicolinearidade, segundo ANSELIN (2005).

Avaliando-se o modelo de regressão, usou-se o teste Jarque-Bera com *p-valor* menor que 1,0% (0,000), para verificar a normalidade dos resíduos, onde se testou a hipótese nula desse teste, indicando que os resíduos não provêm de uma população com distribuição normal.

Os testes de Koenker-Basset (0,370), Breusch-Pagan (0,022) e o Robusto de White (0,347) utilizados para verificar a homocedasticidade do modelo, apresentam alta significância (*p-valor*>1,0%), indicando que os erros são homocedásticos.

A hipótese de autocorrelação espacial dos erros não foi rejeitada, pois o Índice de Moran³ foi altamente significativo (*p-valor*=0,000), com valor estimado de 0,167, indicando que o modelo estimado apresenta fraca autocorrelação espacial. O baixo valor da correlação espacial pode estar relacionado ao fato do modelo não rejeitar a hipótese de homocedasticidade, uma vez que quando se insere ao modelo a variável espacial, espera-se, na maioria das vezes, corrigir o problema de heterocedasticidade do modelo.

Tabela 1 – Resultados da estimação pelo Método MQO para o modelo de convergência β absoluta

R ²	0,081			
R ² ajustado	0,077			
log verossimilhança	519,530			
Critério de Akaike (AIC)	-1035,070			
Critério de Schwarz (BIC)	-1028,060			
Número de condição de multicolinearidade	32,020			
Variáveis	Coefficientes	Erro-Padrão	Estatística t	Prob.
Constante	0,260	0,029	8,716	0,000
ln(R _{i,t})	-0,016	0,003	-4,617	0,000
	Teste	G.L./I.M.	Valor	Prob.
Diagnóstico para heterocedasticidade	Breusch-Pagan	1	5,336	0,022
	Koenker-Basset	1	0,813	0,370
	Robusto de White	2	2,116	0,347
Teste de normalidade dos erros	Jarque-Bera	2	1384,916	0,000
	I de Moran	0,167	4,337	0,000
Diagnóstico para dependência espacial	ML ¹ (defasagem)	1	12,607	0,000
	ML Robusto (defasagem)	1	2,521	0,112
	ML (erro)	1	17,086	0,000
	ML Robusto (erro)	1	7,0008	0,008

(1) ML = Multiplicador de Lagrange.

³ O Índice de Moran varia entre -1 e 1. Valores próximos a 1 indicam maior proximidade de valores entre vizinhos, portanto, maior grau de dependência espacial. Valores próximos a zero indicam uma dependência espacial fraca ou ausente. Valores negativos indicam comportamento oposto entre vizinhos e são incomuns na prática.

Para seleção do modelo de regressão espacial mais adequado aos dados, utilizaram-se as estatísticas dos testes do Multiplicador de Lagrange (ML). Segundo Anselin (2005) realiza-se uma análise inicial dos dois testes de ML padrão (ML-erro e ML-defasagem) escolhendo-se o modelo espacial (erro ou defasagem) associado ao teste do ML, que rejeite a hipótese nula de não existência de autocorrelação espacial. Se ambos rejeitarem a hipótese nula, então se verificam os testes robustos e é escolhido o teste robusto que rejeitar a hipótese nula.

Como apresentado na Tabela 1, há evidências contra as hipóteses nula dos testes de Multiplicadores de Lagrange, de defasagem e erro, com *p-valores* de 0,000 e 0,000 respectivamente. Com isso verificam-se os testes robustos, e escolhe-se aquele que rejeitar a hipótese nula. Então nesse trabalho escolheu-se o modelo de regressão de erro espacial, pois o ML-Robusto do erro tem evidências contra a hipótese nula (H_0) com *p-valor* de 0,008, enquanto o ML-Robusto da defasagem não apresentou evidências contra H_0 , com *p-valor* de 0,112.

A Tabela 2 apresenta os resultados obtidos do modelo de regressão de erro espacial para a convergência absoluta pelo método de máxima verossimilhança. Observa-se que os coeficientes da regressão estimados são significativos, pois apresentam *p-valores* menores que o nível de significância (1,0%). O coeficiente autorregressivo espacial do modelo de regressão ($\lambda=0,315$) também se mostrou altamente significativo com *p-valor* menor do que 1,0%.

Tabela 2 - Resultado da regressão com erro espacial estimada por máxima verossimilhança para o modelo de convergência β absoluta

R ²	0,107			
log verossimilhança	531,482			
Critério de Akaike (AIC)	-1058,960			
Critério de Schwarz (BIC)	-1051,940			
Variáveis	Coefficientes	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
Constante	0,281	0,031	8,937	0,00
ln(R _{i,t})	-0,01931	0,003	-5,075	0,00
Lambda (λ)	0,315	0,084	3,791	0,00
Diagnóstico para heterocedasticidade	Teste Breusch-Pagan	G.L./I.M.	Valor	Prob.
		1	3,906	0,047
Diagnóstico para dependência espacial	Razão de Verossimilhança	1	14,143	0,0002

Elaboração: Instituto Mauro Borges / Segplan-GO / Gerência de Contas Regionais e Indicadores

Outro resultado de relevância é sobre o critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de Schwarz, pois em ambos os casos diminuíram quando comparado com o modelo anterior (AIC saiu de -1035,07 para -1058,96 e o critério de Schwarz saiu de -1028,06 para -1051,94). Ocorrendo o inverso com o valor da logverossimilhança (saindo de 519,53 para 531,48). Isto sugere que houve melhora no ajuste quando se utilizou o modelo com erro espacial, quando comparado com o modelo clássico estimado pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

O diagnóstico do modelo de regressão com erro espacial não apresenta problemas na hipótese de homocedasticidade dos erros, ao nível de 1%, pois pelo teste de Breusch-Pagan não há evidências contra a hipótese de homocedasticidade dos erros com p-valor (0,047) maior que o nível de significância adotado (1,0%).

Tem-se também, o teste de razão de verossimilhança, que nos permite comparar os modelos clássicos e o modelo de regressão com erro espacial. Obtém-se como hipótese nula do teste o modelo de regressão clássica que é rejeitada, pois apresenta *p-valor* de 0,0002, que se observa altamente significativo.

Com base nesses resultados, tem-se que o processo de convergência do PIB *per capita* dos municípios goianos ocorre se $\beta < 0$, uma vez que a taxa de crescimento do PIB *per capita* entre o ano base (2001) e o final (2011) está relacionado negativamente com o *log* do PIB *per capita* do período inicial. Com isso, observa-se que o β , do modelo de regressão com erro espacial, estimado é -0,01931, indicando que há fraca ocorrência de convergência absoluta no modelo espacial. Logo, como $\beta < 0$ então, em média, a taxa de crescimento do PIB *per capita* dos municípios de Goiás tende a convergir para um dado estado estacionário, considerando o período analisado. Com isso, pode-se observar que o valor estimado negativo e significativo para o coeficiente na renda inicial apresenta evidências a favor da hipótese de convergência absoluta de renda, significando que, em média, os municípios mais pobres estão crescendo mais rapidamente que os municípios mais ricos.

4.2. β convergência condicional

Quanto aos resultados da β convergência condicional, a Tabela 3 permite visualizar a inclusão de mais variáveis no modelo de convergência para que se possam captar diferenças estruturais entre os municípios. Utilizaram-se as participações do valor adicionado do Setor Agropecuário, Setor Industrial, Setor de Serviços (sem administração pública) e a participação do Setor da Administração Pública no PIB *per capita* em cada município.

Tabela 3 - Resultado da estimação por MQO para o modelo de convergência β condicional

R ²		0,585			
R ² ajustado		0,577			
log verossimilhança		623,375			
Critério de Akaike (AIC)		-1234,750			
Critério de Schwarz (BIC)		-1213,670			
Número de condição de multicolinearidade		95,220			
Variáveis		Coeficientes	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
Constante		0,306	0,039	7,711	0,00
ln(R _{i,t})		-0,029	0,004	-6,853	0,00
Sagr		0,071	0,006	10,720	0,00
Sind		0,075	0,008	9,173	0,00
Sadm		-0,074	0,017	-4,295	0,00
Soutserv		0,100	0,009	10,595	0,00
	Teste	G.L./I.M.	Valor	Prob.	
Diagnóstico para heterocedasticidade	Breusch-Pagan	5	346,751	0,00	
	Koenker-Basset	5	34,396	0,00	
	Robusto de White	20	169,672	0,00	
Teste de normalidade dos erros	Jarque-Bera	2	3589,158	0,00	
	I de Moran	0,184	4,769	0,00	
Diagnóstico para dependência espacial	ML ¹ (defasagem)	1	12,914	0,00	
	ML Robusto (defasagem)	1	0,376	0,53	
	ML (erro)	1	20,164	0,00	
	ML Robusto (erro)	1	7,626	0,00	

Elaboração: Instituto Mauro Borges / Segplan-GO / Gerência de Contas Regionais e Indicadores

Observou-se que os coeficientes da regressão clássica estimada são todos estatisticamente altamente significativos (0,000). Também se observou que houve melhora na qualidade do ajuste dos dados, quando comparado com o modelo de regressão com erro espacial, pois o valor da log-verossimilhança cresceu (saiu de 531,482 para 623,375), ocorrendo o mesmo com o ajuste da reta de regressão com os dados observados (R²) (saindo de 0,107 para 0,585). Já o critério de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz diminuíram, o primeiro saiu de -1058,96, para -1234,75 e o segundo de -1051,94, para -1213,67. Logo, tem-se que o modelo de β convergência condicional se ajusta melhor aos dados, quando comparado com o modelo de β convergência absoluta.

Para validar o modelo de regressão, tem-se que pelo teste de Jarque-Bera há evidências contra hipótese de normalidade dos resíduos (p -valor = 0,000). E pelo teste Koenker-Basset tem-se que há evidências contra a hipótese de homocedasticidade dos erros (p -valor = 0,000).

No diagnóstico de dependência espacial, ocorre existência de correlação espacial dos erros, pois o Índice de Moran foi de 0,184, significativo com p -valor de 0,000. Para a escolha do modelo de regressão espacial mais adequado segue-se da mesma forma utilizada nos resultados da β convergência absoluta. Então, escolhe-se o modelo de regressão com erro espacial, pois os testes de ML-Erro e ML-Defasagem foram significantes ao nível de 5,0%, com isso a partir dos ML-Robustos verifica-se que

somente o teste de ML-Erro foi significativo, enquanto o ML-Defasagem não foi significativo ao nível de 5,0%.

Como as variáveis adicionadas ao modelo condicional apresentaram coeficientes significativos e positivos, obtidos pela regressão estimada, exceto o coeficiente da administração pública, indicando que o crescimento dos setores da agropecuária, indústria e serviços (sem administração pública) contribuíram positivamente para o crescimento do PIB.

Ainda considerando o modelo β convergência condicional, existem evidências sobre a hipótese de β convergência condicional, pois o coeficiente β foi significativo e menor que zero. Com isso, observa-se que o processo de convergência de renda se dá mais rapidamente tendo em vista que, em valor absoluto o coeficiente estimado na regressão de convergência condicional é menor que o coeficiente estimado na regressão de convergência absoluta, ou seja, o processo de convergência se torna mais acelerado, aumentando mais ainda o crescimento dos municípios mais pobres em relação aos municípios mais ricos, significando que as economias desses municípios estão convergindo para seus próprios estados estacionários.

Na Tabela 4 têm-se os resultados da regressão para o modelo com erro espacial para a hipótese de β convergência condicional, pois o modelo estimado por MQO não é válido devido a suas hipóteses não serem satisfeitas. Observa-se que nesse modelo considerado (espacial) existe β convergência condicional, pois o coeficiente do parâmetro β estimado é significativo e menor que zero (-0,028). Outro resultado apresentado é que todos os coeficientes da regressão estimada são altamente significativos (0,000). Vale ressaltar que estes resultados são similares aos resultados da regressão por MQO da Tabela 3.

No período em análise, os coeficientes para os setores agropecuário, industrial e outros serviços, demonstraram contribuições de forma significativa para que os municípios goianos pudessem apresentar bom desempenho no PIB. Isso porque foi verificado que nos modelos estimados seus coeficientes foram positivos, ou seja, quanto maior for a participação nesses setores maior será a taxa de crescimento do PIB *per capita*. Já quanto maior for a participação na administração pública, menor será a taxa de crescimento dos municípios, ou seja, quanto maior for a dependência de recursos governamentais mais estagnada estará a economia desses municípios.

O teste de Razão de Verossimilhança, realizado para comparar a regressão múltipla e a regressão com erro espacial, apresentou evidências contra a hipótese nula, indicando a significância do coeficiente do erro espacial. E esse coeficiente de erro espacial (λ) foi estimado em 0,404, positivo e significativo a 1,0%, evidenciando que o crescimento do PIB *per capita* de um município é influenciado positivamente, pelo crescimento do PIB *per capita* dos seus municípios vizinhos, porém como esse valor é baixo, a influência espacial mostrou-se fraca.

Outro resultado de grande relevância está relacionado aos valores do critério de informação de Akaike (AIC) (saiu de -1234,75, para -1254,85) e do critério de Schwarz (saiu de -1213,67, para -1233,77), ambos reduziram, indicando que o modelo de regressão com erro espacial melhorou o ajuste aos dados.

Tabela 4 - Resultado da regressão com defasagem espacial estimada por máxima verossimilhança para o modelo de convergência β condicional

R ²		0,694			
logverossimilhança		633,427			
AIC		-1254,850			
BIC		-1233,770			
Variáveis		Coefficientes	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
Lâmbda		0,404	0,079	5,101	0,00
Constante		0,292	0,038	7,650	0,00
Ln(Ri,t)		-0,028	0,004	-6,835	0,00
Sadm		-0,056	0,017	-3,295	0,00
Sind		0,073	0,007	9,547	0,00
Soutserv		0,101	0,008	11,344	0,00
Sagr		0,072	0,006	11,650	0,00
Diagnóstico para heterocedasticidade	Teste		G.L./I.M.	Valor	Prob.
	Breusch-Pagan		5	365,123	0,00
Diagnóstico para dependência espacial	Razão de Verossimilhança		1	20,103	0,00

Elaboração: Instituto Mauro Borges / Segplan-GO / Gerência de Contas Regionais e Indicadores

Para a validade do modelo de regressão com erro espacial, tem-se que há evidências contra a hipótese de homocedasticidade, pelo teste de Breusch-Pagan com *p*-valor de 0,0000. Com isso, estimam-se modelos com a especificação para heterocedasticidade nos resíduos. Logo o modelo espacial também não é válido. Para isso utilizou-se o modelo de regressão com correção da heterocedasticidade, e no presente trabalho optou-se pelo modelo de regressão GLS de White.

Na Tabela 5 são apresentados os resultados do modelo de regressão GLS de White estimado. Observa-se que os sinais e os valores dos coeficientes permanecem os mesmos, quando comparado ao modelo de regressão múltipla de erro espacial. Confirmando a ocorrência de convergência condicional, seja no modelo de regressão espacial, modelo de regressão heterocedástico, ou ainda no modelo de regressão por MQO.

Tabela 5 - Modelo de Regressão GLS de White para correção da heterocedasticidade para a regressão da convergência condicional

AIC		-1.173,26			
BIC		-1.145,42			
logLik		594,63			
Variáveis		Coefficientes	erro padrão	Estatística t	Prob.
Constante		0,313	0,037	8,503	0,00
Ln(Ri,t)		-0,029	0,004	-7,640	0,00
Sadm		-0,081	0,017	-4,831	0,00
Soutserv		0,093	0,010	9,381	0,00
Sind		0,068	0,005	14,504	0,00
Sagr		0,065	0,006	11,164	0,00

Elaboração: Instituto Mauro Borges / Segplan-GO / Gerência de Contas Regionais e Indicadores

Em geral, os resultados apresentados para a β convergência absoluta indicou que existe alguma forma de dependência espacial, pois não foi rejeitada a hipótese de correlação espacial (Tabela 2) com o modelo de regressão espacial, satisfazendo todas as hipóteses de homocedasticidade, independência e normalidade, mas com baixa qualidade no ajuste dos dados. Diante disso, optou-se por adicionar mais variável ao modelo para melhorar o ajuste aos dados. No passo seguinte, estimou-se o modelo de convergência condicional, que apresentou problemas de heterocedasticidade, mas com boa qualidade no ajuste dos dados. Com isso, fez-se o modelo de regressão com correção da heterocedasticidade para resolver o problema. Com base nos resultados obtidos foi possível constatar que o modelo de convergência condicional sobrepõe o modelo absoluto, indicando que existe convergência condicional de renda entre os municípios goianos entre 2001 e 2011.

4.3. σ convergência

Na tabela 6 são apresentados os valores do coeficiente de variação entre os anos de 2001 e 2011 para o teste da σ convergência. Vale ressaltar que se houver um decaimento dos coeficientes de variação no decorrer dos anos, haverá evidências da ocorrência de σ convergência entre os municípios goianos, mostrando que a discrepância entre eles diminuiu no decorrer dos anos, confirmando assim a hipótese de β convergência condicional.

Tabela 6 - Coeficientes de Variação do PIB *per capita* entre os anos de 2001 e 2011.

Ano	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
CV	0,85	0,96	0,85	0,86	0,76	0,72	0,98	0,90	0,91	0,98	0,77

Elaboração: Instituto Mauro Borges / Segplan-GO / Gerência de Contas Regionais e Indicadores

Assim, observa-se que não ocorreu uma queda linear da dispersão do PIB *per capita* entre os municípios goianos entre esses anos, levando à rejeição da hipótese de σ convergência. Com isso, indicando que não houve redução das desigualdades entre esses municípios no período de 2001 a 2011. Nesse caso, o teste da hipótese de convergência de renda em clubes dos municípios goianos é a melhor opção, na ausência da ocorrência da σ convergência em conjunto com a β convergência condicional.

4.4. Clubes de Convergência

Na Tabela 7 são apresentados os coeficientes estimados por MQO, verificou-se que todos os coeficientes são altamente significativos. Este modelo de regressão melhorou significativamente o ajuste dos dados, pois o R^2 e a logverossimilhança tiveram um aumento considerável (passando de 0,694, para 0,822 e de 633,427, para 721,990, respectivamente, quando comparado com o modelo de convergência β

condicional). Os critérios de informação do modelo diminuíram significativamente, o critério de Akaike (AIC) (saiu de -1254,85 para -1417,996) e o BIC (saiu de -1233,770 para -1372,42) confirmando melhoria do ajuste aos dados.

Tabela 7 – Regressão Linear estimada por MQO com efeito limiar (Treshold)

Variável	Estimado	Erro Padrão	t-valor	Pr(> t)
Constante	0,204	0,030	6,771	0,000***
Ln(Ri,t)	-0,015	0,003	-4,562	0,000***
Sagr	0,035	0,005	6,521	0,000***
Sind	0,035	0,006	5,613	0,000***
Soutserv	0,052	0,007	7,236	0,000***
Sadm	-0,021	0,013	-1,630	0,104
Clube1	2,023	0,561	3,607	0,000***
Clube2	-0,037	0,031	-1,208	0,228
Clube3	-0,424	0,144	-2,940	0,004**
Ln(Ri,t)*Clube1	-0,233	0,068	-3,404	0,001***
Ln(Ri,t)*Clube2	0,008	0,004	2,001	0,047*
Ln(Ri,t)*Clube3	0,042	0,016	2,618	0,009**
R ²	0,8229		R ² ajustado	0,8145
log verossimilhança	721,990			
AIC	-1417,996		BIC	-1372,427
Shapiro Wilk	W	0,9619	p-valor	4,06E-06
Breusch-pagan	BP	179,69	p-valor	2,20E-16
Durbin-Watson	DW	1,01	p-valor	1,15E-12

0 **** 0,001 *** 0,01 ** 0,05 * 0,1 . 1

Elaboração: Instituto Mauro Borges/ Segplan-GO/ Gerência de Contas Regionais e Indicadores

Na Tabela 7 são apresentados os coeficientes iniciais dos Clubes 1, 3 e 4 que se mostraram significativos, enquanto o coeficiente do Clube 2 não é estatisticamente significativo, igual a zero, seu p-valor foi menor que o nível de significância. Pode-se afirmar que existem três níveis iniciais, sendo um para o Clube 1, outro para o Clube 3 e um único para os Clubes 2 e 4.

O processo de convergência de renda, por meio do PIB *per capita*, foi verificado nos Clubes 1, 2 e 4, seus coeficientes foram significativos e menores que zero, enquanto o Clube 3 não apresentou processo de convergência, seu coeficiente foi significativo e maior que zero. Vale ressaltar que o valor do coeficiente do Clube 1 é igual a $\text{Ln}(R_{i,t}) + \text{Ln}(R_{i,t}) * \text{Clube1}$, do Clube 2 é igual a $\text{Ln}(R_{i,t}) + \text{Ln}(R_{i,t}) * \text{Clube2}$, Clube 3 é igual a $\text{Ln}(R_{i,t}) + \text{Ln}(R_{i,t}) * \text{Clube3}$ e do Clube 4 é igual a $\text{Ln}(R_{i,t})$.

Para a validade do modelo de regressão com as variáveis indicadoras dos Clubes, foram testadas as hipóteses de homocedasticidade e normalidade. Os resultados indicaram que há evidências contra a hipótese de homocedasticidade, obtidos pelos testes de Breusch-Pagan, com p-valor de 0,000. Também há evidências contra a hipótese de normalidade dos erros, pois o p-valor (0,00) do teste de Shapiro-Wilk foi inferior ao nível de significância. Diante disso, o modelo de regressão estimado por MQO não é válido, necessitando estimar o modelo de regressão com correção para a heterocedasticidade.

Conforme descrito na Tabela 8, o modelo de regressão com correção da heterocedasticidade estimado apresentou coeficientes muito próximos ao modelo de regressão por MQO, indicando este apesar de não satisfazer as hipóteses do modelo, não influenciou nos sinais dos coeficientes e nas conclusões já feitas anteriormente. Assim, os clubes formados e as hipóteses de convergência se mantiveram.

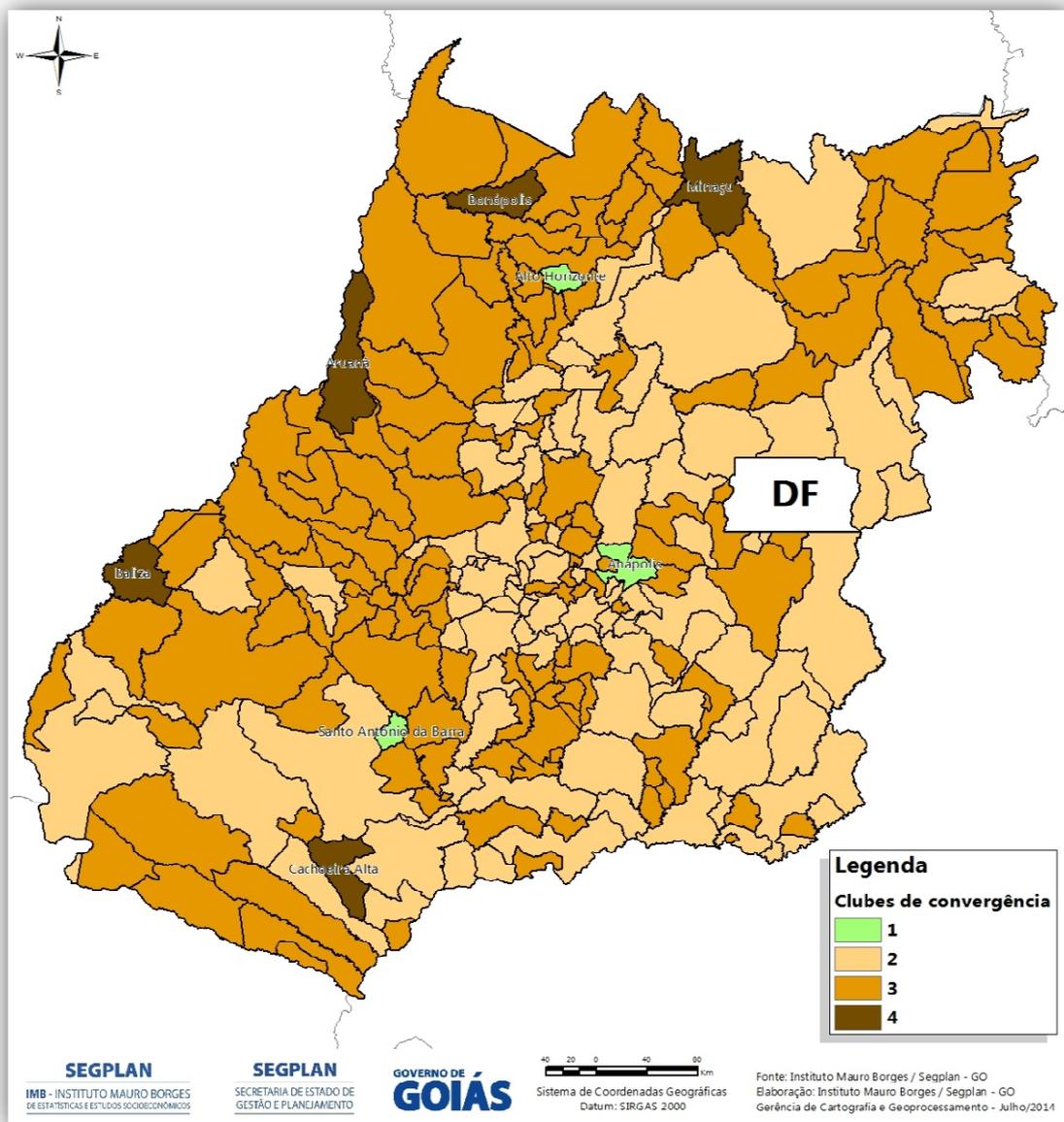
Tabela 8 - Regressão GLS de White com os Clubes de convergência

Coeficientes	Estimado	p-valor
Constante	0,2284	0,000
Ln(Ri,t)	-0,0176	0,000
Sagr	0,0358	0,000
Sind	0,0382	0,000
Soutserv	0,0467	0,000
Sadm	-0,0341	0,006
Clube1	2,1026	0,005
Clube2	-0,0308	0,323
Clube3	-0,3844	0,000
Ln(Ri,t)*Clube1	-0,2423	0,007
Ln(Ri,t)*Clube2	0,0067	0,049
Ln(Ri,t)*Clube3	0,0374	0,001
Log verossimilhança		676,50
AIC		-1325,01
BIC		-1276,64

Elaboração: Instituto Mauro Borges / Segplan-GO / Gerência de Contas Regionais e Indicadores

Observa-se também que o modelo estimado pelo método GLS de White, com as variáveis *dummies* representando os grupos, melhorou o ajuste aos dados quando comparado ao modelo de regressão de convergência β condicional, pelo método de White, os critérios de informação de Akaike e Schwarz são menores do que o estimado por MQO (saiu de -1173,56, para -1325,01 e saiu de -1145,42, para -1276,64, respectivamente). A logverossimilhança também teve um aumento significativo (saiu de 594,63, para 676,50).

Baseado nesses resultados têm-se evidências da ocorrência de Convergência em Clubes nos municípios goianos, entre 2001 e 2011. Uma vez que houve melhora significativa na explicação dos dados pela regressão estimada com os clubes, quando comparado com a β convergência condicional. O Mapa 1 apresenta a espacialização dos municípios goianos e seus respectivos clubes de convergência.



Mapa 1: Clubes de Convergência dos municípios goianos, entre 2001 e 2011.

Com relação aos Clubes de Convergência, observa-se que há convergência em todos os grupos, o valor do coeficiente β de cada clube, é significativo e negativo, exceto o Clube 3, que apresentou β maior que zero, indicando que os municípios estão em processo de divergência no referido período. Os níveis iniciais dos clubes diferem nesse modelo, os coeficientes são diferentes e altamente significativos, exceto o nível inicial do Clube 2 que apresentou o seu nível inicial não significativo.

4.5. Clube de Convergência um (1)

Esse clube é composto por somente três municípios: Alto Horizonte, Anápolis e Santo Antônio da Barra (Anexo I).

O município de Alto Horizonte apresentou elevada taxa de crescimento na renda *per capita* no período, saindo de 160ª posição no ranking estadual para a 1ª colocação, na passagem de 2001 para 2011. No ano de 2001, a estrutura produtiva do município era predominantemente de serviços (50,73%). Já em 2011 houve mudança no perfil produtivo do município, configurando a indústria como a principal atividade, representando 74,47% do valor adicionado municipal. Essa mudança se deve ao início de uma nova atividade, de extração e beneficiamento de sulfeto de cobre em 2009, que mudou significativamente a economia do município. Vale dizer que nesse mesmo ano foi concedido o primeiro recurso do Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) Empresarial ao município, evidenciando a importância dos recursos financeiros para o desenvolvimento local, com isso houve uma aceleração da renda *per capita* do município.

O município de Anápolis teve a segunda maior taxa de crescimento da renda *per capita*, saindo de 43ª posição no ranking estadual para a 13ª colocação, na passagem de 2001 para 2011. Reflexo das alterações na estrutura produtiva, com crescimento da atividade industrial e redução do setor de serviços, embora, ainda seja a atividade predominante no município. A polarização industrial, nesse município é histórica, tendo iniciado com a chegada da estrada de ferro, em 1935.

Dentre os municípios que compõem esse clube, Anápolis tem uma característica diferenciada, se mostra como um polo produtivo mais estruturado, além de possuir uma economia bastante diversificada. O município se destaca como um grande centro atacadista regional, pela sua localização estratégica, beneficiado por uma logística multimodal, onde se combina os modais rodoviário e ferroviário, e em breve o modal aéreo, com o aeroporto de cargas. No município está instalado um porto seco, que exporta e importa mercadorias, além de uma estação aduaneira. Os grandes destaques em termos de produção se devem à produção de automóveis e de medicamentos, atividades estas que são intensivas em capital e em tecnologia.

A elevada taxa de crescimento da renda *per capita* desse município poderia ter sido maior, se não fosse o grande fluxo migratório no período, visto que Anápolis teve um acréscimo populacional de 46.749 pessoas, sendo a 6ª cidade em incremento populacional, em valor absoluto.

Santo Antônio da Barra foi o terceiro município a compor o clube, devido ao aumento significativo na renda *per capita*, saindo da 98ª posição no ranking estadual em 2001, para 25ª colocação em 2011. Em 2001 havia predominância da atividade agropecuária (48,70%) e, em 2011 houve mudança nessa estrutura, com forte participação da atividade industrial (31,82%). Esse crescimento ocorreu na indústria de transformação, devido ao início da atividade de uma usina de álcool e açúcar, em 2009. Esse município possui uma característica peculiar que, diferentemente de Anápolis, a sua população não registrou acréscimo significativo, enquanto o valor adicionado registrou a nona maior variação nominal (546,87%) no Estado, no período de 2001 a

2011. Outro diferencial, assim como Alto Horizonte, a atividade produtiva é pouco diversificada, centrada somente em uma única indústria.

4.6. Clube de Convergência Dois (2)

Os municípios do Clube dois (2) (Anexo I) apresentaram as menores taxas de crescimento de renda *per capita*, quando comparados com os municípios do Clube um (1).

Observa-se que os municípios com menores rendas *per capita* dentro desse Clube, tiveram as maiores taxas de crescimento entre 2001 e 2011, a exemplo de Cocalzinho, Palminópolis, Posse e Cristianópolis e formando assim o referido clube, que apresenta condições iniciais equivalentes e convergência de renda com o passar dos anos. Enquanto os municípios com maiores renda *per capita* nesse grupo tiveram as menores taxas de crescimento, a exemplo dos municípios de Alexânia, Barro Alto e Americano do Brasil.

Isso enfatiza o processo de convergência de renda, pois os municípios com menores rendas *per capita* estão mais longe do estado estacionário e apresenta taxas de crescimento maiores do que os municípios com maiores rendas *per capita*, que estão mais próximos do estado estacionário. Vale ressaltar que, em geral, uma característica comum nesse grupo é a presença de municípios com perfil agroindustrial, com mais da metade das usinas de álcool em operação no Estado presente nesse grupo.

As exceções foram constatadas nos municípios de Senador Canedo, Goiânia e Aparecida de Goiânia, ambos possuem um grande contingente populacional e elevado PIB, além de sediar um número expressivo de indústrias e órgãos públicos. A proximidade entre esses municípios tem impactos no dinamismo econômico e na ocupação na região. Senador Canedo, Goiânia e Aparecida de Goiânia, estão entre as seis maiores economias do Estado, não tendo mudado de posição no ranking estadual, nos últimos anos.

4.7. Clube de Convergência três (3)

Esse clube não apresentou processo de convergência de renda entre 2001 e 2011. Isso se deve a dinâmica econômica dos municípios que o compõem (Anexo I). Em 2001, os municípios que tinham maiores renda *per capita* eram os municípios de São Simão, Chapadão do Céu e Cachoeira Dourada, enquanto os municípios de Águas Lindas e Santo Antônio do Descoberto tinham as menores rendas *per capita* nesse grupo. Observando a taxa de crescimento entre 2001 e 2011, tem-se que os municípios com altas rendas tiveram as maiores taxas de crescimento, enquanto os que tinham menores rendas *per capita* tiveram as menores taxas de crescimento. Isso justifica a não ocorrência de convergência de renda entre esses municípios no referido período.

4.8. Clube de Convergência quatro (4)

É formado por cinco municípios, que são: Aruanã, Baliza, Bonópolis, Cachoeira Alta e Minaçu (Anexo I). Eles tiveram as menores taxas de crescimento entre o conjunto de municípios goianos, entre os anos de 2001 e 2011.

Um caso interessante é o aparecimento do município de Minaçu na formação desse clube. O município representa 2,4% na indústria goiana, a explicação para estar nesse clube é porque ele não teve grande crescimento econômico entre os anos de 2001 e 2011, apresentando taxa inferior da média global, se mantendo estagnado no período. Porém, os demais municípios não têm grande relevância econômica para o Estado de Goiás, caracterizados por baixas populações, com predominância da atividade agropecuária nas suas economias.

4.9. Velocidade de Convergência

Como há evidências de convergência em clubes e a formação de três clubes de convergência, a tabela abaixo demonstra a velocidade de convergência para seus respectivos estados estacionários.

Tabela 9 - Velocidade de Convergência

Clube	Velocidade
1	0,1281
2	0,0103
4	0,0162

Com base na velocidade de convergência obtém-se a taxa anual de convergência. Para o Clube 1 verifica-se que esses municípios apresentaram taxa de convergência de 12,81%, ou seja, eles se aproximaram com uma taxa média de 12,81% ao ano entre os anos de 2001 e 2011. Já para os Clubes 2 e 4 as taxas de convergência são menores, 1,03% e 1,62% ao ano, respectivamente.

A velocidade de convergência crescerá na medida em que a taxa de crescimento do PIB *per capita* dos municípios crescer. No presente estudo observou-se que a velocidade de convergência dos municípios do Clube 1, que apresenta as maiores taxas de crescimento do PIB *per capita*, é 12 vezes maior do que o Clube 2 e 8 vezes maior do que o Clube 4. Isso significa que no longo prazo, os municípios pertencentes ao Clube 1 tendem a convergir mais rapidamente do que os demais Clubes.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Sendo de extrema importância a dinâmica da renda de longo prazo para as economias, o trabalho investigou a hipótese de convergência absoluta, condicional e de clube que melhor possa descrever o movimento do PIB *per capita* para os 246 municípios goianos no período de 2001 a 2011, por meio da metodologia da β

convergência absoluta, β convergência condicional, σ convergência e clubes de convergência que são métodos utilizados para avaliar a convergência de renda.

Verificou-se que a convergência em clube prevaleceu sobre as demais, e se mostrou a mais adequada para descrever a evolução da renda no período (2001-2011). As evidências apontaram para a formação de quatro clubes, pois esse é o modelo que melhor se ajusta aos dados da renda dos municípios do Estado de Goiás.

A formação do primeiro clube de convergência se deve à instalação de indústrias nesses municípios entre 2001 e 2011. Sendo o principal fator que influenciou o crescimento da renda.

O segundo clube é formado por municípios com os maiores PIB's, por exemplo, Goiânia, Aparecida de Goiânia, Catalão e Itumbiara que apresentaram taxas de crescimento menores do que municípios com baixo PIB, porém maiores taxas de crescimento da renda *per capita*. Assim, entre o período referido, houve redução da desigualdade da renda entre esses municípios, ratificando o processo de convergência de renda. Em geral, são representados por municípios com economias mais estáveis.

A ocorrência de divergência de renda no terceiro clube significa que não houve redução das desigualdades de renda entre eles. São caracterizados por um conjunto de municípios com PIB's muito elevados e, ou muito baixos, porém com taxa de crescimento da renda *per capita* parecidas. Por exemplo, esse clube é formado por municípios com PIB altos, como é o caso de São Simão e Chapadão do Céu. Porém, eles apresentaram taxas de crescimento equivalentes a municípios com PIB menores, como é o caso de Mambai e Aragarças.

O quarto clube converge e é formado por municípios que apresentaram as menores taxas de crescimento ao longo do período de 2001 a 2011. A atividade de serviços se apresentou como a mais relevante na estrutura municipal, com forte dependência da Administração Pública e Agropecuária, exceto o município de Minaçu que tem a indústria com maior peso na estrutura municipal.

Vale ressaltar que além dessas medidas de convergência consideradas nesse trabalho (β convergência absoluta, β convergência condicional, σ convergência e convergência em clubes), existem outras citadas na literatura e podem ser frutos de trabalhos futuros.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas-SP: Editora Alínea, 2012.
- ANDREWS, D. W. K., PLOBERGER, W. **Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative**. *Econometrica*, 62: 1383-1414, 1994.
- ANSELIN, L. **Exploring spatial data with GeoDa: a workbook**. Center for Spatially Integrated Social Science, Urbana-Champaign, University of Illinois, 2005. Disponível em: <<https://www.geoda.uiuc.edu/pdf/geodaworkbook.pdf>>. Acesso em: 30 nov. 2012.
- ARRAIS, T. A. **Geografia Contemporânea de Goiás**. Goiânia-GO: Ed. Vieira. 2004.
- BARRO, R. J. Economic growth in a cross section of countries. **Quarterly Journal of Economics**, [s. l.], v. 106, p. 407-443, may 1991.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 100, n.2, p. 223-251, 1992.
- BERTUSSI, G. L. **Hipótese de convergência: uma análise para a América Latina e o leste asiático entre 1960 e 2000**. Orgs.: Geovana Lorena Bertussi; Lízia de Figueiredo. – Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2009.
- BIANCHI, M. Testing for convergence: evidence from non-parametric multimodality tests. **Journal of Applied Econometrics**, n. 12, p. 393-409, 1997.
- DASSOW, C.; COSTA, R. M. G. S. da; FIGUEIREDO, A. M. R. Crescimento Econômico Municipal em Mato Grosso: Uma Análise de Convergência de Renda **Revista Brasileira de Economia – RBE**. Rio de Janeiro: FGV. v. 65 n. 4 / p. 359–372 Out-Dez. 2011.
- DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. Multiple regimes and cross-country growth behaviour. **Journal of Applied Econometrics**, v. 10, n. 4, p. 365-384, 1995.
- HANSEN, B. E. **Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis**. *Econometrica*, vol. 64, 413-430, 1996.
- _____. **Sample Splitting and Threshold Estimation**. *Econometrica*, vol. 68, nº3, pp.575-603, 2000.
- HASENBALG, C.; VALLE SILVA, N. D. **Origens e destinos: desigualdades sociais ao longo da vida**, Rio de Janeiro, IUPERJ. 2003.
- HO, T. W. **Income Thresholds and Growth Convergence: A Panel Data Approach**. *Manchester School*, Vol. 74, No. 2, pp. 170-189, March, 2006.

IMB/SEGPLAN/GO. Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos/Secretaria Estadual de Gestão e Planejamento de Goiás. **Produto Interno Bruto do Estado de Goiás - 2011**. Goiânia: nov./2013. Disponível em: <www.segplan.go.gov.br/sepin/pub/pib/pib2011/pibgo2011.pdf>. Acesso em: 29/jan/2014.

JOHNSON, P. A.; TAKEYAMA, L. N. **Convergence among the U.S. States: absolute, conditional or club?** Working Paper, n. 50, 2003.

JONES, C. E. **Introdução à Teoria do Crescimento Econômico**. Rio de Janeiro: Editora Campus, 2ª edição, 2000.

JONES, C. I. **On the evolution of world income distribution**. Journal of Economic Perspectives, v. 11, n. 3, p. 19-36, 1997.

MARINO, C. E. S. **A desigualdade regional no Brasil: Uma análise da hipótese de convergência**. Master's thesis, Programa de Pós-Graduação – CAEN/UFC, Fortaleza, 2004.

MORA, T. Evidencing European regional convergence clubs with optimal grouping criteria. **Applied Economic Letters**, 12(15), 937-940, 2005.

PENNA, C. M.; LINHARES F. C. **Convergência e Formação de Clubes no Brasil sob a Hipótese de Heterogeneidade no Desenvolvimento Tecnológico**. Revista Econômica do Nordeste - REN, Vol. 40, Nº. 4, 2009.

PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. **Transition Modeling and Econometric Convergence Tests**. Econometrica. Econometric Society, vol. 75(6), pages 1771-1855, November. 2007.

PRITCHETT, L. Divergence, big time. **Journal of Economic Perspectives**, v.11, n. 3, p. 3-17, 1997.

QUAH, D. T. Regional convergence clusters across Europe. **European Economic Review**, v. 40, p. 951-958, 1996.

RIBEIRO, C. A. C. **Desigualdade de oportunidades no Brasil**. Belo Horizonte: Argumentum. 2009.

SALA-I-MARTIN, X. The Classical Approach to Convergence Analysis. **The Economic Journal**, v. 106, n. 437, p. 1019-1036, 1996.

SANTOLIN, R.; FIGUEIREDO, L. **Desigualdade interpessoal de renda: Implicações sobre o crescimento econômico dos municípios brasileiros**. Encontro Nacional de Economia, Anais. 2010.

SILVA, J. F.; RIBEIRO, J. C. **As Assimetrias Regionais em Portugal**: análise da convergência versus divergência ao nível dos municípios. Núcleo de Investigações em Políticas Económicas, Working Paper Series – NIPE-WP13. 2013. Disponível em: <<http://www.eeg.uminho.pt/economia/nipe>>. Acesso em: 05 de agosto de 2014.

SILVEIRA NETO, R. M.; AZZONI, C. R., **Non-spatial policies and regional income inequality in brazil**. RSAI Congress. Anais, 2008.

SNOWDON, B.; VANE, H. **Modern macroeconomics**: it's origins, development and current state. [S. l]: New Ed edition, 2005.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. In: **Quartely Journal of Economics**. Volume 70, n.01, p.65-94, 1956.

TROMPIERI NETO, N.; F. LINHARES; I. CASTELAR. **Convergência de Renda dos Estados Brasileiros**: uma abordagem em painel dinâmico com efeito threshold. Encontro da ANPEC 2008 - Salvador BA, 2008; disponível em www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807212130050-.pdf.

7. ANEXO I

Quadro 1 – Número de Municípios estimados por Clubes de convergência

Clube 1	Clube 2	Clube 3	Clube 4
<p>Alto Horizonte, Anápolis, Santo Antônio da Barra</p>	<p>Abadia de Goiás, Adelândia, Alexânia, Americano do Brasil, Amarinópolis, Anicuns, Aparecida de Goiânia, Araçu, Avelinópolis, Barro Alto, Bela Vista de Goiás, Buriti Alegre, Buriti de Goiás, Buritinópolis, Cabeceiras, Caçu, Caldazinha, Campestre de Goiás, Campinorte, Campo Alegre de Goiás, Campos Belos, Carmo do Rio Verde, Castelândia, Catalão, Cavalcante, Cocalzinho de Goiás, Corumbaíba, Cristalina, Cristianópolis, Cumari, Davinópolis, Edéia, Formosa, Goianápolis, Goianésia, Goiânia, Goiatuba, Gouvelândia, Guapó, Hidrolina, Inaciolândia, Indiará, Inhumas, Ipameri, Ipiranga de Goiás, Iporá, Itaberaí, Itaguari, Itapaci, Itapuranga, Itaçu, Itumbiara, Jataí, Leopoldo de Bulhões, Mineiros, Morrinhos, Mossâmedes, Nazário, Niquelândia, Nova Aurora, Nova Veneza, Novo Gama, Orizona, Ouro Verde de Goiás, Padre Bernardo, Palmeiras de Goiás, Palminópolis, Paranaiguara, Piracanjuba, Piranhas, Pirenópolis, Planaltina, Porteirão, Portelândia, Posse, Quirinópolis,</p>	<p>Abadiânia, Acreúna, Água Fria de Goiás, Água Limpa, Águas Lindas de Goiás, Aloândia, Alto Paraíso de Goiás, Alvorada do Norte, Amaralina, Ananguera, Aparecida do Rio Doce, Aporé, Aragarças, Aragoiânia, Araguapaz, Arenópolis, Aurilândia, Bom Jardim de Goiás, Bom Jesus de Goiás, Bonfinópolis, Brazabrantes, Britânia, Cachoeira de Goiás, Cachoeira Dourada, Caiapônia, Caldas Novas, Campinaçu, Campo Limpo de Goiás, Campos Verdes, Caturai, Ceres, Cezarina, Chapadão do Céu, Cidade Ocidental, Colinas do Sul, Córrego do Ouro, Corumbá de Goiás, Crixás, Cromínia, Damianópolis, Damolândia, Diorama, Divinópolis de Goiás, Doverlândia, Edealina, Estrela do Norte, Faina, Fazenda Nova, Firminópolis, Flores de Goiás, Formoso, Gameleira de Goiás, Goiandira, Goianira, Goiás, Guaraíta, Guarani de Goiás, Guarinos, Heitorai, Hidrolândia, Iaciara, Israelândia, Itaguaru, Itajá, Itapirapuã, Itarumã, Ivolândia, Jandaia, Jaraguá, Jaupaci, Jesúpolis, Joviânia, Jussara, Lagoa Santa, Luziânia, Mairipotaba, Mambaí, Mara Rosa, Marzagão, Matrinchã, Maurilândia, Mimoso de Goiás, Moiporá, Monte Alegre de Goiás, Montes Claros de Goiás, Montividiu, Montividiu do Norte, Morro Agudo de Goiás, Mozarlândia, Mundo Novo, Mutunópolis, Nerópolis, Nova América,</p>	<p>Aruanã, Baliza, Bonópolis, Cachoeira Alta, Minaçu</p>

	<p>Rialma, Rianópolis, Rio Verde, Rubiataba, Santa Bárbara de Goiás, Santa Cruz de Goiás, Santa Isabel, Santa Rosa de Goiás, São Luiz do Norte, Senador Canedo, Silvânia, Simolândia, Terezópolis de Goiás, Três Ranchos, Trindade, Turvânia, Uruaçu, Uruana, Urutaí, Valparaíso de Goiás, Vianópolis, Vila Boa, Vila Propício</p>	<p>Nova Crixás, Nova Glória, Nova Iguaçu de Goiás, Nova Roma, Novo Brasil, Novo Planalto, Ouvidor, Palestina de Goiás, Palmelo, Panamá, Paraúna, Perolândia, Petrolina de Goiás, Pilar de Goiás, Pires do Rio, Pontalina, Porangatu, Professor Jamil, Rio Quente, Sanclerlândia, Santa Fé de Goiás, Santa Helena de Goiás, Santa Rita do Araguaia, Santa Rita do Novo Destino, Santa Tereza de Goiás, Santa Terezinha de Goiás, Santo Antônio de Goiás, Santo Antônio do Descoberto, São Domingos, São Francisco de Goiás, São João da Paraúna, São João d'Aliança, São Luís de Montes Belos, São Miguel do Araguaia, São Miguel do Passa Quatro, São Patrício, São Simão, Serranópolis, Sítio d'Abadia, Taquaral de Goiás, Teresina de Goiás, Trombas, Turvelândia, Uirapuru, Varjão Vicentinópolis</p>	
--	--	--	--