

## ANÁLISE DAS DISPARIDADES REGIONAIS DO SETOR AGROPECUÁRIO BRASILEIRO, 1995 A 2005

Filipe de Moraes Pessoa<sup>1</sup>

Marilia Fernandes Maciel Gomes<sup>2</sup>

Márcio Antônio Salvato<sup>3</sup>

Daniel Arruda Coronel<sup>4</sup>

Clailton Ataídes de Freitas<sup>5</sup>

### RESUMO

O setor agropecuário tem apresentado crescimento econômico significativo no período pós Plano Real, no entanto, resta saber se tal crescimento tem implicado em diminuição das disparidades existentes entre os estados brasileiros. Nesse sentido, o objetivo do presente artigo é analisar a convergência do Produto Interno Bruto (PIB) agropecuário *per capita* para os estados no período 1995-2005, buscando mapear se há tendência de redução das disparidades existentes entre estes. A metodologia utilizada é o processo estacionário de primeira ordem, de Markov. Os resultados mostram a existência de três classes de convergência de PIB agropecuário *per capita*. No longo prazo, a hipótese de convergência absoluta não se mantém, visto que 66,67% dos estados estarão em uma classe inferior à média brasileira; 22,22%, em uma classe intermediária acima da média; e 11,11%, em uma classe superior acima da média.

**Palavras-chave:** Agropecuária; Modelo de Solow, Cadeias de Markov

## 1 INTRODUÇÃO

O setor agropecuário brasileiro, no período de 1970 a 2005, pode ser caracterizado pela intensificação no uso de insumos, máquinas e equipamentos modernos. O consórcio desses fatores com os edafoclimáticos favoráveis criou as condições propícias para o incremento e sustentação de taxas positivas de crescimento da oferta de produtos agropecuários de maior qualidade e a custos menores. A utilização dessas novas tecnologias resultou em ganhos expressivos de produtividade agrícola no Brasil, conforme mostrado por Gasques (1998) e Vicente (2005), e que favoreceram a diversificação e a ampliação da produção em todas as regiões do país.

Segundo dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2009), o Produto Interno Bruto (PIB) agropecuário brasileiro, a preços constantes do ano 2000, passou de R\$35,78 bilhões, em 1970, para R\$66,27 bilhões em 2005, ou seja, um crescimento de 85,23%. No entanto, percebe-se que esse crescimento ocorreu de forma distinta entre as Unidades da Federação, ou seja, ainda persiste um grande hiato de crescimento no setor agropecuário entre estas, especialmente no que se refere aos estados das regiões Norte e Nordeste vis-à-vis aos do Centro-Sul.

No período que compreende os anos de 1970 a 1996, os valores da produção *per capita* dos estados das regiões Norte e Nordeste foram, aproximadamente, seis vezes menores do que o obtido em São Paulo. Entretanto, no período de 1996 a 2000, houve reversão na tendência de crescimento dessa variável. Os estados da região Norte (exceto Amazonas) e a maioria dos estados do Nordeste apresentaram crescimento negativo, com altas taxas em valores absolutos, enquanto os do Centro-Oeste apresentaram taxas positivas e elevadas de crescimento do valor da produção *per capita*. De 2000 a 2005, o quadro não sofreu alterações em termos relativos, ou seja, grande parte dos estados da região Nordeste e Norte continuaram a crescer a taxas inferiores aos estados das demais regiões do país (FREITAS; BACHA; FOSSATTI, 2007).

A maioria dos estados brasileiros apresentou taxa de crescimento, para o valor da produção agrícola *per capita*, acima de 3% ao ano, no período de 1970 a 1996, com destaque para Goiás, Mato Grosso e Maranhão, cujas taxas de crescimento superaram 6,5% ao ano. Embora o valor da produção *per capita* no

Maranhão tenha apresentado crescimento, esse foi 11,4 vezes menor do que o verificado em São Paulo, em 1996.

As disparidades regionais têm sua origem na formação econômica do Brasil. De acordo com Furtado (1991), a evolução dos ciclos das atividades agrícolas desencadeou desequilíbrios regionais, que foram recrudescidos à medida que o Sudeste se beneficiou do binômio café - indústria, o Sul da pecuária e de outras práticas agrícolas, enquanto o Nordeste e o Centro-Oeste permaneceram em decadência de seus cultivos, até a década de 1950.

As causas do crescimento é apenas um dos ramos de investigação dos economistas preocupados com a temática do crescimento econômico. Outra temática, que também configura como objeto de investigação do presente artigo, investiga não apenas 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* de crescimento de determinado país, no período  $t$ , relaciona-se inversamente ao seu o nível de produto inicial.

Dentre os diversos estudos, destacam-se o de Barro e Sala-i-Martin (1991), que analisaram a convergência de renda nos Estados Unidos da América; de Alam (1992), que realizou uma investigação empírica sobre a convergência da renda *per capita* dos países membros da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e de Sala-i-Martin (1996), que testou a hipótese de convergência entre a renda do Japão, cinco países europeus e Estados Unidos da América (EUA). Nessa linha de pesquisa, no Brasil encontram-se os estudos realizados por Ferreira e Ellery (1996), Azzoni (2001), Souza e Porto Júnior (2002), e há ainda o de Lopes (2004), que propôs analisar se havia convergência da taxa de crescimento da produção para algumas lavouras, como as de arroz, feijão, milho e soja.

Tradicionalmente, no estudo de convergência de renda *per capita* têm-se usado os métodos de  $\beta$ -convergência e  $\sigma$ -convergência, pela sua facilidade de

tratamento dos dados, bastando realizar um teste de hipótese sobre o sinal do coeficiente estimado. No entanto, a literatura apresenta várias críticas sobre essas metodologias, das quais se destacam: a) A possibilidade de ocorrer inconsistência na estimação de  $\beta$ ; b) O conceito de  $\sigma$ -convergência não é adequado para mostrar se há ou não convergência, uma vez que indicadores de dispersão podem não ser adequados para mostrar o comportamento da distribuição regional do PIB *per capita* em alguns casos; c) Os conceitos de  $\beta$  e  $\sigma$ -convergência e as técnicas usadas para estimá-los 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.

Diante dessas críticas, utiliza-se, no presente artigo, uma metodologia de processo estacionário de primeira ordem, de Markov, que se acredita ser capaz de minorar essas deficiências. Esse processo representa o cálculo de uma matriz de probabilidade de transição das variáveis estudadas (no caso, PIB *per capita* agropecuário), em um período inicial, a partir de uma estratificação de classes de renda que pode ser discreta ou contínua.

Essa metodologia já foi utilizada, no Brasil, por Fochezatto e Stulp (2004), que buscaram analisar a evolução das disparidades regionais no Rio Grande do Sul; por Laurini, Andrade e Valls Pereira (2003), que avaliaram a distribuição da renda nos municípios brasileiros, de 1970-1996; e por Figueiredo, Leal Filho e Souza (2006), que testaram a convergência das microregiões de Minas Gerais. Fochezatto e Stulp (2004) usaram a idéia de processo de Markov discreto, enquanto Laurini, Andrade e Valls Pereira (2003) e Figueiredo, Leal Filho e Souza (2006) utilizaram a versão contínua da metodologia.

Constata-se no entanto, na literatura consultada, a não ocorrência de um estudo que utiliza matriz de probabilidades de transição de Markov para testar o processo de convergência da renda do setor agropecuário no Brasil. A consecução do presente estudo visa, portanto, preencher essa lacuna teórica e ampliar o conhecimento acerca do crescimento da agropecuária nas diferentes regiões do Brasil.

Nesse sentido, com base em matrizes de transição de Markov, para o caso discreto, e na evolução observada no decênio 1995 a 2005, o presente trabalho pretende responder à seguinte questão: O crescimento experimentado pelo setor

agropecuário brasileiro, em nível das Unidades Federativas, é resultado do fato de as regiões agropecuárias pobres estarem melhorando seus níveis de renda em relação às ricas?

A escolha do período de análise baseia-se no fato de este ser subsequente à implementação do Plano Real, que teve grande impacto na economia brasileira e afetou de forma significativa, o setor agropecuário.

O presente trabalho está estruturado em quatro seções, além desta introdução. Na segunda, expõe-se a fundamentação teórica do trabalho; na terceira, a metodologia e a fonte de dados do trabalho; na quarta, os resultados obtidos são analisados e discutidos e, finalmente, são apresentadas algumas considerações sobre o estudo.

## 2 TEORIA DA CONVERGÊNCIA DE RENDA

A temática crescimento/desenvolvimento econômico preocupa os cientistas sociais desde a escola fisiocrata, passando pelos clássicos, neoclássicos, keynesianos entre outros. Contudo, somente a partir de meados dos anos 1950, com o surgimento do Modelo de Solow, é que essa questão foi tratada de modo mais formal. O modelo de Solow, por meio do uso de algumas hipóteses simplificadoras, fornece a estrutura lógica necessária para demonstrar, teoricamente, a existência do processo de convergência entre economias.

Entretanto, importantes avanços teóricos ocorreram, sobretudo nas décadas de 1980 e 1990, com as modernas teorias de crescimento econômico. Estas ampliaram a dimensão do estoque de capital na função de produção, ao incluir *proxies* do capital humano, como insumo, na função de produção, sob a justificativa de que a dinâmica de crescimento dos países poderia ser melhor retratada considerando os retornos do investimento em capital humano.

Essa formalização teórica para entender a questão do crescimento passou a ser conhecida como modelo de Solow aumentado e modelo de crescimento endógeno, e tem sido utilizada por diversos autores, entre eles, Romer (1986), Lucas (1988), Barro (1991), Mankiw, Romer e Weil (1992), Levine e Renelt (1992), Lau *et al.* (1993), Benhabib e Spiegel (1994), Wolff (2000), Fuente e Donénech (2000), Petrakis e Stamatakis (2002) e Sab e Smith (2002), dentre outros. Está

implícito nesses modelos que o capital humano é um insumo não-rival, portanto, fundamental na explicação das diferenças de crescimento da renda *per capita* entre os países, já que o conhecimento de um indivíduo é não excludente e pode ser compartilhado com outros, sem que o indivíduo tenha reduzido o seu estoque de conhecimento.

## 2.1 O modelo de Solow

O modelo de Solow<sup>6</sup> tem como estrutura fundamental uma equação de acumulação de capital e uma função de produção. Este modelo parte das seguintes hipóteses: há um único bem homogêneo; não há comércio internacional; a tecnologia é exógena; e não há compras do governo.

O processo de crescimento econômico está intimamente relacionado com a forma da função de produção. No contexto deste trabalho, utiliza-se uma função de produção do tipo Cobb-Douglas<sup>7</sup>. A produção é realizada considerando-se a existência de somente dois insumos, sejam eles, capital físico ( $K$ ) e trabalho ( $L$ ), admitindo retornos constantes à escala.

$$Y = F(K, L) = K^\alpha L^{1-\alpha} \quad , \quad (1)$$

em que  $0 < \alpha < 1$ . O capital físico,  $K$ , representa insumos físicos duráveis, tais como máquinas e edifícios usados na agropecuária, e o trabalho,  $L$ , representa número de trabalhadores agropecuários e o tempo que eles dedicam ao trabalho. Os insumos capital físico e trabalho são rivais (não podem ser utilizados por vários usuários ao mesmo tempo).

Empresas agropecuárias, nessa economia, pagam aos seus trabalhadores um salário,  $w$ , a cada unidade de trabalho, e uma remuneração do capital,  $r$ , a cada unidade de capital em um período de tempo. Nessa economia há um grande número de empresas, de modo que vigora um ambiente de concorrência perfeita, e as empresas, portanto, são tomadoras de preços. Assim, tomando o preço do produto nessa economia como a unidade, cada empresa procura maximizar lucro, enfrentando o seguinte problema:

$$\max_{K,L} F(K, L) - rK - wL \quad (2)$$

De acordo com as condições de primeira ordem para o problema descrito pela equação (2), as empresas irão contratar mão-de-obra até que o produto marginal da mão-de-obra seja igual ao salário, e utilizar capital até que o seu produto marginal seja igual à sua remuneração, conforme descrito pelo sistema a seguir:

$$\begin{aligned} w &= \frac{\partial F}{\partial L} = (1 - \alpha) \frac{Y}{L}, \\ r &= \frac{\partial F}{\partial K} = \alpha \frac{Y}{K}. \end{aligned} \quad (3)$$

O interesse, aqui, está em explicar o que ocorre com o produto agropecuário *per capita* da economia. Pode-se, então, reescrever a função de produção da equação (1) em termos de produto agropecuário por trabalhador,  $y \equiv \frac{Y}{L}$ , e de capital por trabalhador,  $k \equiv \frac{K}{L}$ :

$$y = k^\alpha, \quad (4)$$

ou seja, com mais capital por trabalhador, as empresas geram mais produto agropecuário por trabalhador. Contudo, há rendimentos decrescentes do fator variável; isto é, a cada unidade adicional de capital que se dá a um trabalhador, o produto agropecuário gerado por esse trabalhador cresce a taxas decrescentes.

A segunda equação fundamental do modelo de Solow é uma equação que descreve como o capital se acumula. Ela é dada por:

$$\dot{K} = sY - \delta K. \quad (5)$$

De acordo com a equação (5), a variação no estoque de capital,  $\dot{K}$ , é igual ao montante do investimento bruto,  $sY$ , menos o montante da depreciação que ocorre durante o processo produtivo agropecuário,  $\delta K$ , em que  $\delta$  é a taxa de depreciação.

O termo do lado esquerdo da equação (5) é a versão contínua no tempo de  $K_{t+1} - K_t$ , isto é, a variação no estoque de capital por período. Têm-se, então, que

$$\dot{K} \equiv \frac{dK}{dt} \quad (6)$$

O segundo termo da equação (5) passa a representar o investimento bruto na agropecuária. De acordo com o modelo de Solow, supõe-se que os

trabalhadores/consumidores poupem uma fração constante,  $s$ , de sua renda combinada de salários e renda de capital,  $Y = wL + rK$ .

Para estudar a evolução do produto agropecuário *per capita* dessa economia, reescreve-se a equação de acumulação de capital em termos de capital *per capita*. Logo, a função de produção da equação (1) será a quantidade de produto agropecuário *per capita*, gerado por qualquer estoque de capital *per capita* existente na economia. Para tanto, a taxa de crescimento da população na agropecuária é uma constante, determinada exogenamente,  $\dot{L}/L = n \geq 0$ . O crescimento da força de trabalho no tempo é, então, dado pela seguinte relação exponencial:

$$L(t) = e^{nt} \quad (7)$$

Utilizando-se a equação (5) e considerando o estoque de capital em termos *per capita*, pode-se obter a equação de acumulação de capital em termos *per capita*,

$$\dot{k} = sy - (n + \delta)k. \quad (8)$$

Esta equação diz que a variação no capital por trabalhador,  $k$ , é determinada, a cada período, por três termos. Um aumento do investimento por trabalhador expande o estoque de capital por trabalhador; no entanto, o capital por trabalhador reduz-se pela depreciação e pelo crescimento populacional.

No longo prazo, em situação de *steady state*, o estoque de capital *per capita* fica estável; e nesse caso, o estoque de capital,  $K$ , cresce o suficiente para repor a parte depreciada e para cobrir a taxa de crescimento populacional. Para níveis de capital por trabalhador baixo,  $\dot{k} > 0$ , porque a produtividade marginal do capital é ainda elevada. Nesse caso, diz-se que está ocorrendo um processo de aprofundamento do capital agropecuário. Para níveis elevados de capital por trabalhador,  $\dot{k} < 0$ , o crescimento côncavo da função de produção, conforme equação (4), faz com que o primeiro termo da equação (8) seja inferior ao segundo, que cresce linearmente. Logo, existe um nível de capital por trabalhador,  $K = K^*$ , tal que  $\dot{k} = 0$ , que é um equilíbrio de longo prazo convergente. Nesse ponto, o montante de capital por trabalhador agropecuário permanece constante; tal ponto foi denominado por Solow de estado estacionário.

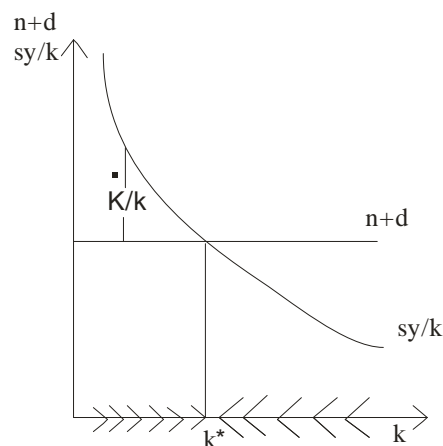
Nesse sentido, o modelo de Solow propõe que a região de exploração agropecuária tenha uma tendência que a leva em direção ao estado estacionário. Durante a dinâmica de transição, quanto mais afastada a região agropecuária



estiver de seu estado estacionário, maior será sua taxa de crescimento *per capita*, e quanto mais próxima a região agropecuária estiver do estado estacionário, menor será sua taxa de crescimento *per capita*. Para demonstrar essa dinâmica de transição, parte-se da equação,

$$\frac{\dot{k}}{k} = sk^{\alpha-1} - (n+d) \quad (9)$$

A equação (9) está representada na Figura 1. O primeiro termo do lado direito desta ( $sk^{\alpha-1} = \frac{sy}{k}$ ) indica que quanto maior o nível de capital por trabalhador, tanto menor o produto médio do capital,  $\frac{y}{k}$ , em decorrência dos retornos decrescentes à acumulação de capital ( $\alpha < 1$ ). Portanto, a declividade da curva é decrescente. O segundo termo do lado direito dessa equação é  $(n+d)$ , o qual não depende de  $k$ , por isso é representado como uma reta horizontal.



Fonte: Adaptado de Jones (2000).

**Figura 1** - Dinâmica de Transição

A diferença entre as duas linhas ( $\frac{Sy}{k}$  e  $n+d$ ) é a taxa de crescimento do estoque de capital ou  $\dot{k}/k$ . Daí, quanto mais a região agropecuária encontrar-se abaixo do valor do estoque de capital por trabalhador no estado estacionário,  $k^*$ , tanto mais rápido será o crescimento desta; e quanto mais acima a região se encontrar do valor de  $k$  no estado estacionário, tanto mais rapidamente  $k$  declinará.

Esse é o motivo pelo qual duas regiões com mesmas tecnologias, taxas de investimento e crescimento populacional têm tendência para convergir. Uma região que está mais afastada do estado estacionário crescerá a uma taxa superior à de uma que estiver mais próxima.

Essa é uma previsão importante do modelo neoclássico de crescimento de Solow e pode ser enunciada como: “entre economias<sup>8</sup> que apresentam o mesmo estado estacionário, a hipótese da convergência se sustenta; economias mais pobres crescerão mais rapidamente, em média, do que as economias ricas” (JONES, 2000, p. 56).

### 3 METODOLOGIA

Nesta seção será feita uma descrição detalhada do processo estacionário de primeira ordem de Markov, o qual consiste em um sistema de equações em diferenças, em que a solução será a condição da região agropecuária no seu estado estacionário, após a convergência, ou seja,

$$Y_{t+1} = MY_t, \quad (10)$$

em que  $Y$  é um vetor linha de variáveis estudadas em dois períodos de tempo distinto (1995 e 2005);  $M$ , matriz de probabilidades de Markov, em que “seus coeficientes representam a probabilidade de passagem de um estado para outro” (SIMON; BLUME, 2004, p. 617). 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 estados brasileiros, é construída pelo uso da razão desta variável em relação à média do país, a qual será considerada igual à unidade.

Com isso, obtém-se uma função de distribuição regional do PIB per capita que irá possibilitar a distribuição das regiões em classes. Mediante a organização das duas distribuições em uma mesma estrutura de classes, será possível examinar como as

regiões migram de uma classe para outra. Com base nessas migrações, será construída a matriz de probabilidades de transição, de Markov (FOCHEZATTO; STULP, 2004, p.48).

Antes de estabelecer a construção da matriz de Markov, procede-se ao teste de normalidade de cada uma das duas distribuições de PIB agropecuário per capita (1995 e 2005), para os estados brasileiros. Os testes de normalidade são necessários, uma vez que a construção das classes de níveis de PIB agropecuário *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 PIB agropecuário, 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  $h$ . 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 freqüência. Com uma amplitude de classe pequena, ocorre o contrário: reduz-se o viés, mas a variância aumenta (PAGAN; ULLAH, 1999). 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.

De acordo com Magrini (1999), quando a distribuição é normal, o valor ótimo do intervalo de classe é dado por  $h = 2,72s n^{-1/3}$ , em que  $s$  é o desvio-padrão da distribuição e  $n$ ; o número de observações.

Definidas as classes de PIB agropecuário *per capita*, pode-se estimar a matriz de transição, de Markov, a partir de um estimador de máxima verossimilhança da probabilidade de transição, comparando o número de municípios que pertencem a certa classe do período 1995 e migram para outras classes ou permanecem na mesma, no período 2005. As probabilidades de transição podem ser estimadas por:

$$\hat{P}_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^n I_{A_j}(X_{t+1,k}) I_{A_k}(X_{t,k})}{\sum_{k=1}^n I_{A_i}(X_{t,k})} \quad (11)$$

em que  $\hat{P}_{ij}$  é a probabilidade de transição da classe  $i$ , no período  $t$  (1995), para a classe  $j$ , no período  $t+1$  (2005),  $A_i$ , classe de PIB agropecuário *per capita* no ano de 1995,  $A_j$ , classe de PIB agropecuário *per capita* no ano 2005;  $X_{t+1}$  elementos da distribuição, em 2005 (PIB agropecuário *per capita* de 2005),  $X_t$  são os elementos

da distribuição no ano de 1995 (PIB agropecuário *per capita* de 1995), e  $l(.)$  função de contagem.

Basicamente, esse estimador é uma contagem simples de quantos estados que estavam em certa classe de PIB agropecuário *per capita*,  $A_i$ , no período  $t$  (1995), e migraram para uma classe  $A_j$ , no período  $t+1$  (2005);  $M_t$  é a matriz de Markov, cujos elementos são os  $\hat{P}_{ij}$ .

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 estado permanecer na mesma classe, e os elementos fora da diagonal principal representam a probabilidade de transição entre as classes.

Como critério de convergência, pode-se afirmar que haverá convergência quando a norma dos autovalores reais ou complexos de  $M_t$  for menor que a unidade. Como as somas das linhas da matriz de Markov  $M_t$  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 (BICKENBACH; BODE, 2002).

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  $k \rightarrow \infty$ .

Ademais, 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 (STULP, 2004).

#### 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Os dados utilizados na montagem do PIB agropecuário *per capita* utilizado no cálculo da Matriz de Transição de Markov foram o PIB agropecuário estadual, disponibilizado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), e o número de trabalhadores formais empregados na agropecuária, disponibilizado pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE/CAGED). Os dados tanto do PIB agropecuário quanto do número de trabalhadores formais empregados na agropecuária referem-se aos períodos de 1995 e 2005.

Para validar o procedimento de cálculo da Matriz de Markov, realizou-se o teste de normalidade Jarque-Bera, que não foi significativo em nível de 10% de probabilidade, não rejeitando normalidade nas duas distribuições (1995 e 2005).

O valor de  $h$  para construção das classes de PIB agropecuário *per capita*, para os estados brasileiros, foi de 0,58; contudo, esse valor de  $h$  não se mostrou adequado, pois não contemplava todos os elementos da distribuição; optou-se, assim, por um valor arbitrário de  $h^9$ , de 0,78, que melhor se ajustava aos dados, definindo as classes<sup>10</sup> contidas na Tabela 1.

**Tabela 1** - Classes de PIB Agropecuário *per capita* para os estados brasileiros, no período 1995-2005

Classes de PIB agropecuário per capita	Limite Inferior	Limite Superior
Classe 1	0,22	1,00
Classe 2	1,00	1,78
Classe 3	1,78	2,56

Fonte: Resultado da Pesquisa

De acordo com os resultados, é possível observar a existência de três classes de PIB agropecuário *per capita* para os estados brasileiros. Uma classe inferior, que vai de 22% da média até a média; uma classe intermediária, que vai da média até 78% acima da média; e por fim uma classe superior, que vai de 78% acima da média até 156% acima da média. <sup>11</sup>

Com base nessas classes estima-se a Matriz de Markov, que pode ser visualizada na Tabela 2.

**Tabela 2** - Matriz de Markov para os estados brasileiros, no período 1995-2005

Classes	1	2	3
1	0,625	1	0,25
2	0,25	0	0,5
3	0,125	0	0,25

Fonte: Cálculo dos autores.

Na interpretação da Matriz tem-se que as colunas informam a classe que um estado estava em 1995, e as linhas, por sua vez, indicam a classe que o estado se encontrava em 2005. Assim, o número contido na primeira linha, primeira coluna, significa que a probabilidade de um estado que estava na primeira classe de PIB agropecuário *per capita* em 1995 (classe mais pobre), ter continuado nessa mesma classe, em 2005, é de 62,50%. Tal probabilidade é bastante alta, o que indica que o setor agropecuário não está conseguindo criar chances para que os estados pobres

melhorem suas posições relativas. O pior resultado é vivenciado por um estado que estava na classe 2 em 1995, pois as chances de ele ter migrado para a classe um, em 2005, é de 100%. Além disso, dos estados que estavam na classe 3 em 1995 (classe mais rica), apenas 25% permaneceram na mesma classe. Outros 50% transferiram para a classe 2 e 25% para a classe mais pobre. Essa estrutura da matriz de probabilidades de transição, de Markov, deve produzir uma tendência de convergência para classes de menor renda. Para confirmar essa expectativa, deve-se calcular a distribuição de probabilidade para o estado estacionário, que é a solução do sistema de equações em diferenças.

Por meio da Matriz contida na Tabela 2 estimou-se a evolução temporal da distribuição do PIB agropecuário *per capita*, que pode ser vista na Tabela 3.

**Tabela 3** - Convergência das 3 classes de PIB agropecuário *per capita* em direção ao estado estacionário

Classes de PIB agropecuário <i>per capita</i>		Distribuição em 1995	Distribuição em 2005	Distribuição no Estado Estacionário
Classe 1	0,22 a 1,00	61,54%	65,38%	66,67%
Classe 2	1,00 a 1,78	23,08%	23,08%	22,22%
Classe 3	1,78 a 2,56	15,38%	11,54%	11,11%

Fonte: Resultado da pesquisa.

Em 1995, observa-se que os estados estavam, em sua maior parte, concentrados na classe 1. Após um período de dez anos, verifica-se um agravamento da situação, visto que aumentou o número de estados contidos na classe 1. Ressalta-se que isso se dá à custa de uma redução dos estados contidos na classe 3, ficando a Classe 2 inalterada. Esse processo revela que os estados mais ricos, no decênio 1995-2005, pioraram sua posição relativa, culminando em um empobrecimento destes. Esse resultado reforça o formato da matriz de probabilidade de transição.

No estado estacionário, o qual consiste na solução do sistema de equações em diferença descrito na seção 3, esse processo continua, só que alguns estados da classe 2 migram para a classe 1.

Ademais, vê-se, pela distribuição do PIB agropecuário *per capita*, que a hipótese de convergência absoluta não se mantém, o que era de esperar, dada a heterogeneidade dos estados estacionários dos itens da amostra. O cálculo da velocidade de convergência foi de 0,33 no período, o que representa, nos termos do corte temporal em que foi feita a distribuição do PIB agropecuário *per capita*, aproximadamente três anos para o setor agropecuário percorrer a metade da distância entre a posição inicial e a de equilíbrio de longo prazo.

Conclui-se, assim, que o crescimento econômico não está sendo capaz de reduzir as diferenças regionais, segundo o que aponta a metodologia proposta, e que as políticas públicas direcionadas ao setor deveriam ser melhor pensadas, visando não somente ao crescimento da produção. Nas palavras de Freitas, Bacha e Fossatti (2007, p.122):

a diminuição das diferenças regionais do desenvolvimento da agropecuária suscita a discussão de quais mecanismos podem ser adotados para diminuí-las. (...) o nível de desenvolvimento da agropecuária nos estados está em grande medida relacionado às habilidades e conhecimento médio dos seus trabalhadores e dos seus empresários. Dessa forma, o caminho inicial da diminuição das desigualdades passa por reduzir as diferenças regionais em termos de capital humano. Assim, as políticas de treinamento da mão-de-obra rural, tanto no ensino tradicional como no alternativo, devem ser formuladas de modo concomitante aos instrumentos que apenas estimulam a expansão da produção.

Além do investimento em capital humano, a redução do hiato de crescimento da renda *per capita* no setor agropecuário poderia ser conseguida se fosse aprofundada a profissionalização na gestão dos negócios, tornando-o mais eficaz. Tal comportamento poderia ser obtido, especialmente, se o produtor passasse a utilizar mais os mercados futuros para se precaverem contra as variações não esperadas nos preços futuros dos produtos agropecuários.



## 5 CONCLUSÕES

A teoria econômica e as evidências empíricas têm mostrado a possibilidade de convergência entre regiões; no entanto, as evidências recentes contestam a possibilidade de convergência absoluta. Os resultados obtidos neste trabalho com a variável PIB agropecuário *per capita*, no decênio 1995-2005, também invalida a hipótese de convergência absoluta dos estados brasileiros. Além disso, o recente crescimento do setor agropecuário, no período analisado, não tem contribuído para amenizar a desigualdade existente entre os estados, observando-se um aprofundamento desta, fato evidenciado pela convergência para classes inferiores de renda abaixo da média nacional.

A metodologia empregada permitiu identificar a dinâmica distributiva agropecuária em longo prazo. No estado estacionário a maior parte dos estados migra para a classe 1, reduzindo as classes 2 e 3, e esse efeito de redução é maior sobre a classe 2. Isso mostra que o crescimento econômico, por si só, não está conseguindo amenizar as disparidades existentes entre as Unidades da Federação, no que tange ao PIB agropecuário *per capita*.

Assim, conclui-se que as estimativas apontam para um padrão de convergência ruim, no sentido que os estados, em sua maioria, não estão conseguindo, em média, criar trajetórias de crescimento sustentado que os levem para classes superiores de renda. Em outras palavras, no período analisado, o hiato de crescimento da renda *per capita* entre as Unidades da Federação aumentou.

Trabalhos futuros poderão ser desenvolvidos no intuito de identificar as causas do agravamento das disparidades entre os estados, bem como identificar quais estados melhoraram e quais pioraram suas posições relativas.

## ABSTRACT

The farming sector has been presenting economical significant growth in the period post Real Plan; however, it is necessary to know if such growth has resulted in reduction of the existent disparities between the Brazilian States. In this sense, the objective of the present article is to analyse the convergence of the farming Gross Domestic Product (GDP) *per capita* for the States during the period 1995-

2005, searching if there is a tendency of reduction of the existent disparities between them. The methodology is the stationary process of first order from Markov. The results show the existence of three classes of farming GNP convergence *per capita*. In long term, the hypothesis of absolute convergence is not maintained, so 66,67 % of the States will be in an inferior class to the Brazilian average, 22,22 % will be in an intermediary class above the average and 11,11 % will be in a superior class above the average.

**Keywords:** Farming; Model of Solow, Markov Chains.

## NOTAS

<sup>1</sup> Mestrando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV) e Economista dos Correios de Belo Horizonte - MG.  
E-mail: filipe\_morais\_pessoa@yahoo.com.br

<sup>2</sup> Professora Associada do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da UFV e bolsista de produtividade do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). E-mail: mfmngomes@ufv.br

<sup>3</sup> Professor Assistente do Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC-MG) e professor visitante do programa de pós-graduação de Economia da EPGE-FGV/RJ. Doutor em Economia pela Fundação Getúlio Vargas do Rio de Janeiro.  
E-mail: marcio.salvato@gmail.com

<sup>4</sup> Doutorando em Economia Aplicada (UFV), Mestre em Agronegócios pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Economista pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) e Bolsista de Doutorado do CNPq. E-mail: daniel.coronel@ufv.br

<sup>5</sup> Professor Adjunto do Departamento de Economia da UFSM e Doutor em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ-USP). E-mail: caf@ccsh.ufsm.br

<sup>6</sup> O modelo de Solow aqui desenvolvido é o modelo simples que para os propósitos da análise é suficiente para embasar o conceito de convergência.

<sup>7</sup> Solow se baseou nesta função para descrever o processo de crescimento porque ela possui uma série de características desejáveis. Para mais detalhes ver Barro e Sala-i-Martin (2004).

<sup>8</sup> Economias, aqui, devem ser entendidas como regiões agropecuárias.

<sup>9</sup> No cálculo do intervalo de classes excluiu-se da amostra o estado do Maranhão, visto que este representava um *outlier*, inviabilizando a aplicação do método de construção das classes.

<sup>10</sup> As distribuições de PIB agropecuário *per capita* foram normalizadas pela média do PIB agropecuário *per capita* brasileiro; dessa forma, a média nacional passa a ser um, e os estados têm suas posições relativas classificadas por essa média, obedecendo as classe contidas na Tabela 1. A idéia desse procedimento é possibilitar a classificação das duas distribuições (1995 e 2005) em um mesmo intervalo de classes.

<sup>11</sup> A média do PIB agropecuário *per capita*, entre os dois períodos, foi de aproximadamente R\$63,00.

## REFERÊNCIAS

ALAM, M.S. Convergence Developed countries: an empirical investigation. *Review of World Economics*, v. 128, n.2,p.189-201,1992.

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

BARRO J., R; SALA-i-MARTIN, X. *Economic Growth*. 2 ed. Londres:The Mit Press, 2004.

BARRO, R. J. Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, v.106, n.2, p.497-443, 1991.

BARRO, R. J.; SALA-i-MARTIN, X. Economics growth in a cross section of countries. *Quartely Journal of Economics*, v. 106, p.407-43, 1991.

BENHABIB, J. SPIEGEL, M. M. The role of human capital in economic development: evidence from aggregate cross-country data. *Journal of Monetary Economic*, v.34, 1994, p.143-173.

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

FERREIRA, P.; ELLERY JR, R., Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v.16, n. 1, p.83-104, 1996.

FIGUEIRÊDO, L. ; LEAL FILHO, R. S. ; AGUIAR, C. Matriz de Probabilidades de Transição por Estimador de Núcleo para as Rendas Relativas das Microrregiões de Minas Gerais. In: **XII Seminário sobre a Economia Mineira**, Diamantina, 2006.

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

FREITAS, C. A.; BACHA, C. J. C. Contribuição do capital humano para o crescimento da agropecuária brasileira – Período de 1970 a 1996. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.58, n.04, p. 533 – 557, out/dez, 2004.

FREITAS, C. A; BACHA, C. J. C.; FOSSATTI, D. M. Avaliação do desenvolvimento do setor agropecuário no Brasil. **Economia e Sociedade** (UNICAMP), Campinas, v. 16, p. 111-124, 2007.

FUENTE, A. de la; DONÉNECH, R. *Human capital in growth regressions: how much difference does data quality make?* Paris: OECD/OCDE, 2000 (Economics Department Working Paper n. 262).

FURTADO, C. **Formação Econômica do Brasil**. São Paulo. Editora Nacional. 1991.

GASQUES, J. G.; VILLA VERDE, C. M. **Competitividade de grãos e de cadeias selecionadas do agribusiness**. Brasília: IPEA, 1998. (Texto para discussão n. 538).

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA E APLICADA - IPEA. **Ipeadata**. Disponível em: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>. Acesso em: 6 jan. 2009.

JONES, C.I. **Introdução à Teoria do Crescimento Econômico**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2000.

LAU, L. J. *et al.* Education and economic growth: some cross-sectional evidence from Brazil. *Journal of Development Economics*, v.41, p.45-70, 1993.

LAURINI, M.; ANDRADE, E.; VALSS PEREIRA L. **Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros uma análise não paramétrica**. São Paulo: IBMEC, 2003. (Working Paper n.6).

LEVINE, R.; RENELT, D. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *American Economic Review*, v.82, p.942-963, 1992.

LOPES, J.L. **Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período de 1960 a 2001**. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

LUCAS, R, E. JR. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economic*, v.22,. p.3-42, 1988.

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

MANKIW, G. N.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. *Quartely Journal of Economic*, n.104, p.407-437, 1992.

MINISTÉRIO DO TRABALHO E DO EMPREGO – **Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED)**. Disponível em: <[www.caged.gov.br](http://www.caged.gov.br)>. Acesso em: 6 jun. 2008.

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

PETRAKIS, P. E.; STAMATAKIS, D. Growth and educational levels: a comparative analysis. *Economics of Education Review*, n. 21, p.513-521, 2002.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, p. 1002-1037, 1986.

SAB, R.; SMITH, S. C. Human capital convergence: a joint estimation approach. *International Monetary Fund, IMF Staff Papers*, v.49, n.02, 2002.

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

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

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

SOUZA, N.J.; PORTO JUNIOR, S.S. Crescimento Regional e novos testes de convergência para os municípios da região Nordeste do Brasil. **Anais do Segundo Encontro Brasileiro de Estudos Regionais e Urbanos**, São Paulo, 2002.

STULP, V. J. Evolução Regional da Produtividade da Mão-de-Obra na Agropecuária Gaúcha: uma Aplicação da Matriz de Markov. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 02, p. 293-316, 2004.

VICENTE, J. R. Comparações de Produtividade Agrícola entre as Unidades da Federação, 1970-1995. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 43., 2005, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: SOBER, 2005. 1 CD-ROM

WOLFF, E. N. Human capital investment and economic growth: exploring the cross-country evidence. *Strutural Change and Economic Dynamics*, n.11, p.433-472, 2000.