

## A EVOLUÇÃO DAS DISPARIDADES REGIONAIS DO SETOR AGROPECUÁRIO NO ESTADO DE GOIÁS: UMA APLICAÇÃO DAS CADEIAS DE MARKOV.

Ricardo Bruno Nascimento dos Santos<sup>1</sup>

### RESUMO:

O artigo analisa a convergência municipal da renda *per capita* no Estado de Goiás. A função de distribuição da renda *per capita* agrícola é estimada para o ano de 1996 e 2006. Onze classes de renda *per capita* agrícola são definidas. Com base nas duas distribuições de renda uma matriz de Markov de probabilidades de transição de uma região de um nível de renda para outro é estimada. Os resultados indicam que no longo prazo a hipótese de convergência absoluta se mantém, visto que 63% dos municípios estarão em uma classe inferior à média estadual; 26,5%, em uma classe intermediária acima da média; e 10,5%, em uma classe superior acima da média.

**Palavras-Chaves:** Economia regional, matrizes de Markov, economia de Goiás, Convergência

### ABSTRACT:

This paper analyses the municipality's convergence of the agricultural *per capita* income in the Goiás State. A distributional function of the *per capita* income is estimated for the years of 1996 and 2006. Eleven agricultural income classes are defined. Based on these two functions, a Markov transitional probability matrix is estimated. The results indicate a process of income convergence toward the state average, whereas 63% of the municipalities are in a class lower than the state average, 26.5% in an intermediate class above average, and 10,5% in a class higher than average.

**Keywords:** Regional economy, Markov matrix, Goiás economy, Convergence

---

<sup>1</sup> Formado em economia pela Universidade Federal do Pará (UFPA), com especialização em Estatística pela UFPA e Mestrado em Ciências Florestais pela universidade Federal Rural da Amazônia (UFRA), atualmente é doutorando do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, trabalhando principalmente na área de métodos quantitativos. E-mail: ricardobns@gmail.com.

## 1. INTRODUÇÃO

Goiás é um Estado que se dedica à produção agropecuária, tendo altos índices no panorama nacional. Segundo dados dos PIBs estaduais fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE<sup>2</sup>, o setor agropecuário representou em média 10,35% do PIB estadual brasileiro entre os anos de 2003-2007, e o Estado de Goiás foi o quarto maior PIB Estadual no setor com uma média de 14,02%.

Segundo dados do Censo Agropecuário 2006, o Estado de Goiás foi o maior empregador no setor agropecuário na região Centro-Oeste, sendo responsável por 41,4% do pessoal ocupado em 2006, em relação ao Brasil, o Estado foi o 14<sup>a</sup> na posição, representando 2,52% do pessoal ocupado.

Atualmente o Estado é visto como um dos principais pólos de expansão da agricultura brasileira, principalmente no cultivo da Soja e na produção de cana de açúcar e de etanol, em 2009, segundo dados da SEPLAN<sup>3</sup>, o Estado goiano era o 4<sup>o</sup> maior produtor de grãos no Brasil e o 4<sup>a</sup> maior produtor de cana de açúcar.

Verificar o crescimento do setor agropecuário no Estado é relevante, haja vista que Goiás tem se destacado na agropecuária e tem se destacado como um dos principais estados no ponto de vista estratégico nacional.

As causas do crescimento são apenas um dos ramos de investigação dos pesquisadores preocupados com a temática do crescimento econômico. Outra temática que também configura como objeto de investigação do presente artigo, é verificar se há crescimento da produção em termos regionais, mas também se este é capaz de minimizar as diferenças entre as regiões ricas e as pobres, ou seja, se o hiato entre ricos e pobres está ou não sendo minimizado.

Um dos testes utilizados para tal finalidade diz respeito aos testes de convergência de renda *per capita* entre países de diferentes níveis de desenvolvimento. A idéia central desses modelos é de que haveria um ponto de *steady-state* (estado estacionário) e todos os países ou regiões tenderiam ao mesmo nível de renda ao longo do tempo, uma vez que a taxa *per capita*

---

<sup>2</sup> Os dados sobre os PIBs estaduais podem ser encontrados no site [www.sidra.ibge.gov.br](http://www.sidra.ibge.gov.br).

<sup>3</sup> Secretaria de Planejamento e Desenvolvimento do Estado de Goiás: <http://www.seplan.go.gov.br>

de crescimento de determinado país, no período  $t$ , relaciona-se inversamente ao seu o nível de produto inicial.

Entre os estudos de convergência destacam-se o de Barro e Sala-I-Martin (1991), que analisaram a convergência de renda nos EUA, Sala-I-Martin (1996) que testou a hipótese de convergência entre a renda do Japão, cinco países europeus e EUA. Para o Brasil destacam-se os estudos de Azzoni (2001); e Gondim, Barreto e Carvalho (2007). Em uma visão regional encontram-se os estudos de Arraes (1997); e Alves e Fontes (2001). Já os trabalhos de Oliveira Júnior, Castelar e Ferreira (2009); e Pessoa, Gomes, Salvato et al. (2009) foram trabalhos que preocuparam-se em analisar a convergência especificamente para o setor agrícola brasileiro. Existem trabalhos direcionados para o Centro-Oeste como o trabalho de Vieira, Sonaglio e Carvalho (2008), que analisam apenas o Estado do Mato Grosso.

De forma geral, nos estudos de convergência de renda *per capita* têm usado os métodos de  $\beta$ -convergência e  $\sigma$ -convergência, pela facilidade de tratamento dos dados, bastando realizar um teste de hipóteses sobre o sinal do coeficiente estimado. Porém, a literatura apresenta várias críticas sobre essas metodologias, tais como: i) a possibilidade de ocorrer inconsistência na estimação de  $\beta$ ; ii) o conceito de  $\sigma$ -convergência não é adequado para mostrar se há ou não convergência, tendo em vista que os indicadores de dispersão podem não ser adequados para mostrar o comportamento da distribuição regional do PIB *per capita* em alguns casos; iii) os conceitos de  $\beta$  e  $\sigma$ -convergência e as técnicas utilizadas para sua estimação são incapazes de mostrar o comportamento da distribuição da renda regional no tempo, não permitindo que se façam inferências sobre a dinâmica em termos de posição relativa das regiões no caminho que leva, ou não, à convergência.

Com base nessas críticas, utiliza-se, no presente artigo, uma metodologia de processo estacionário de primeira ordem, de Markov, que se acredita ser capaz de atenuar essas limitações. Esse processo envolve o cálculo de uma matriz de probabilidades de transição das variáveis estudadas (nesse caso, o valor da produção agrícola), em um período inicial, a partir de uma estratificação de classes de renda que pode ser discreta ou contínua.

Essa metodologia já foi aplicada no Brasil por Stülp e Fochezatto (2004), que analisaram a evolução das disparidades regionais do Rio Grande do Sul; por Laurini, Andrade e Pereira (2003), que analisaram a distribuição da renda nos municípios brasileiros, e Pessoa, Gomes, Salvato et al. (2009) que aplicaram a metodologia para o setor agropecuário.

Um importante aspecto reside no fato de não existir estudos que tenham estudado de forma específica a convergência para o Estado de Goiás, principalmente para o setor agropecuário. A consecução do presente estudo visa, portanto, contribuir aos estudos de convergência regional, principalmente para um Estado tão importante no contexto global.

Nesse sentido, com base em matrizes de transição de Markov, para o caso discreto, e na evolução observada no decênio 1996 a 2006, o presente trabalho pretende responder à seguinte questão: o crescimento experimentado pelo setor agropecuário em Goiás, em nível municipal, é resultado do fato de os municípios agropecuários pobres estarem melhorando seus níveis de renda em relação às ricas? O estudo procura responder essa questão para um período mais recente, utilizando dados atualizados, provenientes do Censo Agropecuário de 2006.

O presente trabalho está estruturado em três seções, além desta introdução, na seção dois expõem-se os aspectos teóricos e a fonte de dados do presente trabalho, na seção seguinte os dados são analisados e discutidos. Por fim, expõem-se as principais conclusões do presente trabalho.

## **2. ASPECTOS TEÓRICOS E ABORDAGEM EMPÍRICA.**

### **2.1. Discussões teóricas sobre o crescimento econômico e convergência de renda.**

Nas últimas décadas os princípios da Moderna Teoria do Crescimento Econômico, baseados no *mainstream*, tem ganhado destaque nos estudos e discussões realizadas sobre crescimento econômico. Estes modelos preconizam o desenvolvimento tecnológico como o motor do crescimento de longo prazo e defendem a idéia de que o crescimento contínuo da renda per capita só poderia ser explicado pela contínua melhoria no “estado das artes”.

O modelo precursor de Solow (1956) descreve o processo de crescimento equilibrado da economia, em que pressupõe uma função de produção, do tipo Cobb-Douglas, com rendimentos constantes a escala, onde o crescimento econômico é dado pela alocação dos fatores – capital (K) e trabalho (L), e por um fator de eficiência A, que representa a contribuição do trabalho na produção agregada, de forma que:  $Y_t = F(K_t, A_t L_t)$ .

Para Romer (1996), no modelo de Solow simplificado, tem-se apenas um bem na economia, não há governo, e ignora-se as oscilações do nível de emprego. As taxas de poupança, depreciação, crescimento populacional e progresso tecnológico são constantes e os níveis iniciais de capital, trabalho e conhecimento são dados. Os parâmetros de trabalho e

capital crescem a taxas constantes, de modo que:  $\dot{L}_t = nL_t$  e  $\dot{A}_t = gA_t$ , onde  $n$  e  $g$  são parâmetros exógenos.

Como as taxas são exógenas a dinâmica do modelo é analisada pelo capital, com base no capital por unidade de trabalho efetivo. Sendo  $k=(K/AL)$ , encontra-se a variação de  $k$  no tempo aplicando a regra da cadeia para se chegar a taxa de variação do estoque de capital por unidade efetiva de trabalho. Esta é encontrada pela diferença entre os dois termos da equação:  $\dot{k} = sf(k) - (n + g + \delta)k$ , onde o primeiro termo representa o investimento atual por unidade de trabalho efetivo e o segundo o novo investimento por unidade de trabalho efetivo, necessário para manter constante o montante de capital por trabalhador.

Segundo Jones (2000), o modelo prioriza a acumulação de capital, a taxa de poupança e o controle do crescimento populacional como motores do crescimento econômico e afirma que as economias convergem a um estado estável de crescimento, onde o estoque de capital per *capita* ( $k$ ) deve apresentar crescimento nulo. Ao atingir o estado estacionário, a renda per capita não apresentaria nenhuma mudança e, desta forma, a economia manteria o nível de produto per capita e o nível de bem estar da população.

De acordo com o modelo de crescimento econômico de Solow, as economias pobres tendem a alcançar níveis de renda equivalentes as economias ricas, desde que, apresente crescimento acelerado do capital per capita, o que elevaria a produtividade e a eficiência da nação. No entanto, de acordo com Oreiro (1999), esta abordagem mostrou-se incapaz de explicar as grandes diferenças observadas nos níveis de renda per capita entre os diversos países do mundo, o que desencadeou o surgimento de outros modelos na tentativa de sanar tal limitação.

A linha de argumentação explorada por Mankiw, Romer e Weil (1992), defende que as diferenças observadas nos níveis de renda per capita entre os países devem-se as diferenças no estoque de capital per capita e não as taxas de crescimento da renda. Estes autores defendem que o modelo original de Solow foi incapaz de explicar as diferenças observadas nos níveis de renda per capita por se basear numa concepção muito estreita de capital, ou seja, apenas no capital físico. Considerando o estoque de capital deste modo, tem-se que as economias pobres demandariam taxas de poupança mais elevadas do que as economias ricas, o que não se verifica na realidade. Assim, a proposta desta linha de argumentação era que o conceito de capital fosse ampliado de forma a incluir também o estoque de capital humano,

dado que a mão-de-obra dos diferentes países tem níveis de instrução e qualificação distintos. Diante desta alteração, a quantidade produzida passa a ser uma função de três insumos:  $Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta}$  [capital físico (K), capital humano (H) e trabalho (L)]. Contudo, a reformulação do modelo de Solow proposta não altera a forma pela qual a tecnologia é tratada no modelo original, e assim mantém a conclusão de que a taxa de crescimento da renda per capita é igual para todos os países.

Por sua vez, na linha de argumentação dos chamados modelos de crescimento endógeno, o crescimento da renda per capita deixa de ser um dado, e passa a ser explicado endogenamente. Essa abordagem contesta a convergência das rendas per capita dos países a um mesmo nível de bem estar e desloca a atenção a dotação de fatores (inicial) e ao funcionamento das economias (níveis de investimento em educação, pesquisa, treinamento, entre outros.). Assim, ao observar o desenvolvimento de cada nação seria possível justificar as disparidades das taxas de crescimento econômico. A grande vantagem desse procedimento é que ele permite a análise dos fatores que determinam a taxa de crescimento da renda per capita.

## 2.2. O processo estacionário de primeira ordem de Markov

O processo de convergência pode ser obtido da seguinte expressão:

$$Y_{t+1} = MY_t \quad (1)$$

onde Y é um vetor linha de variáveis comparadas em dois períodos de tempo distintos (1996 e 2006); M é a matriz de probabilidade de Markov, que segundo Simon e Blume (2004, p. 617), seus coeficientes representam a probabilidade de passagem de um estado para outro. Para que o sistema tenha soluções, é necessário estudar as propriedades dessa matriz.

A matriz de probabilidades de transição de níveis de PIB agropecuário, entre os municípios de Goiás, é construída pelo uso da razão desta variável em relação à média dos municípios, a qual será considerada igual à unidade.

No entanto, um importante aspecto é a definição do intervalo de classe que será utilizado para a construção da matriz de Markov, bem como a verificação se os dados do valor da produção da agropecuária *per capita* (1996-2006) possuem o comportamento de uma distribuição normal para os municípios da AL. Os testes de normalidade são necessários, uma vez que a construção das classes de níveis de valor da produção agropecuária *per capita* requer a hipótese de normalidade da distribuição dos dados populacionais de onde foi extraída

a amostra, necessária para estabelecer a amplitude da classe de nível de valor da produção, a qual será denominada  $h$ .

O valor de  $h$ , ou seja, a amplitude de classe é importante para a estimativa da função densidade de probabilidade. Existe um *trade-off* para a escolha de  $h$ . Segundo Pagan e Ullah (1999) uma amplitude de classe muito grande faz com que haja grande número de pontos em cada intervalo, diminuindo a variância da estimativa, que produz um viés da estimativa do histograma de frequência. Com uma amplitude de classe pequena, ocorre o contrário: reduz-se o viés, mas a variância aumenta. Dessa forma o valor de  $h$  deve ser escolhido para se fazer uma escolha ótima para o *trade-off* entre viés e variância da estimativa.

Conforme Magrini (1999), existem três critérios para a definição de  $h$ , esses critérios podem ser vistos com mais detalhes em Devroye e Gyorf (1985); Freedman e Diaconis (1981); e Scott (1979), que também podem ser utilizados em distribuições não-normais, assim, o valor ótimo do intervalo de classe é dado por  $h=2,72sn^{-1/3}$ , em que  $s$  é o desvio-padrão da distribuição e  $n$ ; o número de observações.

Encontradas as classes do valor da produção agropecuária, pode-se estimar a matriz de transição (de Markov), por meio de um estimador de máxima verossimilhança da probabilidade de transição, comparando o número de municípios que pertencem a certa classe do período de 1996 e migram para outras classes, ou permanecem na mesma, em 2006. As probabilidades de transição podem ser estimadas por:

$$\hat{P}_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^n I_{Aj}(X_{t+1,k})I_{Ak}(X_{t,k})}{\sum_{k=1}^n I_{Ak}(X_{t,k})} \quad (2)$$

onde  $\hat{P}_{ij}$  é a probabilidade de transição da classe  $i$ , no período  $t$  (1996), para a classe  $j$ , no período  $t+1$  (2006),  $A_i$  corresponde a classe do valor da produção agropecuária *per capita* em 1996 e  $A_j$  e a classe do valor da produção para o ano de 2006.  $X$  são os elementos da distribuição e  $I(.)$  é a função de contagem.

A matriz de Markov relaciona o vetor de distribuição de probabilidade da variável PIB agropecuário *per capita* nas  $h$  classes  $A_i$ , no período  $t$ , com aquela verificada no período  $t+1$ . A diagonal principal representa uma probabilidade de o município permanecer na mesma classe, e os elementos fora da diagonal principal representam a probabilidade de transição entre as classes.

Segundo Bickenbach e Bode (2002) o critério de convergência, pode-se afirmar que haverá convergência quando a norma dos autovalores reais ou complexos de  $Mt$  for menor que a unidade. Como as somas das linhas da matriz de Markov  $Mt$  tem que ser 1, pois trata-se de uma matriz de probabilidade, obtêm-se sempre um autovalor 1. Portanto, sempre haverá convergência para um ou mais vetores de distribuição de PIB agropecuário. A presença de um único autovalor unitário e dos demais com norma menor que 1 indica que se tem um processo de convergência para uma única distribuição de probabilidade que será linear no autovetor correspondente ao autovalor unitário. Com esse vetor de convergência, pode-se descrever a estrutura da distribuição de PIB agropecuário *per capita*, à qual tende a evolução temporal do processo estocástico.

Assim como as demais metodologias para teste de convergência, essa também apresenta deficiências, cabendo destacar que o processo estacionário de primeira ordem, de Markov, assenta-se na hipótese teórica de rendimentos marginais decrescentes. Além disso, não reconhece a possibilidade de os choques exógenos afetarem o curso das regiões agropecuárias até o estado estacionário, dado que considera a probabilidade de transição constante ao longo do tempo. Para um sistema de equações em diferenças de primeira ordem, a distribuição de probabilidade para  $k$  períodos à frente depende unicamente de uma potência da matriz de probabilidades de transição,  $M$ :  $Y_{t+k} = M^k Y_t$ . A distribuição de probabilidade ergódica, definida no estado estacionário, ocorre quando  $k \rightarrow \infty$ .

Ainda nesta perspectiva segundo Stülp e Fochezatto (2004), pode-se estimar a velocidade com que o equilíbrio de longo prazo é alcançado através da segunda raiz característica. Essa velocidade representa o tempo necessário para percorrer a metade da distância entre a posição inicial e a de equilíbrio de longo prazo ( $dm$ ), denominado na literatura de meia-vida. Algebricamente tem-se  $dm = -(\log 2 / \log |\lambda_2|)$ , em que  $\lambda_2$  é o segundo maior autovalor.

### 2.3. Fonte de dados

Os dados utilizados como proxy da renda do setor agropecuário foram o valor da produção agropecuária (exceto a indústria rural) coletados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada<sup>4</sup> (IPEA) para o ano de 1996, e do banco de dados agregados do Sistema

---

<sup>4</sup> [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)

IBGE de Recuperação Automática<sup>5</sup> (Sidra) para o ano de 2006. Para compor a variável *per capita*, o valor da produção foi dividido pelo número do pessoal ocupado no setor agropecuário.

As informações geradas não passaram pelo teste de normalidade, no entanto, seguindo Cheshire e Magrini (2000), foi utilizado o procedimento de Devroye e Gyorf (1985) para o cálculo do valor de *h*, sendo passível de uso a dados não-normais.

Os dados utilizados neste trabalho são dados em cross-section para 200 municípios de Goiás<sup>6</sup>, de acordo com a definição do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

### 3. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.

Os resultados para os 200 municípios de Goiás indicaram um valor de *h* de 0,33, contudo esse valor de *h* não se mostrou adequado, pois não contemplava todas as observações da distribuição, optou-se, assim, por um valor arbitrário de 0,50, que melhor se ajustava aos dados, definindo as classes<sup>7</sup> contidas na Tabela 1.

**Tabela 1 – Convergência das 11 classes de valor da produção agropecuária em direção ao estado estacionário. (1996/2006)**

Classes do valor da produção	Limite	Distribuição	Distribuição	Estado
		em 1996	em 2006	Estacionário
Classe 1	0 a 0,5	21.00	24.00	24.69
Classe 2	0.5 a 1	41.50	39.50	39.51
Classe 3	1 a 1.5	21.50	16.50	15.43
Classe 4	1.5 a 2	7.00	8.00	6.80
Classe 5	2 a 2.5	5.00	7.50	8.10
Classe 6	2.5 a 3	3.00	4.00	4.66
Classe 7	3 a 3.5	1.00	0.50	0.81

Fonte: Elaboração do autor.

<sup>5</sup> [www.sidra.ibge.gov.br](http://www.sidra.ibge.gov.br)

<sup>6</sup> Convém destacar que o número total de municípios, conforme o IPEA seria de 246; no entanto, devido à falta de dados para o valor da produção de 1996 para alguns municípios a amostra ficou reduzida para 200.

<sup>7</sup> As distribuições do valor da produção *per capita* da agropecuária foram normalizadas pela média dos municípios do Estado de Goiás. A idéia desse procedimento é possibilitar a classificação das duas distribuições (1996 e 2005) em um mesmo intervalo de classe.

De acordo com os resultados, é possível observar que existem 7 classes do valor da produção da agropecuária. A classe mais pobre é a 1 que vai de 0,02% da média até 50% da média. A classe 2 que vai de 50% da média até a média. A classe 7 é a mais rica, indo de 300% da média até 350% da mesma<sup>8</sup>.

Os resultados da matriz de Markov baseados nas 7 classes do valor da produção podem ser visualizados na Tabela 2.

**Tabela 2 – Matriz de Markov para os municípios goianos.**

Classes	1	2	3	4	5	6	7
1	0.45	0.20	0.19	0.14	0.10	0.17	0.00
2	0.48	0.45	0.30	0.21	0.30	0.17	1.00
3	0.02	0.22	0.21	0.21	0.10	0.17	0.00
4	0.02	0.07	0.19	0.07	0.00	0.00	0.00
5	0.02	0.01	0.09	0.36	0.20	0.33	0.00
6	0.00	0.05	0.02	0.00	0.20	0.17	0.00
7	0.00	0.00	0.00	0.00	0.10	0.00	0.00

Fonte: Elaboração do autor.

Interpretando os resultados, verifica-se na diagonal principal a probabilidade de municípios que estão em uma classe permaneçam nela. As colunas informam a classe que um município estava em 1996, e as linhas, por sua vez, indicam a classe em que o município se encontrava em 2006. Dessa forma, o número da primeira linha, e primeira coluna, indica a probabilidade de um município que estava na classe 1 permanecer nela mesma é de 45%. A pior situação encontrada na matriz de Markov é a que um município que estava na classe 6 e passasse para a classe 5, com uma probabilidade de 33%, e a melhor situação encontrada é a de um município que estava na classe 4 passasse para a classe 5, com probabilidade de 36%.

Na Tabela 3 verifica-se o percentual de municípios que melhoraram e pioraram de classe entre os anos de 1996 e 2006. Pelo resultado encontrado fica evidente que o número de municípios que melhoraram de posição é maior que o de municípios que pioraram, enquanto

<sup>8</sup> O valor médio do valor da produção agropecuária *per capita* dos municípios pertencentes ao Estado de Goiás, no ano de 2006 foi de aproximadamente R\$ 4.570.

que 58 dos municípios pesquisados pioraram de posição, 73 melhoraram e 69 municípios mantiveram sua posição na classe entre os anos de 1996 e 2006.

**Tabela 3 – Aumento (Diminuição) relativa dos municípios goianos entre os anos de 1996 a 2006.**

Número de posições	Melhoraram	%	Pioraram	%	Manteve	%
<b>0</b>	-	-	-	-	69	34.50
<b>1</b>	53	26.50	35	17.50	-	-
<b>2</b>	12	6.00	12	6.00	-	-
<b>3</b>	3	1.50	6	3.00	-	-
<b>4</b>	5	2.50	2	1.00	-	-
<b>5</b>	0	0.00	3	1.50	-	-
<b>Total</b>	<b>73</b>	<b>36.50</b>	<b>58</b>	<b>29.00</b>	<b>69</b>	<b>34.50</b>

Fonte: Elaboração dos autores

Pela estrutura da matriz de probabilidade de transição (Markov) observa-se uma modesta tendência de convergência para classes de maior renda. Para confirmar essa expectativa, deve-se calcular a distribuição de probabilidades para o estado estacionário, que corresponde a solução do sistema de equações em diferenças.

Por meio da matriz especificada na Tabela 2 estimou-se a evolução temporal da distribuição do valor da produção agropecuária *per capita*, que pode ser vista na Tabela 1.

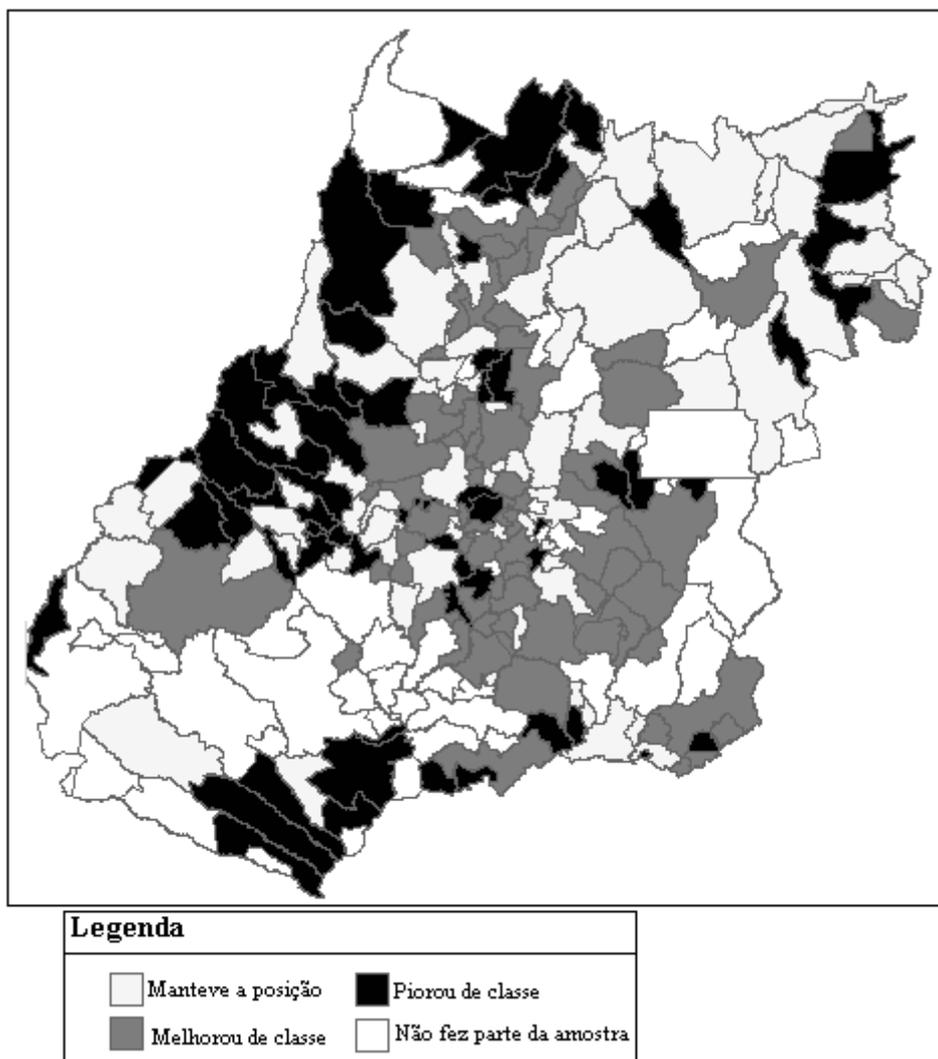
No ano de 1996 e 2006 observa-se que os municípios estavam, em sua maior parte, concentrados na classe 1 e 2, somando respectivamente 62,50% e 63,50% da distribuição, dentre esses municípios o único que cresceu foram os da classe 1, passando de 21% para 24%. A classe 3 foi a que sofreu a maior alteração, passando de 21,50% para 16,50% da distribuição. Porém há um aspecto positivo nessa mudanças, de todas as classes mais ricas, somente a classe 7 não teve aumento na distribuição de 1996 à 2006. A classe 5, por exemplo, foi uma das que mais cresceu, passando de 5% para 7,5% da distribuição.

No estado estacionário, o qual consiste na solução do sistema de equações em diferença descrito na seção 3, indica que no longo prazo os municípios estariam migrando para as classes mais ricas (13,57%), principalmente para as classes 5 e 6, porém em uma

proporção muito pequena. Entre as classes mais ricas a que aumenta a sua participação no longo prazo são os municípios pertencentes a classe 5.

Além disso, observa-se pela distribuição do valor da produção agropecuária *per capita*, que a hipótese de convergência absoluta se mantém, porém de forma muito fraca. O cálculo da velocidade de convergência foi de 0,3787 no período, o que representa, nos termos do corte temporal em que foi feita a distribuição do valor da produção agropecuária *per capita*, aproximadamente 7,14 anos para o setor agropecuário percorrer a metade da distância entre a posição inicial e a de equilíbrio de longo prazo.

Na Tabela 3 percebe-se que a mudança de classes entre os municípios goianos é equilibrada, com moderada vantagem para a melhora, porém, essas mudanças podem estar ocorrendo na melhora de alguns municípios e piora de outros. Na Figura 1 podem-se identificar, espacialmente, quais os municípios tornaram-se mais pobres no setor agropecuário e quais evoluíram entre os anos de 1996-2006.



**Figura 1 – Dispersão espacial dos municípios de acordo com a melhora ou piora das classes de renda.**

Fonte: Elaboração dos autores.

Os municípios que mais evoluíram no setor agropecuário foram os pertencentes ao entorno do Distrito Federal, Região Metropolitana e Sul e Sudeste de Goiás. Pela Figura 1 é visível que dentre os municípios que pioraram, a maioria encontra-se no Oeste, Noroeste e Norte goiano, principalmente na divisa com o Mato Grosso e Tocantins, e outra concentração são dos municípios que se encontram no Sudoeste goiano.

#### 4. CONCLUSÃO

A teoria econômica e as evidências empíricas têm mostrado a possibilidade de convergência entre regiões, porém, as recentes evidências contestam a possibilidade de convergência absoluta. Os resultados obtidos neste trabalho com a variável valor da produção agropecuária *per capita*, no decênio 1996-2006, torna válida a hipótese de convergência absoluta dos municípios do Estado de Goiás. Além disso, o recente crescimento do setor agropecuário, no período analisado, pouco tem contribuído para amenizar a desigualdade existente entre os municípios, observando-se uma tímida melhora do mesmo, fato evidenciado pela moderada convergência para classes 5 e 6 de valor da produção acima da média da região.

A metodologia empregada permitiu identificar a dinâmica distributiva agropecuária em longo prazo. No estado estacionário a maior parte dos municípios goianos tiveram melhora no mesmo nível de classe, sendo que a maior parte destes municípios estão concentrados na parte inferior da distribuição (classes 1 e 2). Esse aspecto evidencia que o crescimento econômico, por si só, está conseguindo amenizar as disparidades existentes entre os municípios do Estado de Goiás, no que tange ao valor da produção agropecuária *per capita*, mesmo que de forma tímida.

Assim, conclui-se que as estimativas apontam para um padrão de convergência moderada, no sentido que os municípios, em sua maioria, estão conseguindo, em média, criar trajetórias de crescimento sustentado que os levem para classes superiores de valor da produção. Em outras palavras, no período analisado, o hiato de crescimento do valor da produção *per capita* tiveram melhoras, mesmo que modestas.

#### 5. REFERÊNCIAS

ALVES, L. F.; FONTES, R. Clubes de Convergência entre os Municípios de Minas Gerais. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 32, n. Especial, p. 546-568, 2001.

ARRAES, R. D. A. *Hipótese de Convergência da Renda per Capita e da Produtividade Setorial para o Nordeste*. Texto para discussão, n.169, CAEN/UFC, Fortaleza,, 1997.

AZZONI, C. Economic Growth and regional income inequality in Brazil. *The Annals of Regional Science*, v. 35, p. 133-152, 2001.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic Growth*. 2nd. ed. Londres: The MIT Press, 1991.

BICKENBACH, F.; BODE, E. *Markov or not Markov – This should be a question*. In: Congress of the European Regional Science Association, August, Dortmund. 2002. p.27-31.

CHESHIRE, P.; MAGRINI, S. Endogenous Processes in European Regional Growth: Convergence and Policy. *Growth and Change*, v. 31, p. 455-479, 2000.

DEVROYE, L.; GYORF, L. *Nonparametric density estimation: The L1 view*. New York: John Wiley, 1985.

FREEDMAN, D.; DIACONIS, P. On the histogram as a density estimator: L2 theory. *Zeitschrift fur Wahrscheinlichkeitstheorie und verwandte Gebiete*, v. 57, p. 453-476, 1981.

GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A.; CARVALHO, J. R. Condicionantes de Clubes de Convergência no Brasil. *Estudos Economicos*, v. 37, n. 1, p. 71-100, 2007.

JONES, C. I. *Introdução a teoria do crescimento econômico*. Rio de Janeiro: Campus, 2000.

LAURINI, M.; ANDRADE, E.; PEREIRA, P. L. V. Clubes de Convergência de Renda para os Municípios Brasileiros: Uma Análise Não-Paramétrica. *Ibmec Working Paper - WPE*, 2003.

MAGRINI, S. The evolution of income disparities among the regions of the European Union. *Regional Science and Urban Economics*, v. 29, n. 2, p. 257,281, 1999.

MANKIW, N.; ROMER, D.; WEIL, D. A. A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly journal of economics*, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.

OLIVEIRA JÚNIOR, J. N.; CASTELAR, I.; FERREIRA, R. T. Convergência Microrregional no Setor Agrícola usando um Modelo Threshold. *Revista ANPEC*, v. 10, p. 95-125, 2009.

OREIRO, J. L. Progresso tecnológico, crescimento econômico e as diferenças internacionais nas taxas de crescimento da renda per capita: uma crítica aos modelos neoclássicos de crescimento. *Economia e Sociedade*, v. 12, p. 41-67, 1999.

PAGAN, A.; ULLAH, A. *Nonparametric econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

PESSOA, F. D. M.; GOMES, M. F. M.; SALVATO, M. A.; CORONEL, D. A.; FREITAS, C. A. D. *Análise das Disparidades Regionais do Setor Agropecuário Brasileiro, 1995 a 2005*. In: XLVII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Porto Alegre - RS. Anais da Sober, 2009.

ROMER, D. *Advanced Macroeconomics*. New York: McGraw-Hill, 1996.

SALA-I-MARTIN, X. Regional Cohesion : evidence and theories of regional growth and convergence. *European Economic Review*, v. 40, p. 1325-1352, 1996.

SCOTT, D. W. On optimal and data-based histograms. *Biometrika*, v. 66, p. 605-610, 1979.

SIMON, C. P.; BLUME, L. *Matemática para economistas*. Porto Alegre: Bookman, 2004.

SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

STÜLP, V. J.; FOCHEZATTO, A. A evolução das disparidades regionais no Rio Grande do Sul: uma aplicação de matrizes de Markov. *Nova Economia*, v. 14, n. 1, p. 39-66, 2004.

VIEIRA, N. M.; SONAGLIO, C. M.; CARVALHO, F. M. A. D. Convergência de renda na Amazônia legal: estudo no arco do povoamento adensado. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*, v. 4, n. 4, p. 136-171, 2008.