

# EDUCAÇÃO, CRÉDITO E CONVERGÊNCIA DA RENDA AGROPECUÁRIA EM MINAS GERAIS, 1996-2006

*Tharcisio Alexandrino Caldeira\**

*Maurinho Luiz dos Santos\*\**

*Rosa Maria Olivera Fontes\*\*\**

*Marcelo José Braga\*\*\*\**

## RESUMO

O presente trabalho teve como objetivo analisar o processo de convergência de renda do setor agropecuário nos municípios do Estado de Minas Gerais durante o período 1996-2006, além de quantificar o impacto das políticas creditícias e educacionais sobre o crescimento econômico do setor agropecuário mineiro. Para tanto, este trabalho fundamentou-se na teoria do crescimento econômico e convergência de renda, bem como nas relações entre crédito rural, capital humano e crescimento econômico. Foram utilizados os modelos de  $\beta$ -convergência absoluta e condicional e os testes propostos por Quah (1993) e Drennan e Lobo (1999). Os resultados obtidos nos testes de  $\beta$ -convergência indicaram a existência de convergência absoluta da renda agropecuária entre os municípios de Minas Gerais. Além disso, as inserções das variáveis condicionantes ligadas ao crédito rural e ao investimento em capital humano afetaram positivamente o processo de convergência de renda, reduzindo o tempo gasto para que os municípios alcancem o estado estacionário. No entanto, este processo de convergência se mostra lento, de forma que, atualmente, ainda persistem as diferenças entre as regiões do estado.

**Palavras-Chave:** Convergência de Renda, Setor Agropecuário, Minas Gerais.

**Área Temática:** Economia Mineira

**Classificação JEL:** C33, O18, O47

---

\* Professor Assistente do IFET Sudeste de Minas, campus Muriaé. Mestre em Economia Aplicada pela UFV. E-mail: tharcisio\_economista@yahoo.com.br.

\*\* Professor Associado II da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: mlsantos@ufv.br.

\*\*\* Professora Titular da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: rfontes@ufv.br.

\*\*\*\* Professor Associado I da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: mjbraga@ufv.br

## 1. INTRODUÇÃO

O setor agropecuário mineiro possui um papel de elevada relevância para a economia mineira e nacional. Isto porque Minas Gerais contribui com mais de 14% de todo o PIB agropecuário do país, além de alocar cerca de dois milhões de trabalhadores, o que representa pouco mais de 22% de toda a população ocupada do estado (FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO – FJP, 2008). A Tabela 1 mostra que o PIB agropecuário *per capita* mineiro aumentou a uma taxa geométrica de cerca de 4% ao ano, entre 1996 e 2006. Neste mesmo período, apesar da participação do setor agropecuário na economia mineira ter se reduzido, a participação da agropecuária mineira na economia agropecuária nacional aumentou pouco mais de 2% ao ano, tornando o Estado de Minas Gerais o mais importante em termos de participação nacional.

**Tabela 1** – Evolução e participação relativa do PIB agropecuário mineiro sobre o PIB total do estado e sobre o PIB agropecuário brasileiro.

Ano	PIB Agropecuário MG <i>per capita</i>	PIB Total MG <i>per capita</i>	PIB Agro MG / PIB Total MG	PIB Agro MG / PIB Agro Brasil
1996	R\$ 3.511,18	R\$ 10.013,75	8,54%	11,30%
1997	R\$ 3.678,62	R\$ 10.195,72	8,01%	11,09%
1998	R\$ 3.852,25	R\$ 9.917,44	8,63%	11,29%
1999	R\$ 4.270,34	R\$ 9.423,03	8,75%	11,45%
2000	R\$ 4.363,30	R\$ 9.918,90	7,87%	10,91%
2001	R\$ 3.805,13	R\$ 9.607,03	6,90%	8,41%
2002	R\$ 4.969,90	R\$ 9.653,56	8,74%	13,25%
2003	R\$ 5.347,22	R\$ 9.758,18	9,06%	12,42%
2004	R\$ 5.696,52	R\$ 10.624,57	8,70%	13,39%
2005	R\$ 5.424,18	R\$ 10.629,57	8,08%	14,80%
2006	R\$ 5.209,42	R\$ 11.027,75	7,31%	14,11%

**Fonte:** Elaborada a partir de dados do Instituto de Pesquisas Econômicas Avançadas – IPEA (2009)

A distribuição da atividade agropecuária no estado é bastante diversificada, de acordo com a maneira e a intensidade em que ocorreu a inserção de novas formas de cultivo e mecanização, entre as regiões do Estado de Minas Gerais. Segundo o Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais – BDMG (2002), tornou-se nítida, ao longo dos anos, a maior importância das áreas Sudoeste e Oeste de Minas na geração do PIB agropecuário, devido ao maior grau de utilização de modernos fatores produtivos. O nordeste do estado apresenta menor participação no PIB agropecuário, uma vez que este setor encontra-se em estado primitivo em grande parte dos municípios desta parte do estado. Além disso, características edafoclimáticas e sócio-econômicas são determinantes no que diz respeito ao ritmo do crescimento econômico de cada região mineira.

Neste contexto de diversidade apresentado pela agropecuária mineira, os estudos sobre crescimento econômico têm como um de seus principais objetivos explicar os fatores que levam uma determinada região a apresentar diferentes taxas de crescimento econômico, em relação à outra. Estas diferenças relativas ao processo de crescimento econômico afetam diretamente o processo de redução da desigualdade e, conseqüentemente, de redução da pobreza. Neste sentido, diferenças de infra-estrutura podem contribuir decisivamente para a determinação do comportamento do processo de crescimento econômico de uma determinada região, gerando a necessidade dos estudos sobre a identificação dos fatores que provocam estas diferenças (AGHION *et al.*, 1999).

Visando a redução das desigualdades socioeconômicas no campo, diversas políticas públicas foram formuladas, nas últimas décadas. A política de crédito rural, por exemplo,

procura financiar as atividades agropecuárias de produtores que não possuem recursos próprios para tanto. Assim, estes produtores teriam a possibilidade de expandir sua produção, gerando mais renda e empregos no campo. Políticas de cunho educacional, visando um maior investimento em capital humano, por sua vez, têm como objetivo a melhor capacitação da mão-de-obra, o que possibilitaria o aumento da produtividade, a redução dos custos unitários e o aumento da produção e renda.

Baseado na premissa da existência de convergência de renda entre os municípios mineiros, o presente trabalho teve como objetivo identificar como se deu o processo de crescimento econômico do setor agropecuário no Estado de Minas Gerais, entre 1996 e 2006, bem como identificar se políticas educacionais e de crédito rural auxiliaram o processo de convergência de renda. Para tanto, este trabalho procurou testar a hipótese de convergência absoluta e condicional da renda agropecuária, por meio dos testes utilizados por Mankiw, Romer e Weil (1992), Quah (1993) e Drennan e Lobo (1999).

Os questionamentos levantados por este trabalho têm como referência pesquisas anteriores sobre o processo de crescimento econômico do Estado de Minas Gerais, como os trabalhos de Alves e Fontes (2001), Pimentel e Haddad (2004) e Silva, Fontes e Alves (2005), que indicaram a existência de convergência da renda *per capita* no Estado de Minas Gerais. Baseado nestes estudos sobre a economia mineira, o presente trabalho procurou aplicar tal conhecimento especificamente apenas ao setor agropecuário mineiro, visando contribuir para uma melhor definição deste setor, bem como subsidiar os formuladores de políticas públicas na elaboração de medidas eficientes para a redução das desigualdades no campo.

O artigo está organizado em quatro seções, além desta introdução. A próxima seção diz respeito ao referencial teórico utilizado como base para o procedimento analítico, que será detalhado na seção subsequente. A quarta seção se concentra na discussão dos resultados obtidos, e a quinta seção define as conclusões extraídas deste trabalho.

## **2. REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1. A Teoria do Crescimento Econômico e a Convergência de Renda**

#### **2.1.1. O Modelo de Solow (1956) e as Premissas Neoclássicas**

As primeiras contribuições relevantes para a compreensão do processo de convergência de renda vieram com o trabalho de Solow (1956), que se propôs a construir um modelo de crescimento econômico de longo prazo baseado em premissas neoclássicas. De acordo com tais premissas, a forma estrutural da função de produção proposta por Solow (1956) faz com que, independentemente do nível inicial da relação capital-trabalho, as taxas de crescimento de capital e trabalho convergirão em direção a um nível de equilíbrio estável, pois a variação dos preços dos fatores provocará o ajustamento automático das forças de oferta e demanda por fatores de produção, causando o equilíbrio da relação capital-trabalho e, conseqüentemente, a determinação da taxa de crescimento equilibrado de longo prazo. Este ponto é chamado na literatura econômica de estado estacionário, ou *steady-state*.

Mankiw, Romer e Weil (1992) resolveram examinar se o modelo de Solow (1956) é consistente com a variação internacional no padrão de vida observado. Os autores argumentaram que as previsões do modelo de Solow são, em um primeiro momento, condizentes com as evidências observadas. Estas indicaram que tanto a poupança quanto a taxa de crescimento populacional afetam a renda da forma que Solow previa. Além disso, mais de 50% da variação da renda *per capita* pode ser explicada por estas duas variáveis.

No entanto, o modelo de Solow (1956) diverge em alguns aspectos em relação aos resultados empíricos observados. As maiores críticas do modelo de Solow giram em torno das evidências empíricas que indicam divergência de renda entre os países observados. Nesse sentido, Mankiw, Romer e Weil (1992) argumentam que é indevido se esperar que as economias cresçam rumo a um único estado estacionário. Mais que isso, o próprio Solow (1956) previu que, em geral, as economias tenderiam a alcançar diferentes estados estacionários. Isto porque Solow previu um único estado estacionário somente no caso das taxas de poupança e crescimento populacional serem iguais para todos os países. Analisando um grupo de países cuja divergência de renda já havia sido diagnosticada em estudos anteriores, Mankiw, Romer e Weil (1992) concluíram que, ao se levar em conta as diferenças nos níveis de poupança e nos níveis de crescimento populacional destes países, estes apresentam, sim, evidências claras de convergência de renda, e em uma magnitude semelhante à prevista no modelo.

### **2.1.2. A Crítica de Quah (1992) à Abordagem Neoclássica**

Quah (1992) critica as análises da dinâmica de crescimento e distribuição da renda baseadas no modelo neoclássico de crescimento econômico. Segundo ele, a abordagem neoclássica resume bruscamente as características responsáveis pela dinâmica do crescimento econômico em apenas uma única estatística – uma taxa média de crescimento ou uma tendência de crescimento – e analisa a maneira pela qual esta única estatística se relaciona, em um *cross-section*, com os fatores explicativos propostos. Para Quah (1992), esta abordagem é informativa apenas se os movimentos permanentes da renda forem bem explicados por suaves tendências temporais, de forma que os determinantes do crescimento econômico devem ser considerados invariantes em reação ao tempo.

Para comprovar que estes determinantes do crescimento econômico variam no tempo, contestando a confiabilidade da abordagem neoclássica, Quah (1992) analisa a relação entre a tendência linear e os parâmetros da regressão de convergência neoclássica, para cada um dos 118 países observados entre 1962 e 1985, além de testar a hipótese de quebra de tendência no período 1973-1974, quando ocorreu o choque do petróleo. Os resultados indicaram a instabilidade dos padrões de crescimento de longo prazo em cada país. Além disso, o crescimento da variabilidade aponta para a existência de distúrbios de grande porte, na demanda ou na produtividade, em direção ao fim do período estudado, indicando a não-convergência condicional de renda.

Uma vez comprovada a falta de confiabilidade nos modelos baseados na abordagem neoclássica, Quah (1992) propõe um método alternativo para analisar a dinâmica de crescimento econômico, baseado na pressuposição de que a probabilidade de variação dos determinantes do crescimento econômico é proporcional à incidência destas variações em períodos anteriores. Os resultados obtidos por Quah (1992) mostram que os países ricos continuarão ricos, os países pobres continuarão pobres, e os países intermediários se deslocarão para uma destas duas categorias, de forma que o *gap* entre os países ricos e os pobres tende a aumentar com o passar do tempo.

### **2.1.3. O modelo alternativo de Drennan e Lobo (1999)**

Drennan e Lobo (1999) também criticam a validade do modelo de convergência baseado em premissas neoclássicas, baseados no fato que os resultados obtidos neste tipo de modelo não são suficientes para comprovar a existência de convergência de renda. Isto porque, como afirma Quah (1993), as regressões formuladas dessa forma incorrem em uma falácia clássica de regressão em torno da média, ou seja, estas regressões apontam para resultados ilusórios, não condizentes com a verdadeira realidade.

A partir disso Drennan e Lobo (1999), para não caírem na armadilha da falácia da regressão em torno da média, propõem um pequeno teste de hipótese de dependência entre a taxa de crescimento da renda *per capita* e seu respectivo nível inicial. Isto porque, em caso de independência entre tais variáveis, não há como afirmar que existe de fato uma relação entre estas duas variáveis. Com esse simples teste, os autores escapam da falácia de admitir uma hipótese que pode não ser verdadeira.

### 3. PROCEDIMENTO ANALÍTICO

#### 3.1. Convergência de Renda em um Modelo de Dados em Painel

Os estudos sobre convergência de renda, em geral, utilizam dados de cortes transversais – *cross section* – na estimação de seus respectivos testes. Entretanto, como indicou Maranduba Júnior (2007), a utilização de dados desta forma não permite a consideração de características que possam afetar as dotações iniciais das regiões observadas. Por exemplo, os efeitos do progresso tecnológico, ao longo do tempo, não são captados ao se estimar um modelo com base em dados em *cross section*.

A disposição dos dados em forma de painel, agrupando dados de cortes transversais ao longo do tempo, apresenta diversas vantagens em relação a utilização de dados de *cross-section*, segundo Hsiao (2006). Dados em painel fornecem ao pesquisador um número significativo maior de observações, elevando os graus de liberdade<sup>1</sup> e reduzindo a colinearidade entre as variáveis. Além disso, a maior vantagem da utilização dos dados em painel é a possibilidade de se observar fenômenos ligados às mudanças na dinâmica evolutiva das variáveis, ao longo do período estudado, o que não é possível na análise com dados em *cross-section*. Outra vantagem da análise com dados em painel é a redução de certos efeitos provocados por omissão ou má especificação de variáveis correlacionadas com as variáveis explicativas. Controlando a heterogeneidade existente entre as observações, isola-se os efeitos destas variáveis não mensuradas.

Uma vez definida a estimação por dados em painel, a convergência absoluta da renda agropecuária *per capita*, para os municípios mineiros, pode ser testada por meio da seguinte equação, proposta por Barro e Sala-i-Martin (1995):

$$G_{it} = \alpha_i + \beta_1 PIB_{i,t-1} \quad (1)$$

onde  $G_{it}$  é o logaritmo da taxa de crescimento anual do PIB agropecuário *per capita*, para cada município  $i$ , em um determinado ano e  $PIB_{i,t-1}$  é o logaritmo do PIB agropecuário *per capita* do ano imediatamente anterior ao ano em questão.

A hipótese de convergência de renda é comprovada se a taxa de crescimento do PIB agropecuário *per capita* apresentar uma relação inversa – e estatisticamente significativa – em relação ao PIB agropecuário *per capita* do ano anterior.

A convergência condicional da renda agropecuária *per capita*, estimada através da inclusão de variáveis explicativas que possam auxiliar no processo de convergência, pode ser testada por meio da seguinte equação:

$$G_{it} = \alpha_1 + \beta_1 PIB_{i,t-1} + \beta_2 ESC_{i,t-1} + \beta_3 CREDITO_{i,t-1} \quad (2)$$

onde  $G_{it}$  é o logaritmo da taxa de crescimento do PIB agropecuário *per capita* de um ano em relação ao ano anterior;  $PIB_{i,t-1}$  é o logaritmo do PIB agropecuário *per capita* do período anterior, expresso em reais;  $ESC_{i,t-1}$  é o investimento em capital humano do período anterior,

---

<sup>1</sup> Graus de liberdade são a diferença entre o número de observações e o número de parâmetros, ou seja, são o número de observações independentes da amostra (GUJARATI, 2005).

aqui representado pela escolaridade dos trabalhadores do setor agropecuário, expressa em anos de estudo; e  $CREDITO_{i,t-1}$  expressa o valor do crédito rural obtido no ano anterior, em dezenas de milhões de reais.

A fim de captar as características de cada região de planejamento do Estado de Minas Gerais, foi estimada uma terceira regressão de convergência, por meio da seguinte equação:

$$G_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 PIB_{i,t-1} + \beta_2 ESC_{i,t-1} + \beta_3 CREDITO_{i,t-1} + D_1 AP + D_2 CO + D_3 JM + D_4 MA + D_5 NO + D_6 N + D_7 RD + D_8 S + D_9 TM \quad (3)$$

onde  $G_{i,t}$  é o logaritmo da taxa de crescimento do PIB agropecuário *per capita* de um ano em relação ao ano anterior;  $PIB_{i,t-1}$  é o logaritmo do PIB agropecuário *per capita* do período anterior, expresso em reais;  $ESC_{i,t-1}$  é o investimento em capital humano do período anterior, aqui representado pela escolaridade dos trabalhadores do setor agropecuário, expressa em anos de estudo; e  $CREDITO_{i,t-1}$  expressa o valor do crédito rural obtido no ano anterior, em dezenas de milhões de reais. As nove variáveis *dummy* inseridas na equação se referem ao fato do município em questão se encontrar nas regiões de planejamento do Alto Paranaíba, Centro-Oeste, Jequitinhonha-Mucuri, Zona da Mata, Nordeste, Norte, Rio Doce, Sul e Triângulo Mineiro. Não foi incluída uma *dummy* para a região Central para se evitar a perfeita multicolinearidade entre os regressores<sup>2</sup>. A inserção destas variáveis permitirá a captação de características específicas a cada uma das regiões de planejamento do estado, permitindo a identificação de fatores que possam contribuir para a diferenciação do comportamento do processo de crescimento econômico.

Cabe ressaltar que (3) não pode ser estimado pelo modelo de efeitos fixos, por incluir variáveis constantes ao longo do tempo<sup>3</sup>.

As equações (1), (2) e (3) podem ser estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários – MQO. No entanto, existe a hipótese de não-normalidade dos resíduos, que torna esta forma de estimação ineficiente. Para testar a hipótese nula de normalidade dos resíduos, utiliza-se o teste de Jarque-Bera (GUJARATI, 2005). Caso a hipótese nula seja rejeitada, os estimadores do modelo MQO perdem sua eficiência. Neste caso, a melhor solução seria a estimação por Mínimos Quadrados Generalizados – MQG, segundo Marques (2000).

Contudo, Wooldridge (2002) ressalta que a análise com dados em painel não está isenta de problemas, pois a não consideração de eventuais diferenças nos coeficientes, ao longo das unidades seccionais e/ou ao longo do tempo, provocaria o enviesamento dos parâmetros.

Estes eventuais efeitos não-observados são denominados *efeitos fixos* quando são interpretados como um parâmetro a ser estimado para cada observação de corte transversal, ou seja, quando tais efeitos são características individuais de cada observação, invariáveis ao longo do tempo. Quando os efeitos não-observáveis são independentes em relação às observações e em relação às variáveis explicativas, então eles são definidos como *efeitos aleatórios* (WOOLDRIDGE, 2002).

Para determinar o comportamento dos efeitos não-observáveis, deve-se levar em conta a natureza dos dados e a forma de coleta dos mesmos. Além disso, Hausman (1978) propôs um teste formal para definir o comportamento destes efeitos. O teste de Hausman consiste em identificar se existe alguma correlação entre os efeitos não observados e os regressores. Caso estes efeitos não apresentem correlação com os estimadores, os resultados da estimação pelo modelo de efeitos fixos são semelhantes aos resultados obtidos com os estimadores de efeitos aleatórios. No entanto, caso os resultados obtidos com os efeitos

<sup>2</sup> Para maiores informações sobre a “armadilha da variável *dummy*”, ver Gujarati (2005), cap. 13.

<sup>3</sup> No modelo de efeitos fixos, todas as variáveis constantes no tempo são eliminadas para que o modelo capte com precisão a variação temporal dos dados.

aleatórios sejam muito diferentes dos apresentados pelo modelo de efeitos fixos, significa que existe alguma correlação entre os efeitos não-observados e os regressores. Neste caso, a estimação pelo modelo de efeitos fixos é a mais recomendada.

O procedimento para a execução do teste de Hausman consiste em estimar o modelo de efeitos aleatórios, bem como o modelo de efeitos fixos, e comparar os resultados obtidos da seguinte maneira:

$$TH = (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA})' [V_{EF} - V_{EA}]^{-1} (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}) \quad (4)$$

onde as hipóteses  $H_0$  e  $H_1$ , a seguir, são testadas com base na estatística  $\chi^2$  com  $k$  graus de liberdade, onde  $k$  é a dimensão de  $\beta$ :

$H_0$ : efeitos não correlacionados com parâmetros;

$H_1$ : efeitos são correlacionados com os parâmetros

A não rejeição da hipótese nula implica que o melhor modelo a ser utilizado é o modelo de efeitos aleatórios. A rejeição desta hipótese, por sua vez, implica que o melhor modelo é o de efeitos fixos (WOOLDRIDGE, 2002).

A partir da estimação do modelo de convergência, é possível determinar a velocidade da convergência de renda, bem como a meia-vida – ou *half-life* – que define o tempo gasto para que as regiões percorram a metade da distância entre o atual estado da economia e o estado estacionário da mesma. A velocidade da convergência ( $\theta$ ) e a meia-vida do processo de convergência de renda ( $\tau$ ) podem ser definidas pelas seguintes equações:

$$\theta = \left| \frac{-[\ln(1 - \beta.T)]}{T} \right| \quad \text{e} \quad \tau = \frac{\ln(2)}{\theta} * T \quad (5)$$

onde  $\beta$  é o parâmetro referente à relação entre o vetor das variáveis explicativas da equação de convergência de renda – neste caso, o PIB agropecuário, o capital humano e o crédito rural, referentes ao período anterior – e a taxa de crescimento da renda *per capita*, e  $T$  é o período observado na análise.

### 3.2. Teste de Quah (1993)

Quah (1993) propõe um teste alternativo para analisar a convergência de renda, composto de um modelo de probabilidade de transições para as distribuições de renda. Desta forma, não incorre no erro de considerar que os parâmetros observados são invariáveis ao longo do tempo. Este teste é baseado na utilização de cadeias discretas de Markov para aproximar e estimar uma tendência de transição para as distribuições.

Segundo Porto Júnior e Ribeiro (2003), uma cadeia de Markov (discreta, finita, e de primeira ordem) é um processo estocástico no qual a probabilidade  $p_{i,j}$  de uma variável aleatória  $X$  estar em um estado  $j$  em qualquer ponto do tempo  $t + 1$  depende apenas do estado  $i$  em que ela estava em  $t$ , não dependendo dos períodos anteriores, ou seja, a probabilidade de um município mudar de seu atual estrato para outro independe de como ele alcançou o estrato atual. Desta forma, tem-se:

$$P\{X(t+1) = j \mid X(0) = i_0, \dots, X(t) = i\} = P\{X(t+1) = j \mid X(t) = i\} = p_{i,j} \quad (6)$$

Quah (1993) explicitou a evolução das distribuições por meio da seguinte tendência de transição:

$$F_{t+1} = M \cdot F_t \quad (7)$$

em que  $F_t$  denota a distribuição da renda entre os países no período  $t$ , e  $M$  é a matriz de probabilidades de transição (de ordem  $i \times j$ ), que expressa informações sobre a probabilidade de uma economia situada no estado  $i$  se transferir para o estado  $j$ .

Conforme procedimento adotado por Silva, Fontes e Alves (2005), partindo da suposição de que este processo é constante ao longo do tempo, e ordenando tais probabilidades como uma Matriz de Transição de ordem  $k$ , tem-se que:

$$p(t+1) = p(t)M = p(0)M^t \quad (8)$$

em que  $p(t)$  é um vetor-linha cujos elementos são as probabilidades  $p_i(t)$ , e  $M^t$  é o produto de  $t$  matrizes  $M$  idênticas.

Após um grande número de períodos,  $P(t+1) = P(t)$ , pode-se considerar tal vetor como um vetor de equilíbrio de longo prazo, denominado *vetor de probabilidades em estado estacionário*. Tal vetor pode ser representado por:

$$p = pM \quad (9)$$

onde o vetor  $p$  caracteriza a provável distribuição de longo prazo do PIB *per capita*, dependente apenas da matriz de probabilidades de transição.

Este teste visa analisar toda a dinâmica de distribuição do PIB agropecuário nos municípios mineiros, bem como estimar a probabilidade de algum município alterar seu nível de estado estacionário. Os estratos foram selecionados de acordo com a diferença entre o PIB agropecuário *per capita* do município e o PIB agropecuário *per capita* estadual, da seguinte forma:

- Municípios muito pobres: municípios que apresentam PIB agropecuário *per capita* menor que 40% em relação ao PIB agropecuário *per capita* mineiro;
- Municípios pobres: possuem PIB agropecuário *per capita* entre 40% e 80% em relação ao PIB agropecuário *per capita* mineiro;
- Municípios de renda agropecuária média: municípios que tem PIB agropecuário *per capita* entre 80% e 120% em relação ao PIB agropecuário *per capita* mineiro;
- Municípios ricos: possuem PIB agropecuário *per capita* entre 120% e 160% em relação ao PIB agropecuário *per capita* mineiro;
- Municípios muito ricos: municípios que apresentam PIB agropecuário *per capita* acima de 160% em relação ao PIB agropecuário *per capita* mineiro.

A estratificação dos municípios, necessária à realização do teste de Quah, é realizada de forma subjetiva, não havendo um padrão formal de estratificação. O presente trabalho estratificou os municípios mineiros baseados nos critérios utilizados por Silva, Fontes e Alves (2005) e Viera *et al.* (2008).

### 3.3. Teste de Drennan e Lobo (1999)

Drennan e Lobo (1999) propuseram testar a hipótese de independência entre dois eventos, definidos em função do PIB *per capita* e de sua taxa de crescimento, a fim de identificar a existência de convergência de renda.

Segundo os autores, a probabilidade condicional de ocorrência do evento B ocorrer, uma vez que o evento A ocorreu, é dada por:

$$p = P(B|A) = \frac{p(B \cap A)}{P(A)}; \quad (10)$$

quando os eventos são independentes, então  $P(B|A) = P(B)$ . A hipótese de independência pode ser testada da seguinte maneira:

$$H_0 = P(B|A) = P(B), \quad (11)$$

$$H_a = P(B|A) \neq P(B), \quad (12)$$

com o teste Z calculado como:

$$Z = \frac{p - \pi}{\sigma} = \frac{P(B|A) - P(B)}{\sigma}, \quad (13)$$

em que  $p$  é a probabilidade condicional,  $\pi = P(B)$ , e o valor Z crítico ( $Z_{c=0,01}$ ) é igual a  $\pm 2,58$ . O erro padrão,  $\sigma$ , é obtido por meio do seguinte cálculo:

$$\sigma = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}, \quad (14)$$

onde  $n$  é o número de observações.

A rejeição da hipótese nula implica que existe uma relação de dependência entre o PIB *per capita* de uma região e sua respectiva taxa de crescimento, caracterizando assim a convergência absoluta de renda.

De acordo com este modelo, o evento A reproduz a razão entre o PIB agropecuário *per capita* de cada município mineiro e o PIB agropecuário *per capita* do Estado de Minas Gerais, em um dado período, de forma que  $A_1$  ocorre quando tal razão é menor que 1, e  $A_2$  ocorre quando tal razão é maior que 1, ou seja:

$$A_1 : \frac{PIB_{mun}}{PIB_{est}} < 1 \quad (15)$$

$$A_2 : \frac{PIB_{mun}}{PIB_{est}} > 1 \quad (16)$$

O evento B, por sua vez, reproduz a razão entre a taxa de crescimento do PIB agropecuário *per capita* de cada município mineiro e o PIB agropecuário *per capita* do Estado de Minas Gerais. Assim,  $B_1$  ocorre quando tal razão é menor que 1, e  $B_2$  ocorre quando tal razão é maior que 1, ou seja:

$$B_1 : \frac{\% \Delta PIB_{mun}}{\% \Delta PIB_{est}} < 1 \quad (17)$$

$$B_2 : \frac{\% \Delta PIB_{mun}}{\% \Delta PIB_{est}} > 1 \quad (18)$$

De acordo com Drennan e Lobo (1999), a hipótese de  $\beta$ -convergência absoluta estabelece que municípios com PIB *per capita* menor que o PIB *per capita* estadual devem crescer a taxas maiores que a taxa de crescimento estadual. Inversamente, municípios com PIB *per capita* maior que o PIB *per capita* estadual devem crescer a uma taxa menor que a taxa de crescimento estadual.

A hipótese de convergência condicional, por sua vez, aceita quatro possibilidades diferentes, a saber:

- $B_1A_2$ : Crescimento municipal menor que o crescimento estadual, com PIB *per capita* inicial maior que o PIB *per capita* estadual;
- $B_2A_1$ : Crescimento municipal maior que o crescimento estadual, com PIB *per capita* inicial menor que o PIB *per capita* estadual;
- $B_2A_2$ : Crescimento municipal maior que o crescimento estadual, com PIB *per capita* inicial maior que o PIB *per capita* estadual;
- $B_1A_1$ : Crescimento municipal menor que o crescimento estadual, com PIB *per capita* inicial menor que o PIB *per capita* estadual;

Todos os cenários acima descritos são testados pelo teste Z, no intuito de comprovar ou não a hipótese nula de independência entre os eventos A e B, ou seja, a hipótese de independência entre as taxas de crescimento da renda *per capita* e os níveis iniciais da

mesma. A rejeição da hipótese nula de independência entre os eventos A e B implica na existência de  $\beta$ -convergência absoluta de renda.

Além disso, Drennan e Lobo (1999) propõem o teste de  $\sigma$ -convergência, não só para a taxa de crescimento do PIB agropecuário *per capita* dos municípios mineiros, mas também para a variável relativa ao PIB agropecuário *per capita* municipal, para cada ano estudado.

### **3.4. Fonte de Dados**

Os dados relativos ao PIB Agropecuário foram obtidos no IPEA (2009). A população rural – necessária para a estimação *per capita* do PIB agropecuário – foi obtida através de projeções a partir de dados das Estimativas da População e dos Censos Demográficos do IBGE (1991;2000;2009). Dados referentes à escolaridade foram obtidos no Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira – INEP (2008) e no Ministério do Trabalho e Emprego – MTE (1996-2006). Os dados referentes ao crédito rural foram obtidos no BACEN (1996-2006). O PIB Agropecuário foi deflacionado por meio do deflator implícito do PIB, a preços de 2006, obtido na Fundação Getúlio Vargas (2009). Os valores referentes ao crédito rural foram deflacionados pelo IGP-DI, a preços de 2006, também obtidos na FGV (2009b).

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1. Teste de Convergência da Renda Agropecuária *per capita* em um Modelo de Dados em Painel

A análise de convergência da renda agropecuária *per capita* é fundamental para a compreensão do processo de crescimento econômico deste setor. Seus resultados podem determinar quais fatores influenciam significativamente a dinâmica de distribuição de renda.

Os modelos a seguir foram estimados por Mínimos Quadrados Generalizados. O método de Mínimos Quadrados Generalizados – MQG – foi o mais adequado às análises, uma vez que em todas as análises de convergência feitas via Mínimos Quadrados Ordinários – MQO – o teste de Jarque-Bera identificou distribuições não-normalizadas dos erros. Segundo Wooldridge (2002), a estimação por MQG reduz o impacto da não-normalidade dos resíduos sobre o modelo estimado, de forma que o modelo possa conviver com a não-normalidade dos resíduos, caso esta ainda persista na estimação.

A Tabela 2 indica uma relação inversamente proporcional entre a taxa de crescimento do PIB agropecuário *per capita* de um determinado período e o PIB agropecuário *per capita* do período imediatamente anterior, caracterizando assim a convergência absoluta de renda.

De acordo com os resultados encontrados, os municípios mineiros precisarão de aproximadamente 66 anos para alcançar seu estado estacionário. A hipótese de convergência absoluta de renda mostrou-se significativa a 1%, sendo que este modelo é capaz de explicar 53,45% das variações na taxa de crescimento da renda agropecuária *per capita*.

De acordo com os resultados apresentados, os municípios mineiros mais pobres levarão pouco mais de 66 anos para eliminarem as disparidades em relação aos municípios mais ricos, alcançando, assim, o estado estacionário. Além disso, a partir da tabela a seguir também é possível afirmar que a cada elevação de 1% no PIB agropecuário *per capita* do município, a taxa de crescimento desta variável apresentará uma redução de aproximadamente 1,05%<sup>4</sup>.

**Tabela 2** – Convergência absoluta da renda agropecuária *per capita* nos municípios mineiros, entre 1996-2006, via Mínimos Quadrados Generalizados (*cross-section weights*) com efeitos fixos.

---

Variável Dependente: G

Método: MQG

Observações Transversais: 756      Períodos: 10

Correção de Heterocedasticidade via Correção de White (*cross-section*)

---

Variável	Coefficiente	Std. Error	Estatística-t	p-valor
C	8,579279	0,162140	52,91267	0,0000
PIB(-1)	- 1,049223	0,019472	- 53,88251	0,0000
R <sup>2</sup>	0,538240	F-statistic		10,48912
R <sup>2</sup> Ajustado	0,486926	Prob. (F-statistic)		0,000000
Teste Hausman	68,82971	Prob. (Teste Hausman)		0,000000
Teste <i>F</i> pooled	1,777224	Prob. (Teste <i>F</i> pooled)		0,000000
Meia-Vida	33,16	Velocidade de Convergência		0,229913

---

<sup>4</sup> Cabe resaltar que o referido aumento está expresso em percentual, e não em pontos percentuais. Isto significa que uma redução de 1,05% em uma taxa de crescimento de quatro pontos percentuais não reduz a taxa de crescimento a 2,95 pontos percentuais, mas sim a uma taxa de 3,958 pontos percentuais.

**Fonte:** Resultados da Pesquisa.

A análise de convergência condicional do PIB agropecuário *per capita* entre os municípios mineiros se deu por meio da inserção de variáveis explicativas ligadas ao capital humano e ao crédito rural. A Tabela 3, a seguir, exhibe uma relação inversa entre a taxa de crescimento do PIB agropecuário *per capita* de um determinado período e o PIB agropecuário *per capita* do período imediatamente anterior, caracterizando a convergência de renda.

A inserção das variáveis explicativas acelerou o processo de convergência de maneira estatisticamente significativa. O aumento da escolaridade média dos trabalhadores agropecuários em 1 ano provoca um aumento de 1,81% na taxa de crescimento do PIB agropecuário *per capita*. Já o acréscimo de 10 milhões de reais em recursos creditícios provoca um aumento de 1,89% na taxa de crescimento do PIB agropecuário *per capita*. A inserção das duas variáveis explicativas reduz em aproximadamente 1,3 anos o tempo gasto para os municípios mais pobres eliminarem as disparidades em relação aos municípios mais ricos, bastando agora aproximadamente 65 anos para os municípios mineiros atingirem o estado estacionário.

**Tabela 3** – Convergência condicional da renda agropecuária *per capita* nos municípios mineiros, entre 1996 e 2006, via Mínimos Quadrados Generalizados, com efeitos fixos.

Variável	Coefficiente	Std. Error	Estatística-t	p-valor
C	8,645878	0,146811	58,89104	0.0000
PIB(-1)	-1,068846	0,017828	-59,95261	0.0000
ESC(-1)	0,018149	0,004545	3,993208	0,0001
CREDITO(-1)	0,018867	0,007968	2,367818	0,0179
R <sup>2</sup>	0,538719			
R <sup>2</sup> Ajustado	0,487307	F-statistic		10,47853
Durbin-Watson stat	2,044536	Prob(F-statistic)		0.000000
Meia-Vida	32,54	Velocidade de Convergência		0,234320

**Fonte:** Resultados da Pesquisa.

A Tabela 4, a seguir, exhibe os resultados da análise quando as variáveis *dummies* referentes às regiões de planejamento são inseridas no modelo de convergência condicional. O poder explicativo dos regressores – medido pelo R<sup>2</sup> – se eleva de 53,9% para 68,6%.

Além disso, percebe-se que os municípios localizados nas regiões do Triângulo Mineiro e no Alto Paranaíba possuem a maior velocidade de convergência de renda, de forma que tais municípios alcançarão o estado estacionário em aproximadamente 46 e 47 anos, respectivamente. Os municípios localizados na região Norte, assim como os municípios dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, apresentam as menores velocidades de convergência de renda, sendo que estes municípios demorarão cerca de 68 e 74 anos, respectivamente, para atingirem o estado estacionário. Isto significa que os municípios localizados nas regiões Norte, Jequitinhonha e Mucuri, em geral, demorarão cerca de 28 anos a mais para atingir o estado estacionário, quando comparados aos municípios do Triângulo Mineiro e Alto Paranaíba. Estes resultados são condizentes com a literatura existente, que aponta as regiões do Triângulo como as mais desenvolvidas em termos de atividades agropecuárias, ao passo

que o Norte de Minas e os Vales do Jequitinhonha e Mucuri são notadamente as regiões mais pobres do estado.

**Tabela 4** – Convergência condicional da renda agropecuária *per capita* nos municípios mineiros, entre 1996 e 2006, pelo Método de Mínimos Quadrados Generalizados com Efeitos Aleatórios<sup>5</sup>, com variáveis *dummies* referentes às regiões de planejamento mineiras.

**Variável Dependente:** G

**Método:** MQG (*cross-section weights*)

**Observações Transversais:** 756    **Períodos:** 10

Correção de Heterocedasticidade pelo método de White (*cross-section*)

Variável	Coefficiente	Std. Error	Estatística-t	p-valor	Velocidade	Meia-Vida
C	7,349575	0,043313	169,6837	0,0000		
PIB(-1)	-0,980553	0,004655	-210,6626	0,0000	0,230309	33,11
ESC(-1)	0,031449	0,005707	5,510471	0,0000		
CREDITO(-1)	0,042199	0,010528	4,008135	0,0001		
Dummies	Coefficiente	Std. Error	Estatística-t	p-valor	Velocidade	Meia-Vida
Alto Paranaíba	2,015547	0,036981	54,50199	0,0000	0,322607	23,63
Centro-Oeste	1,238624	0,019531	63,41731	0,0000	0,296960	25,68
Jequitinhonha-Mucuri	-0,262409	0,007848	-33,43549	0,0000	0,206648	36,90
Zona da Mata	0,279586	0,012652	22,09894	0,0000	0,250169	30,48
Nordeste	1,631663	0,034718	46,9978	0,0000	0,310835	24,53
Norte	-0,076839	0,024043	-3,195887	0,0014	0,223994	34,04
Rio Doce	0,00989	0,014702	0,67273	0,5011	0,230309	33,11
Sul	0,864486	0,015922	54,29614	0,0000	0,281439	27,09
Triângulo Mineiro	2,294772	0,018946	121,1203	0,0000	0,330303	23,08
R <sup>2</sup>	0,685790					
R <sup>2</sup> Ajustado	0,684915		F-statistic		783,4453	
Durbin-Watson stat	2,010686		Prob(F-statistic)		0,000000	
Teste LM	935,0682		Prob(Teste LM)		0,000000	

**Fonte:** Resultados da Pesquisa.

É importante ressaltar que os resultados descritos até agora, indicando a convergência da renda agropecuária *per capita* nos municípios mineiros, não podem ser considerados incompatíveis com o cenário de desigualdade ainda visto no Estado de Minas Gerais, uma vez que os resultados indicaram que este processo de convergência poderá apresentar um período de duração relativamente longo. A longa duração deste processo de convergência – consequência de uma baixa velocidade de convergência – implica diretamente no fato de que, no tempo presente, ainda se encontrem muito indícios de desigualdades socioeconômicas vigentes no Estado de Minas Gerais.

Os resultados encontrados nesta análise de convergência são condizentes com os encontrados na literatura disponível. Spohr e Freitas (2008), analisando a hipótese de convergência do PIB Agropecuário nos estados brasileiros, utilizaram o modelo de dados em painel MQG com efeitos fixos e confirmaram a hipótese de convergência absoluta da renda

<sup>5</sup> Conforme explicado no referencial teórico, esta equação não pode ser estimada pelo modelo de efeitos fixos, pois as variáveis *dummies*, constantes ao longo do tempo, seriam eliminadas do modelo, uma vez que o modelo de efeitos fixos capta apenas a variação temporal dos dados.

agropecuária *per capita* nos estados brasileiros. Ao se inserir uma variável ligada ao capital humano, os autores concluíram que a convergência condicional de renda, neste caso, apresentava uma maior velocidade de convergência em relação ao processo de convergência absoluta. Barreto e Almeida (2008), utilizando-se de um modelo de efeitos fixos, também encontraram evidências de convergência absoluta do PIB agropecuário nos estados brasileiros. A convergência condicional também foi comprovada, após a inserção de variáveis como capital físico agropecuário, infra-estrutura telefônica, número de trabalhadores rurais, entre outras.

## 4.2. Teste de Quah

O teste de Quah permite identificar se as diferenças econômicas entre os municípios estão sendo superadas ao longo do tempo, ou se os municípios estão formando clubes de convergência, com diferentes estados estacionários.

A Figura 1 exibe a matriz de probabilidades de transição mostra a proporção de municípios que migrou de um estrato para outro de renda, entre 1996 e 2006. O primeiro valor da primeira linha, por exemplo, indica que 62,70% dos municípios que pertenciam ao estrato mais pobre de renda agropecuária permaneceram nesta situação. O segundo valor da segunda linha indica que 25% dos municípios que se situavam no estrato mais pobre de renda migraram para o estrato imediatamente superior, deixando de ser classificados como “muito pobres” e passando a serem classificados apenas como “pobres”. O quinto valor da primeira linha nos mostra que 4,92% dos municípios classificados em 1996 como “muito pobres”, em 2006 apresentam uma situação completamente diferente, agora sendo classificados como “muito ricos”. O mesmo raciocínio serve para as demais linhas da matriz, referentes aos municípios classificados em 1996 como “pobres”, “medianos”, “ricos” e “muito ricos”.



**Figura 1** – Matriz de Probabilidades de Transição, referente aos estratos de renda agropecuária *per capita*.

**Fonte:** Resultados da Pesquisa.

A Tabela 5, a seguir, dispõe os municípios mineiros estratificados de acordo com seu PIB *per capita*, em relação a media estadual. Observa-se um movimento de convergência em direção ao estrato de maior nível de renda agropecuária *per capita*, que passará a ser composto, no longo prazo, por aproximadamente 73% dos municípios mineiros. Apenas 16,96% dos municípios mineiros permanecerão classificados como “pobres” e “muito pobres”, no longo prazo. Desta forma, o teste de Quah confirmou a convergência de renda, já indicada pelos testes de  $\beta$ -convergência.

**Tabela 5** – Municípios do Estado de Minas Gerais, estratificados de acordo com o PIB Agropecuário *per capita*.

Estratos	Municípios			Proporção de Municípios		
	1996	2006	Longo Prazo	1996	2006	Longo Prazo
<b>Muito Pobres (1)</b>	244	207	75	0,3228	0,2738	0,0989
<b>Pobres (2)</b>	229	195	53	0,3029	0,2579	0,0707
<b>Médios (3)</b>	109	91	24	0,1442	0,1204	0,0323
<b>Ricos (4)</b>	62	62	53	0,0820	0,0820	0,0700
<b>Muito Ricos (5)</b>	112	201	550	0,1481	0,2659	0,7281

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Os trabalhos que utilizaram o teste de Quah na literatura econômica, em geral, o utilizaram para testar a convergência da renda total de uma determinada região, e não apenas a renda do setor agropecuário. Sendo assim, a citação dos resultados obtidos por outros autores não tem efeito comparativo, mas ilustrativo. Silva, Fontes e Alves (2005), por meio do teste de Quah, evidenciaram a existência de convergência da renda entre os municípios mineiros, entre 1985 e 2000. A maioria dos municípios, no longo prazo, se concentrou nos estratos de renda pobre e de renda média.

Pôrto Júnior e Ribeiro (2003), por sua vez, comprovaram a convergência condicional da renda entre os municípios do nordeste brasileiro, baseados no fato de que os municípios nordestinos apresentam um processo de concentração em torno do estrato de renda pobre, com alguns municípios persistindo nas camadas de renda média e de renda muito pobre. Vieira *et al.*(2008), através do teste de Quah, encontraram indícios de convergência condicional de renda nos municípios do Arco do Povoamento Adensado, nos estados do Mato Grosso, Rondônia e Tocantins, sinalizando que os municípios destas regiões apresentaram um processo de concentração nos estratos médios e ricos do estado.

#### 4.3. Teste de Drennan e Lobo (1999)

O teste de Drennan e Lobo consiste em avaliar a veracidade ou não da hipótese nula, que afirma que a dinâmica da taxa de crescimento da renda agropecuária *per capita* mineira não depende da situação econômica do município no período anterior. Em outras palavras, a hipótese nula afirma que a dinâmica da taxa de crescimento da renda agropecuária *per capita* mineira em nada depende dos níveis iniciais da renda *per capita*.

Para a realização deste teste, a amostra foi dividida em quatro grupos, de acordo com as especificações sugeridas pelos autores. A estratificação dos municípios está disposta na Tabela 6, a seguir:

**Tabela 6** – Estratificação dos municípios mineiros, de acordo com o comportamento do PIB agropecuário *per capita*.

	B1	B2	Total
A1	35,45%	24,47%	59,92%
A2	19,58%	20,50%	40,08%
<b>Total</b>	<b>55,03%</b>	<b>44,97%</b>	<b>100%</b>

Fonte: Resultados da Pesquisa.

**Legenda:** A1: municípios com PIB inferior à média estadual;

A2: municípios com PIB superior à média estadual;

B1: municípios com taxas de crescimento do PIB inferior à média estadual;

B2: municípios com taxa de crescimento do PIB superior à média estadual.

Cerca de 35,45% dos municípios mineiros compõem o grupo A1B1, com PIB agropecuário *per capita* e taxa de crescimento desta variável abaixo dos valores médios estaduais. Aproximadamente 24,47% dos municípios mineiros estão no grupo A1B2, possuindo valores do PIB agropecuário *per capita* menores que a média estadual. No entanto, estes municípios exibem taxas de crescimento maiores que a média estadual. O grupo A2B1, cujo valor inicial do PIB agropecuário é maior que a média estadual, com taxas de crescimento menores que a média estadual, é formado por 19,58% dos municípios mineiros. Os 20,5% de municípios mineiros que compõem o grupo A2B2 exibem valores, tanto do PIB agropecuário *per capita* quanto da taxa de crescimento desta variável, acima da média estadual.

A Tabela 7, a seguir, mostra os resultados do teste de Drennan e Lobo, que rejeitam a hipótese nula para todos os quatro grupos de municípios. Isso quer dizer que para todos os grupos estratificados, a taxa de crescimento do PIB agropecuário *per capita* dependeu de seus valores iniciais, caracterizando a existência de convergência de renda absoluta para todos os quatro grupos de municípios mineiros.

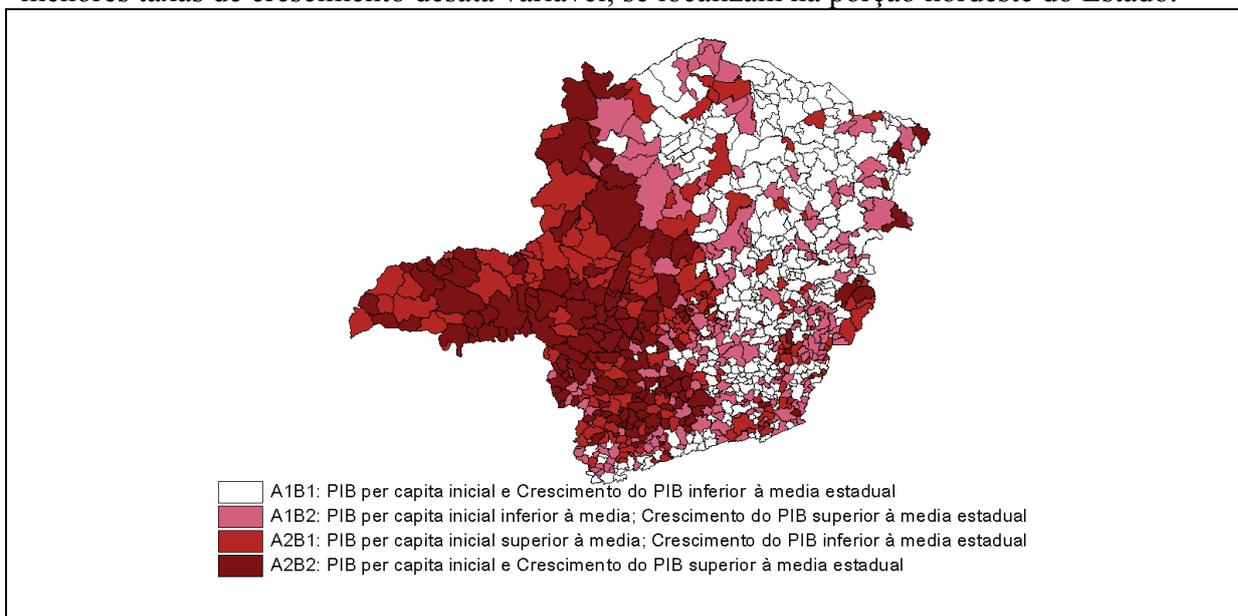
**Tabela 7** – Teste de independência entre o PIB inicial e sua respectiva taxa de crescimento, no período 1996-2006, para os municípios mineiros

H <sub>0</sub>	p	$\chi^2$	$\sigma$	Z
P(B1/A1)=P(B1)	0.591611	0.550265	0.017877	2.312859
P(B1/A2)=P(B1)	0.488449	0.550265	0.018180	-3.400209
P(B2/A1)=P(B2)	0.408389	0.449735	0.017877	-2.312859
P(B2/A2)=P(B2)	0.511551	0.449735	0.018180	3.400209

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Z calculado:  $\pm 1,96$

A Figura 3 exibe os municípios mineiros, de acordo com a estratificação sugerida pelo teste de Drennan e Lobo. A grande maioria dos municípios que apresentam maior PIB agropecuário inicial e maiores taxas de crescimento desta variável estão situados na porção ocidental do Estado, enquanto os municípios de menor PIB agropecuário *per capita* inicial e menores taxas de crescimento desta variável, se localizam na porção nordeste do Estado.



**Figura 3:** Estratificação dos municípios mineiros de acordo com os valores iniciais do PIB e suas respectivas taxas de crescimento

**Fonte:** Resultados da Pesquisa.

Dentre os trabalhos que utilizaram-se do teste de Drennan e Lobo para verificar a hipótese de convergência de renda, Vieira *et al.* (2008) comprovou a existência de convergência de renda nas microrregiões do Mato Grosso, Rondônia e Tocantins, que compõem o chamado Arco do Povoamento Adensado, entre 1980 e 2005.

Silva, Fontes e Alves (2005) comprovou a hipótese de convergência absoluta de renda para os municípios e microrregiões mineiras, entre 1985 e 2000. Fontes *et al.* (2005) identificaram convergência de renda para os quatro grupos de microrregiões da Zona da Mata mineira, entre 1985 e 2000.

Este trabalho, por meio dos resultados aqui demonstrados, evidencia que, no que diz respeito à renda agropecuária, os municípios mineiros apresentam um processo de convergência de renda.

## 5. CONCLUSÕES

As desigualdades sócio-econômicas que afetam o setor agropecuário no Estado de Minas Gerais não são um problema recente. O setor agropecuário mineiro tem como característica marcante a concentração de suas atividades mais rentáveis nas regiões do Triângulo Mineiro, Alto Paranaíba, Sul e Centro-Oeste de Minas, enquanto as regiões Norte de Minas, Jequitinhonha e Mucuri desenvolvem, em grande parte de seus municípios, atividades agropecuárias em nível de subsistência. No entanto, estudos recentes apontam para uma possível desconcentração destas atividades, com a expansão da fronteira agrícola para a região Noroeste e para o Vale do Jequitinhonha.

O presente trabalho analisou o processo de crescimento econômico do setor agropecuário mineiro, uma vez que este é de fundamental importância para a economia mineira e nacional, tanto em termos de produção quanto em termos de alocação de mão-de-obra. O procedimento analítico para a realização do trabalho incluiu a análise de  $\beta$ -convergência de renda – absoluta e condicional, com a inclusão do capital humano e do crédito rural – em um modelo de dados em painel, uma análise de  $\beta$ -convergência com variáveis *dummies*, captando os efeitos locais das regiões de planejamento do estado, além do teste de Quah (1993) e do teste de Drennan e Lobo (1999).

Os resultados obtidos permitiram concluir que ocorreu convergência da renda agropecuária *per capita* entre os municípios mineiros, durante o período entre 1996 e 2006, e que a inserção de variáveis relacionadas ao capital humano e ao crédito rural afeta positivamente o processo de convergência. Isto significa que o investimento em educação possibilita um ganho de produtividade, gerando mais renda para os trabalhadores do setor agropecuário. Da mesma forma, as políticas creditícias voltadas para as atividades agropecuárias também colaboram para o crescimento econômico do setor e para a redução das disparidades entre os municípios ricos e os municípios pobres do Estado de Minas Gerais.

No entanto, apesar do aumento da disponibilidade dos recursos creditícios destinados às atividades agropecuárias, a maior parte destes ainda está concentrado na porção ocidental do estado. Os elevados índices de crescimento do volume de crédito concedido para os municípios das regiões do Triângulo Mineiro, Alto Paranaíba, Sul e Centro-Oeste de Minas comprovam esta afirmativa. Contudo, os municípios das regiões Noroeste de Minas e Vale do Jequitinhonha que participam da expansão da fronteira agrícola também apresentaram elevadas taxas de crescimento no montante de crédito rural obtido.

Como resultado desta forma desigual de distribuição da renda agropecuária, os municípios pertencentes às regiões do Triângulo Mineiro e do Alto Paranaíba possuem as maiores velocidades de convergência da renda agropecuária *per capita*, e conseqüentemente

alcançarão em menos tempo seu estado estacionário. Os municípios das regiões Norte, Jequitinhonha e Mucuri, que tem pior desempenho em termos de atividade agropecuária, demorarão cerca de 28 anos a mais para atingir o estado estacionário, quando comparados aos municípios do Triângulo Mineiro.

O teste de Quah confirmou a hipótese de convergência absoluta de renda, ao indicar um processo de transição em direção ao estrato mais rico de renda. No longo prazo, segundo os resultados do teste de Quah, a grande maioria dos municípios mineiros poderão ser considerados muito ricos, em termos de renda agropecuária.

A convergência de renda também foi confirmada pelo teste de Drennan e Lobo, em todos os quatro grupos de municípios determinados. Apesar dos quatro grupos apresentarem convergência absoluta de renda, a estratificação dos municípios para a realização do teste de Drennan e Lobo permitiu identificar uma concentração de municípios no grupo com PIB agropecuário *per capita* e taxa de crescimento acima da média estadual, e no grupo com PIB agropecuário *per capita* e taxa de crescimento abaixo da média estadual.

Os resultados obtidos neste trabalho permitem concluir que a renda agropecuária apresentou um processo de convergência, no Estado de Minas Gerais, entre 1996 e 2006. No entanto, este processo de convergência se mostra lento, de forma que, atualmente, ainda persistem as diferenças entre as regiões do estado. Por diversos motivos que fogem do escopo deste trabalho, as regiões possuem velocidades de convergência diferentes, e atingirão o estado estacionário em períodos diferentes.

O investimento em capital humano e as políticas creditícias se mostraram favoráveis ao processo de convergência de renda. Por se tratarem de variáveis passíveis de controle, a estimação do impacto destas sobre o processo de convergência de renda pode servir de subsídio para o redirecionamento de recursos públicos em prol do investimento em educação e em prol do crédito rural, por parte dos formuladores de políticas públicas.

Concluindo, o presente trabalho sugere para pesquisas futuras uma análise mais aprofundada em cada recorte mesorregional do estado, a fim de identificar quais fatores exercem maior impacto no processo de crescimento econômico de cada mesorregião, uma vez que um maior nível de detalhamento pode servir de subsídio para os formuladores de políticas econômicas específicas a cada mesorregião do estado.

## 6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGHION, P.; CAROLI, E.; GARCIA-PEÑALOSA, C. Inequality and Economic Growth; the perspective of new growth theories. In: **Journal of Economic Literature**, v.37, p. 1615-1661, 1999.

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

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Anuário Estatístico do Crédito Rural 1996-2006**.

BANCO DE DESENVOLVIMENTO DE MINAS GERAIS – BDMG. **Minas Gerais do Século XXI**. Belo Horizonte: Rona Editora, 2002. 9v.

BARRETO, R. C. S.; ALMEIDA, E. S. A Contribuição de P&D Agropecuário para Convergência e Crescimento da Renda Agropecuária no Brasil. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 46ª ed., Rio Branco, 2008. **Anais...** Rio Branco: 2008.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth**. London: The MIT Press, 1995. 539p.

DRENNAN, M. P.; LOBO, J. A Simple Test for Convergence of Metropolitan Income in the United States. In: **Journal of Urban Economics**. n.46, p-350-359, 1999.

FONTES, R. M. O.; FONTES, M. P. F.; SILVA, E.; CARNEIRO, P. A. S. Regional Economic Development and Agricultural Income Convergence in Minas Gerais State, Brazil. In: Regional Studies Association, 2008, Praga. **Regions: The Dilemmas of Integration and Competition**. Reino Unido : Regional Studies Association, 2008. v. 1. p. 57-57.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS – FGV. **Deflator do PIB**. Disponível em: <[www.fgvdados.fgv.br](http://www.fgvdados.fgv.br)>. Acessado em 08/03/2009.

\_\_\_\_\_. **Séries de Preços – IGP-DI**. Disponível em: <[www.fgvdados.fgv.br](http://www.fgvdados.fgv.br)>. Acessado em 08/03/2009.

FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. **Perfil de Minas Gerais 2008**. Belo Horizonte: CBMM, 2008. 376p.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**, 3ª ed. São Paulo: Pearson Makron Books, 2005

HAUSMAN, T. A. Specification Tests in Econometrics. In: **Econometrica**, v.46, n° 6, p. 1251-1271, 1978.

HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. New York: Cambridge University Press, 2006. 366p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Censo Demográfico: 1991; 2000**. Disponível em: <[www.sidra.ibge.gov.br](http://www.sidra.ibge.gov.br)>. (Acessado em 20/10/2008)

IBGE. **Estimativas da População**. Disponível em: <[www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)>. Acessado em 01/03/2009.

INSTITUTO DE GEOCIÊNCIAS APLICADAS – IGA. **Regiões de Planejamento**. Disponível em <[www.iga.br](http://www.iga.br)>. Acesso em: 10/06/2009.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Conta Regionais**. Disponível em: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>. Acesso em 10/06/2009.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA - INEP. **Sistema de Estatísticas Educacionais**. Disponível em <[www.edudatabrasil.inep.gov.br](http://www.edudatabrasil.inep.gov.br)>. (Acessado em 20/10/2008)

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. In: **Quarterly Journal of Economics**. v.107, n.02, p.407-437, 1992

MARANDUBA Junior, N. G. Política Regional, Crescimento Econômico e Convergência de Renda em Minas Gerais. 2007, 139p. **Dissertação** (Mestrado em Economia Aplicada). Juiz de Fora: UFJF, 2007

MARQUES, L. D. **Modelos Dinâmicos com Dados em Painel**: revisão de literatura. Porto: CEMPRE, 2000.

MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO – MTE. **Relatório Anual de Informações Sociais – RAIS – 1996-2006**. Disponível em <<http://sgt.caged.gov.br>>. Acesso em 10/06/2009.

PIMENTEL, E. A.; HADDAD, E. A. **Análise da Distribuição Espacial da Renda no Estado de Minas Gerais: Uma Abordagem Setorial**. São Paulo: Nereus, 2004 (Texto para Discussão nº 02-2004).

PÔRTO JÚNIOR, S. S.; RIBEIRO, E. P. Dinâmica Espacial da Renda *Per Capita* e Crescimento Entre os Municípios da Região Nordeste do Brasil – Uma Análise Markoviana. In: **Revista Econômica do Nordeste**. v.34, n.03, p.405-420, 2003.

QUAH, D. T. **Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth**. Minneapolis: LSE, 1992 (Discussion Paper nº 75)

\_\_\_\_\_. **Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis**. London: LSE Economics Department, 1993. 29p.

SILVA, E.; FONTES, R.; ALVES, L. F. Crescimento e Desigualdade em Minas Gerais. In: FONTES, R.; FONTES, M. (Eds.). **Crescimento e Desigualdade Regional em Minas Gerais**. Viçosa: Editora Folha de Viçosa, 2005.

SOLOW, R. M. Technical Change and the Aggregate Production Function. In: **The Review of Economics and Statistics**, v.39, nº3, 1957, p. 312-320.

SPOHR, G.; FREITAS, C. A. Há Convergência do PIB Per Capita da Agropecuária no Brasil entre 1980 e 2004? In : Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 46ª ed. **Anais...** Rio Branco, 2008.

VIEIRA, N. M.; SONAGLIO, C. M.; ANDRADE DE CARVALHO, F. M. Convergência de Renda na Amazônia Legal: estudo no arco do povoamento adensado. In: **Revista G&DR**, v.4, nº4, 2008.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. London: The MIT Press, 2002. 752p.