



ISABELA DA SILVA VALOIS

RENDA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA
(1996 - 2009)

 editora
itacaiúnas

ISABELA DA SILVA VALOIS

**Renda Agropecuária Brasileira
(1996 - 2009)**

1ª edição

Editora Itacaiúnas
Ananindeua – PA
2023

©2023 por Isabela da Silva Valois

Todos os direitos reservados.

1ª edição

Conselho editorial / Colaboradores

Márcia Aparecida da Silva Pimentel – Universidade Federal do Pará, Brasil

José Antônio Herrera – Universidade Federal do Pará, Brasil

Márcio Júnior Benassuly Barros – Universidade Federal do Oeste do Pará, Brasil

Miguel Rodrigues Netto – Universidade do Estado de Mato Grosso, Brasil

Wildoberto Batista Gurgel – Universidade Federal Rural do Semi-Árido, Brasil

André Luiz de Oliveira Brum – Universidade Federal de Rondônia, Brasil

Mário Silva Uacane – Universidade Licungo, Moçambique

Francisco da Silva Costa – Universidade do Minho, Portugal

Ofélia Pérez Montero - Universidad de Oriente – Santiago de Cuba, Cuba

Editora-chefe: Viviane Corrêa Santos – Universidade do Estado do Pará, Brasil

Editor e web designer: Walter Luiz Jardim Rodrigues – Editora Itacaiúnas, Brasil

Editor e diagramador: Deividly Edson Corrêa Barbosa - Editora Itacaiúnas, Brasil

Editoração eletrônica/ diagramação: Walter Rodrigues

Projeto de capa: da autora.

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP) de acordo com ISBD

V198 Valois, Isabela da Silva
Renda Agropecuária Brasileira (1996 - 2009) [recurso eletrônico] / Isabela da Silva Valois. - Ananindeua: Editora Itacaiúnas, 2023.
49 p.: il.: PDF , 1,5 MB.

Inclui bibliografia e índice.

ISBN: 978-85-9535-221-6 (Ebook)

DOI: 10.36599/itac-978-85-9535-221-6

1. Economia; 2. Economia agrícola; 3. Agropecuária. I. Título.

CDD 330

CDU 338.43.01

Índice para catálogo sistemático:

1. Economia 330
2. Economia agrícola 338.43.01

E-book publicado no formato PDF (Portable Document Format). Utilize o software [Adobe Reader](#) para uma melhor experiência de navegabilidade nesta obra.

O conteúdo desta obra, inclusive sua revisão ortográfica e gramatical, bem como os dados apresentados, é de responsabilidade de seus participantes, detentores dos Direitos Autorais.

Esta obra foi publicada pela [Editora Itacaiúnas](#) em junho de 2023.

Sumário

1. INTRODUÇÃO.....	5
2. O MODELO NEOCLÁSSICO.....	7
3. METODOLOGIAS TRADICIONAIS DE FUNDAMENTAÇÃO NEOCLÁSSICA E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS	12
3.1 Modelo de β -convergência	12
3.1.1 β -convergência absoluta	13
3.1.2 β -convergência condicional	14
3.2. O modelo de σ -convergência.....	14
3.2.1 Evidências empíricas	15
3.3. Limitações das metodologias neoclássicas	18
4. MODELOS DE CRESCIMENTO ENDÓGENO COMO CRÍTICA À FUNDAMENTAÇÃO NEOCLÁSSICA	20
5. O PROCESSO MARKOVIANO DE PRIMEIRA ORDEM COMO METODOLOGIA ALTERNATIVA PARA ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA	23
6. METODOLOGIA	28
7. RENDA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA (1996-2009)	33
8. CONSIDERAÇÕES FINAIS	43
9. REFERÊNCIAS.....	44

1. INTRODUÇÃO

Não é recente o interesse da pesquisa econômica internacional pela temática do crescimento econômico, particularmente associado aos movimentos de convergência e divergência ou aos hiatos (*gaps*) dos níveis de renda *per capita* que tornam as economias tão díspares, fazendo com que alguns países sejam tão ricos enquanto outros permaneçam tão pobres.

De acordo com Jones (2000), o estudo do crescimento econômico floresce nos anos 1960, tendo até os anos 1970 o modelo neoclássico de Solow (1956) como o principal fundamento teórico para o crescimento econômico. Esse modelo assume a hipótese de existência de retornos decrescentes (porém positivos) para os fatores produtivos capital e trabalho em uma função de produção neoclássica, em que a tendência declinante do produto marginal do capital no longo prazo somente pode ser compensada pela presença do progresso tecnológico, o qual permite que os países mantenham um crescimento sustentado à mesma taxa deste fator. Assim, as diferentes taxas de crescimento econômico entre os países seriam explicadas pela presença de diferenças não modeladas de progresso tecnológico, além de serem justificadas pela própria dinâmica de transição, permitindo que as economias que apresentem razão capital tecnologia inferior ao nível de longo prazo, cresçam rapidamente até alcançarem o nível de estado estacionário.

Desse modo, em consonância com a lógica do modelo neoclássico, Jones (2000) destaca a velocidade de crescimento de países que tiveram seus estoques de capital destruídos pela Segunda Guerra Mundial (como a Alemanha e o Japão), mas que em meio século superaram o ritmo de crescimento do próprio território norte americano que estivera fisicamente fora do cenário do conflito, a partir da manutenção de níveis elevados de poupança; assim como Cingapura, Coréia do Sul e Taiwan, que apresentaram rápido crescimento econômico a partir do aumento de suas respectivas taxas de investimento, as quais permitiram a transição para uma razão produto tecnologia mais elevada.

Para Stülp e Fochezatto (2004), o modelo de Solow prevê que diante da presença de retornos decrescentes para os fatores produtivos, regiões menos desenvolvidas ao promoverem uso menos intenso de tais fatores, tenderiam a crescer em velocidade maior que as regiões mais desenvolvidas, em que a utilização dos fatores



produtivos é realizada de forma mais intensiva, de modo a alcançarem a convergência de renda *per capita* no longo prazo.

Na tentativa de validar a hipótese de convergência, o presente trabalho utiliza a metodologia do Processo de Markov de Primeira Ordem (a qual permite tanto capturar o movimento das rendas na direção de seu estado estacionário, quanto mensurar o tempo necessário para que as economias em análise alcancem o equilíbrio de longo prazo), tomando como base os trabalhos internacionais de Togo (2001), Ponzio (2004), Geppert, Happich e Stephan (2005), Temel, Tansel e Gungor (2005), Sakamoto (2007), Rodriguez e Velázquez (2009), Naschold (2009), e Rattso e Stokke (2011); e os estudos nacionais de Laurini, Andrade e Pereira (2003), Stülp e Fochezatto (2004), Fochezatto e Stülp (2008), Pessoa *et al* (2009), Santos (2010), e Salvato e Matias (2010).

Dentre tais estudos, que fazem uso desta metodologia aplicada ao meio rural, em nível internacional, destaca-se apenas o realizado por Temel, Tansel e Gungor (2005), que examina a convergência de renda entre os setores agrícola, industrial e de serviços de transporte da economia turca para o período de 1975-1990 e quanto à literatura nacional, ressaltam-se os estudos desenvolvidos por Pessoa *et al* (2009), que analisa a convergência do PIB agropecuário *per capita* dos Estados brasileiros entre 1995 e 2005; e Santos (2010), que investiga a convergência da renda agropecuária entre os municípios do Estado de Goiás para os anos de 1996 e 2006.

Diante da dinâmica apresentada pelo setor agropecuário, particularmente no período pós transição para o Plano Real (1996-2009), quando o PIB agropecuário, seguindo a tendência do PIB nacional apresenta trajetória de crescimento quase que ininterrupta, em que os maiores níveis de PIB *per capita* sugerem redução das desigualdades de renda entre os estados do país, e melhoria das condições de vida no meio rural, torna-se imperativo investigar se tal dinâmica seria resultado da ocorrência de um processo de *catching up*, em que no *steady state* as economias estaduais apresentariam convergência de suas rendas *per capita* agropecuárias, configurando, no longo prazo, um crescimento econômico mais equilibrado. Nesse sentido, este estudo espera contribuir para a eliminação de lacunas existentes acerca de estudos de convergência da renda no campo rural, buscando, através do processo estacionário de primeira ordem de Markov (que constitui um método relativamente novo), identificar se os movimentos de renda *per capita* agropecuária nos Estados do Brasil tendem à equalização e convergência no longo



prazo; ou se o crescimento econômico rural se processa de maneira concentrada, acentuando ainda mais as disparidades interestaduais já existentes.

2. O MODELO NEOCLÁSSICO

Para Solow (1956) e Swan (1956) apud Laurini, Andrade e Pereira (2005, p. 2099), a convergência é uma das principais previsões do modelo neoclássico em que:

(...) Being a consequence of the assumption of diminishing returns for factors of production, this implies that the productivity of capital is greater in relatively poorer economies, leading to a higher rate of growth in economies with a lower capital stock, and to income convergence in the long run. Due to a greater homogeneity in technological and behavioural parameters, caused by the absence of barriers to the mobility of capital and labour within a single country, the convergence between incomes of municipalities within a single country would be even more likely.

Marino (2005) destaca que nos modelos de Solow (1956) e Swan (1956) seria inevitável que no longo prazo as rendas das economias tanto pobres quanto ricas sofressem um processo de equalização (convergência) devido à velocidade de crescimento das economias pobres, induzida pelo retorno decrescente dos fatores, superarem o ritmo de crescimento dos países ricos. A plena mobilidade dos fatores também condicionaria desigualdades, dado que a mão-de-obra buscaria migrar para regiões que melhor lhe remunerasse; assim como os capitais fluiriam para economias que lhes rendessem maiores retornos. Deste modo, a tendência de convergência para um equilíbrio comum no longo prazo só deixaria de ocorrer caso fossem identificadas diferenças nos parâmetros que definem a produção, o consumo e a poupança, fazendo com que as economias alcançassem distintos níveis de equilíbrio no longo prazo.

Com base nos estudos de Mankiw (2008), as diferenças de renda ao longo do tempo entre os países são atribuídas ao próprio diferencial na dotação dos fatores produtivos em cada país. Nesse sentido, foram desenvolvidas análises dinâmicas que buscaram descrever mudanças temporais na economia, como o modelo de crescimento de Solow, desenvolvido nas décadas de 1950 e 1960, que se concentrou em mostrar que tanto os níveis de produção, quanto o crescimento das economias ao longo do tempo, são afetados por variáveis como a poupança, o crescimento populacional e o progresso tecnológico, e como tal relação acontece.

O modelo de Solow revela o modo como a interação entre crescimento do estoque de capital, força de trabalho e avanços tecnológicos afetam a produção de bens e



serviços de um país. Nas várias etapas de construção do modelo, parte-se do exame da oferta e demanda agregada como determinantes da acumulação do capital, considerando fixas as variáveis tecnologia e trabalho.

De acordo com Mankiw (2008), a oferta de bens no modelo de Solow é representada pela função neoclássica de produção dependente do estoque de capital (K) e do trabalho (L):

$$Y = F(K, L) \quad (1)$$

a qual apresenta retornos constantes de escala representado por:

$$zY = F(zK, zL) \quad (2)$$

permitindo a análise dos valores da economia em termos relativos ao tamanho da força de trabalho, ou seja, em termos *per capita*, tornando a constante z como $z = 1/L$, de modo a obter:

$$(1/L).Y = F[(1/L).K, (1/L).L] \quad (3)$$

$$Y/L = F[K/L, 1] \quad (4)$$

em que Y/L representa a produção *per capita* (y), K/L corresponde ao capital *per capita* (k), e a constante 1 pode ser ignorada. Deste modo, a função de produção pode ser reescrita como:

$$y = f(k, 1)I \quad (5)$$

$$y = f(k) \quad (6)$$

A produção adicional de um trabalhador em decorrência de uma unidade a mais de capital, ou seja, a produtividade marginal do capital:

$$PmgK = f(k+1) - f(k) \quad (7)$$

é representada pela inclinação da função de produção, que indica uma produtividade marginal decrescente para o capital à medida em que ocorre adição do capital em uma unidade.

A demanda por bens no modelo de Solow, além de não incluir os gastos do governo, pressupõe uma economia fechada, e divide a produção *per capita* (y) entre apenas o consumo *per capita* (c) e o investimento *per capita* (i):

$$y = c + i \quad (8)$$

A renda *per capita* é alocada entre poupança (s), cuja taxa encontra-se no intervalo $0 \leq s \leq 1$, de modo que se obtém um nível de investimento *per capita* igual ao nível de poupança que, por sua vez, corresponde à fração de produção destinada ao investimento, ou seja, “[...] a taxa de poupança, s , determina a distribuição da produção entre consumo e investimento” (MANKIWI, 2008, p. 140). Assim:

$$y = (1 - s)y + i \quad (9)$$

$$y = y - sy + i \quad (10)$$

$$y - sy + i = y \quad (11)$$

$$i = sy \quad (12)$$

O estoque de capital constitui um determinante essencial da produção econômica, de modo que $i = sy$ pode ser reescrito como $i = sf(k)$, o que significa que o produto é determinado pela função de produção $f(k)$ para qualquer valor de k , e é de sua variação ao longo do tempo que decorre o crescimento econômico. Tais variações durante o processo produtivo estão, por sua vez, inteiramente relacionadas com o nível de investimento (bens de capital), que permitem o incremento no estoque de capital, elevando-o; e com a depreciação (δ), que representa o desgaste natural dos bens de capital, promovendo decremento do estoque de capital, sendo proporcional a este (δk). Essa relação que mostra como o capital se acumula pode ser sintetizada da seguinte forma:

Varição do estoque de capital = investimento – depreciação

$$\Delta k = i - \delta k \quad (13)$$

$$\Delta k = sf(k) - \delta k \quad (14)$$

Nos níveis de investimento e de depreciação para diferentes níveis de estoque de capital (k), quanto maior for este último, maiores serão os níveis de investimento e consequentemente de produto, porém, maior também será a depreciação. Somente quando as forças que atuam sobre o estoque de capital se equilibram (investimento e depreciação), é que o estoque de capital deixa de variar, tornando constante o nível de produção ao longo do tempo. Nesse estágio, diz-se que a economia alcançou o estado estacionário, que representa o equilíbrio econômico no longo prazo.

Segundo as proposições do modelo de Solow apud Mankiw (2008), todas as economias que ainda não alcançaram o estado estacionário caminham em sua direção e

ao alcançá-lo, nele permanece, independentemente do nível de capital com que começaram, pois sendo este inferior ao nível de capital no estado estacionário (k^*), de modo que o montante de investimento excede a depreciação, o estoque de capital crescerá ao longo do tempo, assim como o nível de produção $f(k)$, até que se aproxime do estado estacionário. Contrariamente, quando o nível de capital inicial for superior ao nível de capital do estado estacionário (k^*), de modo que o montante de investimento encontre-se em nível inferior à depreciação, a celeridade do desgaste do capital superará a celeridade de sua substituição, fazendo com que o estoque de capital se reduza até se aproximar do estado estacionário (*steady state*) no longo prazo.

Economias que em consequência de catástrofes ou guerras apresentam baixo estoque de capital exibem, do mesmo modo, reduzido nível de produto. Entretanto, quando a taxa de poupança (a qual corresponde à formação da produção destinada à poupança e ao investimento) se mantiver inalterada, como destaca Mankiw (2008, p. 144), “ [...] a economia experimentará (...) um período de intenso crescimento”. Isto acontece porque devido ao reduzido estoque de capital, haverá incremento de investimento em nível maior que o desgaste promovido pela depreciação, incitando uma trajetória de crescimento acelerado. Assim, as discrepâncias nos níveis de desenvolvimento econômico entre os países são explicadas, no modelo de Solow, pelas diferentes taxas de poupança que são mantidas por cada país.

A exemplo disso, cita-se a “milagrosa” recuperação econômica da Alemanha e do Japão que tiveram parte de seu estoque de capital destruída durante a Segunda Grande Guerra, ao manterem uma taxa de poupança elevada, emplacaram um crescimento acelerado que permitiu que entre 1948 e 1972, o Japão apresentasse crescimento *per capita* de produção na ordem de 8,2% a.a., e a Alemanha, 5,7% a.a., enquanto os EUA crescera no mesmo período a um ritmo de 2,2% a.a. devido à sua taxa de poupança relativamente mais baixa (MANKIW, 2008).

Nesse caso, o modelo de Solow prevê que países que, a partir de um estado estacionário, busque aumentar a sua taxa de poupança tendem para um novo estacionário com maiores níveis de estoque de capital e de produto.

De acordo com Mankiw (2008), isso ocorre porque o crescimento da taxa de poupança eleva o nível de investimento, fazendo com que este exceda a depreciação. O aumento do estoque de capital se dará de forma gradual, direcionando a economia a um



novo estado estacionário com maiores níveis de capital de produto – muito embora, na situação inversa, o autor observa que níveis inferiores de poupança resultariam em menor estoque de capital e reduzido nível de produto no estado estacionário, justificando sua crítica às economias em que se mantém a persistência de déficit orçamentário, responsável pela contração da poupança nacional e consequente inibição dos investimentos. Entretanto, a trajetória de crescimento do produto é registrada apenas durante a transição de um estado estacionário a outro, constituindo um efeito de nível em que a taxa de crescimento não é afetada pela taxa de poupança, mas apenas o nível de renda *per capita*.

O descontrole da taxa de crescimento populacional também é apontado no modelo de Solow como um fator que resulta no empobrecimento das economias, dado que de modo semelhante à depreciação, o crescimento populacional reduz a acumulação de capital por trabalhador no estado estacionário, resultando em níveis mais baixos de renda *per capita*. Esse fato justifica a preocupação dos formuladores de política econômica com o controle de natalidade, marcadamente adotada na economia chinesa com o objetivo de ampliar a renda *per capita* no longo prazo.

Embora, de acordo com Mankiw (2008), o modelo Kamineriano¹ busque na história evidências empíricas que garantem que uma população maior constitui um elemento fundamental para a promoção do progresso tecnológico, que, por sua vez, constitui o único fator capaz de explicar o crescimento sustentado das economias no modelo de Solow, dado sua habilidade de expandir a capacidade produtiva ao longo do tempo.

A redução do estoque de capital em decorrência do crescimento populacional a uma taxa n pode ser descrita como:

$$\Delta k = sf(k) - (\delta + n)k \quad (15)$$

A consideração da variável progresso tecnológico introduz a eficiência da mão-de-obra no modelo neoclássico de produção indicando que melhorias nas técnicas produtivas aumentam a produtividade do trabalhador, tornando-os mais eficientes, de modo a beneficiar a economia com níveis maiores de produto (o produto cresce a uma

¹ Para maiores detalhes, ver KRAMER (1993).

taxa constante g). Nesse sentido, a evolução do capital *per capita* ao longo do tempo passa a ser dada por:

$$\Delta k = sf(k) - (\delta+n+g)k \quad (16)$$

A sustentabilidade do crescimento no longo prazo decorreria do fato do progresso tecnológico acarretar o crescimento sustentável do produto por trabalhador ao longo do tempo, dada a sua capacidade de compensar continuamente a tendência declinante do produto marginal do capital no longo prazo, “[...] em consequência, a produtividade do trabalho aumenta tanto diretamente devido às melhorias tecnológicas, quanto indiretamente, devido à acumulação de capital adicional que essas melhorias tornam possível” (JONES, 2000, p. 31). Na ausência da variável tecnologia, a acumulação de capital alcançaria a fase de rendimento decrescente, que impediria a sustentabilidade do crescimento. Contudo, o modelo de Solow falha em explicar a variação do produto da economia que não foi explicada pelos fatores capital e trabalho, e que é resultado do progresso tecnológico, atribuindo a esta variável, uma origem exógena.

Laurini, Andrade e Pereira (2003) concluem a análise ressaltando que o processo de convergência predito por Solow, em que no longo prazo economias mais pobres alcançariam as economias mais ricas em termos de renda *per capita*, eliminando o *gap* de crescimento entre elas, implica em aceitar que economias mais pobres (em que o estoque de capital é mais baixo) tendem a apresentar produtividade do capital mais elevada, resultando em taxas de crescimento mais expressivas que levariam, no longo prazo, à convergência para os mesmos níveis de renda das economias desenvolvidas. Essas taxas de crescimento seriam gradativamente reduzidas durante o processo de *catching up*, na medida em que as economias se aproximassem do estado estacionário.

3. METODOLOGIAS TRADICIONAIS DE FUNDAMENTAÇÃO NEOCLÁSSICA E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

3.1 Modelo de β -convergência

De forma generalizada, o modelo de β -convergência se expressa por uma relação negativa entre o valor inicial do índice utilizado e sua taxa de crescimento, indicando que economias que apresentam inicialmente, menor renda *per capita* são mais propícias a alcançarem uma velocidade de crescimento maior que economias que iniciam



o processo com rendas *per capita* mais elevadas, convergindo para a completa equidade das rendas, como observam Santos e Baptista (2008), uma vez que o estado estacionário é constante para todos.

A metodologia de β -convergência apresenta-se em dois tipos: a β -convergência absoluta e a β -convergência condicional.

3.1.1 β -convergência absoluta

Na β -convergência absoluta, economias que possuem as mesmas características estruturais no longo prazo tendem a convergir para um único estado estacionário, de modo que:

O teste de β -convergência absoluta (...) considera que todas as unidades geográficas analisadas possuem o mesmo nível de renda rural *per capita* em estado estacionário (situação em que todas as variáveis do modelo crescem a taxas constantes) e que as diferenças observadas nos níveis de renda (...) *per capita* atuais se deve apenas a desvios de curto prazo no estoque de capital físico *per capita* das regiões em relação a seu nível em estado estacionário” (SANTOS; BATISTA, 2008, p. 5).

De acordo com Baumont *et al.* (2000) apud Stülp e Fochezatto (2004), a hipótese de β -convergência absoluta pode ser testada através do modelo econométrico:

$$(1/T)\ln(y_{i,T}/y_{i,0}) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \varepsilon_i \quad (17)$$

considerando:

$y_{i,0}$ = PIB *per capita* da região i no período inicial;

$y_{i,T}$ = PIB *per capita* da região i no período t ;

T = número de períodos analisados;

α , β = parâmetros estimados;

ε_i = termo de erro (aleatório).

A β -convergência absoluta, que independe das condições iniciais de renda das economias, ocorrerá quando β for negativo e tiver significância estatística, indicando a existência de correlação negativa entre o nível inicial de renda *per capita* e sua taxa média de crescimento no intervalo de tempo inicial e final contemplado pela análise.

Esse modelo também permite que se calcule a velocidade com que as rendas *per capita* se convergem:

$$\Theta = -\ln(1 + T\beta)/T \quad (18)$$



E a meia vida que corresponde ao tempo que as economias gastam para alcançar o ponto médio da trajetória que as conduzem para o equilíbrio de longo prazo:

$$\tau = - \ln (2) / \ln (1+\beta) \quad (19)$$

3.1.2 β -convergência condicional

Na β -convergência condicional, persistindo as desigualdades, no longo prazo, as economias convergem para diferentes estados estacionários. Esta metodologia constitui uma modificação no método de cálculo do teste de hipótese de β -convergência absoluta, a fim de retratar características importantes na dinâmica de crescimento para algumas economias.

Assim, de acordo com o estudo de Barro e Sala-I-Martin (1995), a hipótese de β -convergência condicional inclui variáveis de controle (X_i), que destacam as especificidades do estado estacionário das economias em análise através da estimação do modelo econométrico:

$$(1/T) \ln (y_{i,T} / y_{i,0}) = \alpha + \beta \ln (Y_{i,0}) + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (20)$$

A hipótese de convergência será confirmada quando ocorrer “[...] relação negativa entre a taxa de crescimento do indicador de eficiência e seu valor inicial ($\beta < 0$) após controladas as diferenças [...] em termos das variáveis incluídas em X” (SANTOS; BAPTISTA, 2008, p.10). Contudo, a ocorrência de β -convergência condicional não se traduz em redução das disparidades, pois estas persistirão ao longo do tempo, mas em tendência de convergência para estados estacionários tão diferentes quanto particulares para cada economia.

3.2. O modelo de σ -convergência

Para Barro e Sala-I-Martin (1995), o teste de σ -convergência identifica a dispersão da renda *per capita* ao longo do tempo através da razão do desvio padrão dos períodos final (DP_t) e inicial (DP_0), em que haverá convergência quando o desvio padrão do período final for menor que o desvio padrão do período inicial, fazendo com que a razão destas variáveis resulte em um valor menor que um:

$$\sigma = DP_t / DP_0 \quad (21)$$

Na relação entre as β e σ convergências, a primeira constitui condição necessária, mas não suficiente para a ocorrência da segunda, dada a possibilidade de choques exógenos nas taxas de crescimento aumentar a dispersão das rendas, como observa Duarte (2011). A principal diferença entre um critério e outro é que enquanto:

β -convergência investiga se as [economias] que estão abaixo do seu produto (por unidades de eficiência) de steady state crescem mais rápido; (...) σ -convergência investiga se a dispersão das rendas *per capita* [das economias] tende a cair com o tempo” (FERREIRA; ELLERY JR., 1996, p. 11).

3.2.1 Evidências empíricas

Para Marino (2005), a hipótese de convergência foi modelada pela primeira vez pelo historiador econômico Gerschenkron (1992), com base na observação do potencial de crescimento das economias europeias atrasadas, decorrentes da absorção de tecnologias geradas por países ricos. De acordo com o mesmo autor, Abramovitz (1986) teria dado preciosa contribuição ao estudo de convergência da renda *per capita* ao identificar, nos diferentes níveis de renda iniciais, uma condição necessária, embora não suficiente para o desencadeamento do processo de convergência. Marino (2005) ainda constata a construção de uma base de dados por Maddison (1982) na primeira aplicação empírica relacionada aos estudos de convergência.

Contudo, verifica-se que as metodologias de beta e sigma convergência surgiram da necessidade de validação dos pressupostos da teoria neoclássica. Tendo sido sua prática introduzida por Baumol (1986) em seu artigo precursor da utilização dos testes de hipótese de convergência nos estudos de crescimento econômico, em que a partir da utilização da base de dados construída por Maddison (1982), o autor identifica forte convergência da produção por hora de trabalho e de renda para uma seleção de países industrializados entre 1870 e 1879. Tal investigação, entretanto, tem seus resultados e conclusões contestados por De Long (1987), que aponta existência de viés na amostra de países selecionados, concentrada em nações relativamente ricas e bem posicionadas na economia nacional que, de acordo com o seu exame, sempre tenderiam a apresentar convergência natural de crescimento econômico.

O estudo clássico de Barro e Sala-I-Martin (1992), em que as metodologias de teste de convergência inseridas por Baumol (1986) são aperfeiçoadas, analisa os estados norte-americanos entre 1840 e 1988, encontrando tendência de convergência para



um único estado estacionário (β -convergência absoluta), dada a semelhança entre os parâmetros das áreas analisadas. Em nível mundial, os mesmos autores, ao focalizarem o período de 1960 a 1985, verificaram que os países apresentam persistência das disparidades devido aos diferentes estados estacionários identificados no equilíbrio de longo prazo (β -convergência condicional).

A mesma linha de estudo com bases neoclássicas é retomada por Barro e Sala-I-Martin (1995), que analisam a convergência de renda *per capita* para uma amostra homogeneizada de países desenvolvidos que são membros da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Selecionando o período de 1960 a 1985, identificaram convergência de renda absoluta ao detectarem maiores taxas de crescimento de renda *per capita* nos países mais pobres em relação às taxas apresentadas por países mais ricos, e tendência de convergência para um único estado estacionário. Já para amostras em que as unidades de estudo apresentaram características econômicas com alto grau de heterogeneidade, diferenças específicas tiveram que ser consideradas, dado que cada região converge para seu próprio estado estacionário, condicionado a tais especificidades, constituindo, portanto, um processo de convergência condicional de renda.

Em sua análise, Pritchett (1997) não apenas verifica a inexistência de convergência entre países pobres e ricos entre 1970 e 1990, mas conclui que a discrepância da renda *per capita* destes é cinco vezes maior.

Togo (2001) realiza estudos de desigualdade de renda regional para sete economias do Leste Asiático (Japão, Coréia, Malásia, Tailândia, Filipinas, Indonésia e China), em que encontra tanto convergência quanto divergência de renda *per capita* para as áreas analisadas, de acordo com variáveis específicas de controle.

Hammouda *et al* (2007) identificam baixa convergência absoluta de renda para regiões africanas entre 1980-2003 após a integração regional que introduziu o livre comércio entre as áreas analisadas.

Alicerçados nas regressões formuladas por Barro e Sala-I-Martin (1992), os autores Hofer e Wörgötter (1993), ao examinarem o crescimento econômico e distribuição da renda *per capita* para regiões e distritos da Austrália no período de 1961 a 1989, detectaram evidências estatisticamente significativas de convergência de renda somente após a exclusão de duas observações atípicas da amostras (*outliers*); Coulombe



e Tremblay (1998) tomaram o Canadá como unidade de observação, em que identificaram indícios de convergência de renda catalisada pela inserção do capital humano, destacando a relevância das políticas públicas orientadas para o setor educacional.

Os desníveis de renda *per capita* podem ainda serem observados dentro dos limites geográficos em que países que apresentam convergência de renda com outros países podem apesar disso, apresentarem divergência de renda *per capita* no âmbito dos territórios que os compõem.

Nesse sentido, ao estudaram a convergência de renda das Regiões Especiais Administrativas (SARs)² formadas por Hong Kong e Macau após a reunificação com a China nos anos 1990, Lei e Yao (2006) verificaram que apesar das razões históricas terem mantido o atraso em termos de renda *per capita* na China em relação à Hong Kong e Macau, os intervalos de renda aumentaram antes mesmo das mudanças econômicas serem implementadas no território chinês no final dos anos 1970, mas voltaram a reduzir desde então. O estudo de convergência de renda destas áreas para um período de mais de quarenta anos (1961-2002), através de testes de β -convergência e σ -convergência indicam evidência de convergência apenas a partir do período de pós-reforma, mas os autores destacam que a convergência de renda na China foi conseguida contra uma tendência crescente de desigualdade no interior das próprias províncias chinesas, justificada pela extensão territorial do país que faz com que o desenvolvimento seja desigual, de modo que algumas regiões apresentem convergência de renda *per capita* como Hong Kong e Macau, enquanto outras não apresentem o mesmo resultado.

No Brasil, diversas pesquisas sobre desigualdade de crescimento econômico têm igualmente se concentrado em metodologias de β -convergência (absoluta e condicional) e σ -convergência, como os estudos de Ferreira e Diniz (1995), Ferreira e Ellery Jr. (1996), Ferreira (1996) e Ferreira (1998), os quais concluem a existência de contínua tendência de convergência absoluta entre os Estados do país para a análise de períodos semelhantes que giram em torno dos anos 1970 e 1990. Laurini, Andrade e Pereira (2005) fundamentam seu estudo acerca da evolução da distribuição da renda relativa *per capita* para os municípios brasileiros entre 1970-1996, nos testes tradicionais

² SARs – Special Administrative Regions.

de convergência, mas enfatizam a extrema importância da modelagem da dinâmica da renda dos municípios por meio de metodologias não paramétricas³.

O setor agropecuário nacional, que possui uma gama mais restrita de trabalhos que o coloque em evidência, tem seu crescimento econômico analisado por Santos e Baptista (2008), que abordam os municípios brasileiros entre 1991 e 2005 e detectam tendência de redução das disparidades de renda *per capita* agropecuária induzidas por fatores específicos e políticas direcionadas (convergência condicional).

Spohr e Freitas (2011) também testam as hipóteses de beta convergência absoluta, condicional e sigma convergência para o PIB agropecuário *per capita* do Brasil, entre 1980 e 2004, em que os resultados da análise sustentam a tendência de convergência de cada unidade federativa para o estado estacionário, considerando os testes de beta convergência absoluta. Já quando se considera o desempenho do capital humano (análise condicional), cada unidade federativa passa a convergir para o seu próprio estado estacionário.

3.3. Limitações das metodologias neoclássicas

Apesar da ampla aceitação no meio acadêmico, análises de crescimento econômico com base em testes de β e σ convergência têm sido alvo de muitas críticas que merecem ser consideradas.

Friedman (1992), Quah (1993), Bernard e Durlaf (1996) apontam a Falácia de Galton como um problema clássico inerente às metodologias fundamentadas em estimações por meio do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), em que, citando tais autores, Souza e Porto Júnior (2008, p. 8) destacam que:

uma inclinação negativa para a reta ajustada dos dados de crescimento médio e renda inicial não significa que há convergência ou que o grau de dispersão das rendas *per capita* entre diversas regiões teriam diminuído. Na realidade, indica apenas que numa dada amostra, há uma tendência de ajuste para a média se impõe a restrição de erros estocásticos bem comportados, independentes, com média zero e distribuição normal.

Na mesma linha argumentativa, Bertussi (2010) também aponta a Falácia de Galton em sua crítica ao teste paramétrico de beta convergência, em que se assume a existência de uma relação linear entre a taxa de crescimento e o logaritmo da renda inicial. Esse autor ressalta que o uso de metodologias não paramétricas permite a captura de

³ Os autores fazem referência às matrizes de transição de Markov.



informações acerca da dinâmica completa e não apenas da média condicional da distribuição, implicando em maior robustez para os resultados.

Laurini, Andrade e Pereira (2005) além de enfatizarem a incapacidade dos testes paramétricos de beta e sigma convergência em apresentarem resultados robustos na identificação de clubes de convergência; destacam a impossibilidade de tais metodologias capturarem o movimento das rendas ao longo do tempo; mostrando ainda a possibilidade do pressuposto de linearidade na regressão de crescimento esconder relações de divergência para algumas faixas de rendas relativas.

Stül e Fochezatto (2004) destacam a suposição de retornos decrescentes dos fatores de produção como principal crítica teórica atribuída às metodologias tradicionais, dada sua fundamentação em modelos de crescimento neoclássicos, quando as teorias de crescimento endógeno provam teórica e empiricamente a existência de retornos crescentes para os fatores.

Mello e Novo (2002) apud Bertussi (2010); Andrade *et al.* (2002), Canarella e Pollardd (2004) criticam a generalização dos coeficientes da regressão para todas as economias em análise, a despeito de suas especificidades; bem como a generalização das variáveis explicativas que fará com que a taxa de crescimento da renda seja igual para todos os países analisados; além do viés gerado nos coeficientes em decorrência da presença de observações atípicas (*outliers*). Do mesmo modo, Silva e Figueiredo (2009) criticam a sumarização do parâmetro estimado para um valor único de beta, em que as economias apresentariam uma mesma taxa de convergência, além de também apontarem a Falácia de Galton como uma limitação dos métodos neoclássicos tradicionais de teste de hipótese de convergência.

Gondim (2004) atribui a controvérsia dos resultados dos estudos de convergência com base nas metodologias tradicionais em discussão, aos vieses decorrentes da escolha das amostras e do período de tempo selecionado para análise.

Pessoa *et al* (2009) critica a facilidade do tratamento dos dados e de sua interpretação fundamentada na simples análise do sinal do coeficiente estimado. E, em consenso com autores de uma vasta literatura, observa a possibilidade de estimações inconsistentes para β ; além de enfatizar a inadequabilidade dos indicadores de dispersão, essência da metodologia sigma, para identificar convergência, dado o comportamento das distribuições *per capita* em alguns casos; e de confirmar a incapacidade dos conceitos e técnicas de beta e sigma convergência em mostrar o comportamento das distribuições de

renda no tempo, impedindo a realização de inferências sobre a dinâmica em termos relativos à posição das economias em sua trajetória em direção à convergência.

Na mesma linha argumentativa, Santos (2010) igualmente atribui a difusão de métodos de β -convergência e σ -convergência às facilidades mencionadas por Pessoa *et al* (2009).

Duarte (2011) aponta que as idênticas características estruturais exigidas como pré-requisito para a ocorrência de convergência para um único estado estacionário implicam na perigosa aceitação da hipótese de que economias que apresentem diferentes características estruturais tendem a convergirem para estados estacionários distintos, de modo que economias tanto ricas quanto pobres, no longo prazo tenderiam a permanecer no estado de desenvolvimento em que já se encontram.

4. MODELOS DE CRESCIMENTO ENDÓGENO COMO CRÍTICA À FUNDAMENTAÇÃO NEOCLÁSSICA

Mankiw (2008) atribui a retomada do crescimento econômico como objeto de pesquisa na década de 1980, à tentativa de explicar o progresso tecnológico, considerado como exógeno no modelo de Solow.

Outros autores buscam, em seus estudos, além de relaxar a hipótese de exogeneidade para o progresso tecnológico, sanar as demais lacunas identificadas no modelo neoclássico.

Romer (1986) apud Santos (2010) em sua crítica ao modelo de Solow enfatiza sua simplificação extrema ao limitar a análise a uma economia fechada, em que as taxas de crescimento populacional, tecnológico, de depreciação e de poupança são constantes; as oscilações de emprego são ignoradas, e os níveis iniciais de capital, trabalho e conhecimento são previamente determinados.

A restrição do modelo de Solow em considerar apenas o capital físico em sua análise é apontada por Mankiw, Romer e Weil (1992) apud Santos (2010) como principal fator que o incapacita a explicar os desníveis econômicos existentes entre os países, dado que tais discrepâncias seriam devidas não às taxas de crescimento de renda, mas às diferenças no estoque de capital *per capita*. Nesse sentido, os autores propõem a aplicação



do conceito de capital pela inclusão do estoque de capital humano na reformulação do modelo de Solow⁴.

Essa “movimentação teórica” propiciou o surgimento da Nova Teoria do Crescimento Econômico, em que Oreiro (1999) apud Santos (2010) confere o esforço de desenvolvimento de novas teorias de crescimento à incapacidade do modelo de Solow em explicar as disparidades de renda *per capita* registradas entre as diversas nações mundiais.

Para Romer (1994) apud Higachi, Canuto e Porcile (1999), a identificação de mudança técnica endógena como determinante do crescimento econômico em detrimento das forças exógenas é a principal característica que distingue as “velhas teorias neoclássicas” fundamentadas nos modelos de Solow e Swan (1956), das “novas teorias neoclássicas” de crescimento, ou Moderna Teoria do Crescimento Econômico, melhor conhecidas como “teorias do crescimento endógeno”, que têm ganhado destaque nos estudos e discussões acerca do crescimento econômico nas últimas décadas.

Antes disso, por volta dos anos 1950, diante da incapacidade de explicar a origem da evolução econômica detectada desde a Revolução Industrial através do registro do crescimento permanente da produtividade do trabalho e das rendas *per capita*, a teoria neoclássica simplesmente atribuía tal progresso à mudança técnica, tomando-a como uma força exógena. E justamente esta falha teórica que a teoria do crescimento endógeno busca contornar através da endogeneização do progresso tecnológico.

Romer (1986) e Lucas (1988) observaram que a persistência de padrões desiguais de desenvolvimento na economia mundial (em que há existência de taxas de crescimento e níveis de renda *per capita* divergentes entre países ricos e pobres) conflitavam com a previsão de convergência apregoada pelo modelo de Solow; assim como o diferencial internacional de remuneração para a mobilidade do capital humano na direção de regiões que devido à escassez o demandasse, violava sua pressuposição de indistinto acesso aos mesmos níveis tecnológicos por todos os países.

Com base nos estudos de Verspagen (1993), Grossman e Helpman (1994) e Romer (1994); Higachi, Canuto e Porcile (1999) afirmam que a exogeneidade do progresso técnico somado ao indistinto acesso a todas as tecnologias para todos os países do mundo, são pressuposições inconsistentes do velho modelo neoclássico que, refutadas

⁴ Para mais detalhes sobre o Modelo de Solow Ampliado ver: MANKIW; ROMER; WEIL (1992).

por relevantes trabalhos na tentativa de remover a centralidade dessas ideias modeladas, resultaram no surgimento dos modelos de crescimento endógeno.

Entretanto, no modelo de crescimento endógeno, o crescimento das rendas *per capita* realimentado pela introdução intermitente de novas tecnologias afastam as economias do estado estacionário preconizado pela teoria neoclássica. Assim, Romer (1986) verifica que os rendimentos decrescentes que constituem condição necessária para a convergência são eliminados, uma vez que na presença de *learning-by-doing* e *knowledge spillovers*, o estoque de capital da economia permite a manutenção do progresso tecnológico; enquanto Lucas (1988) identifica as externalidades geradas pelo capital humano como determinantes do progresso tecnológico. Deste modo, para Gondim (2004, p. 78): “[...] nesse modelo, economias com maior estoque de capital humano crescem mais rápido, *não havendo, portanto, convergência para um determinado estado estacionário*”, ou seja, os modelos teóricos de crescimento endógeno eliminam a previsão de convergência.

Para Fagerberg (1994), a convergência dos níveis de salários e rendas *per capita* só seria possível se a economia mundial pudesse alcançar a convergência simultânea dos níveis tecnológicos e de capacidade inovativa. Entretanto, maiores níveis de capital humano ou de pesquisa e desenvolvimento não necessariamente constituem garantia de maiores taxas de crescimento, dado que, como mostra a evidência empírica, de acordo com Jones (1995), a velocidade de crescimento dos países ricos nem sempre supera a celeridade apresentada por países mais pobres – o que contradiz as predições do modelo de crescimento endógeno.

Desse modo, para Vercelli (1991), mesmo as novas teorias do crescimento conduzem a um processo de “reduccionismo” da complexidade dos fenômenos que implicam em perdas. Higachi, Canuto e Porcile (1999) reforçam tal afirmação, mas lembra que mesmo os esforços teóricos que envolvem procedimento de simplificação não podem abstrair o essencial em um modelo. Nesse sentido:

Na medida que os microfundamentos neoclássicos das novas teorias do crescimento reduzem a incerteza ao risco, a complexidade à simples regularidades, a coordenação ao equilíbrio, bem como a mudança à invariância estrutural, permitem-nas captar somente alguns dos determinantes mais imediatos do crescimento econômico (educação, investimento), mas não suas fontes mais profundas: a mudança técnica, organizacional e institucional. Com efeito, seu escopo de validade empírica é restrito a um pequeno conjunto de fenômenos lineares, estacionários e ergódicos, entre aqueles associados ao crescimento econômico (HIGACHI; CANUTO; PORCILE, 1999, p. 58).



E ainda destacam a possibilidade de aplicação das novas teorias de crescimento gerar resultados analíticos pouco robustos que comprometam a estática e a dinâmica comparativa, ao afirmar que:

Os modelos de crescimento endógeno em geral chegam a equilíbrios instáveis. Para a solução desse problema de instabilidade estrutural, adota-se a hipótese *ad hoc* de equilíbrio ponto-de-sela, o qual seria constituído de um ramo estável e outro instável. Adicionalmente, através da utilização também *ad hoc* da condição de equilíbrio de transversalidade ou da suposição de que o mundo empírico é estável, seleciona-se o ramo estável. Com efeito, a solução é estável, mas o modelo continua instável (HIGACHI; CANUTO; PORCILE, 1999, p. 58).

Tal citação leva a conclusão de que nem mesmo a renovação das teorias de crescimento econômico que busca sanar as limitações de modelos teóricos anteriores estão livres de suas próprias limitações, deixando espaço para críticas e discussões no campo das pesquisas acadêmicas que irão, com base em novas análises e observações empíricas, tanto reforçar quanto refutar as teorias já existentes.

5. O PROCESSO MARKOVIANO DE PRIMEIRA ORDEM COMO METODOLOGIA ALTERNATIVA PARA ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA

Na tentativa de superar (bem como expandir as possibilidades de interpretação) as limitações dos métodos tradicionais neoclássicos de β e σ convergência, novas metodologias passaram a ser utilizadas como ferramentas de análise orientadas para a identificação de convergência, bem como divergência de crescimento econômico.

Em seu estudo, Weeks e Yao (2002) endogeneiza a tecnologia através do *Generalized Method of Moments (GMM)*, que utiliza um sistema de equações de primeira diferença, em sua análise acerca da convergência de renda entre as províncias chinesas no período que antecede as reformas econômicas implementadas no país (1953-1977) e no período que as sucede (1978-1997), mas através deste método, a dinâmica intra-distribuição não pode ser captada.

Em sua investigação para o período de 1987 a 1999, sobre o aumento das desigualdades na distribuição da renda em áreas rurais da China, associadas às reformas econômicas que têm ocorrido no país, Benjamin, Brandt e Giles (2004) buscam construir um conjunto de estimativas comparáveis de renda familiar e consumo para uma amostra de 100 aldeias espalhadas em nove províncias chinesas, que permitiu que se chegasse a uma variedade de estatísticas resumo, dentre os quais, os autores destacam o índice de Gini, além dos resumos não-paramétricos como as curvas de Lorenz. Os resultados

indicaram que houve melhoria em todas as medidas avaliadas durante a primeira parte do período, traduzindo-se em substancial aumento da renda *per capita* agropecuária, que, no entanto, perde a sua sustentabilidade a partir de 1995, quando sua distribuição piora significativamente, ampliando sua desigualdade ao longo do tempo. Mas, os próprios autores ressaltam os deméritos inerentes às estatísticas resumo, as quais obscurecem as complexidades da distribuição de renda, produzindo resultados com alguma margem de inconsistência.

Brasili, Fanfani, Gutierrez (2007) abordam o setor agropecuário em sua análise comparativa do padrão de convergência da receita agrícola regional da União Européia e dos Estados Unidos para o período de 1989 a 2002 através do núcleo estocástico de Kernel, em que constatam maior convergência de renda *per capita* agrícola na União Européia que nos Estados Unidos, onde uma substancial persistência de desigualdade na distribuição desta variável foi identificada.

Utilizando regressões quantílicas para estimar equações de crescimento, Bertussi (2010) avalia a hipótese de convergência de renda na América Latina e no Leste Asiático entre 1960 e 2000. Em sua abordagem, a autora conclui que ao longo de uma distribuição condicional, em que se possa visualizar o efeito das variáveis de controle que afetam a taxa de crescimento produtivo, a convergência de renda deixa de ser uma experiência global para tornar-se um fenômeno estritamente local.

No Brasil, Ferreira e Diniz (1995) avaliam a convergência entre as rendas *per capita* estaduais do país através do Índice J, que constitui uma medida de desigualdade na distribuição de renda entre os Estados.

Na análise da concentração regional e dispersão das rendas estaduais através de séries históricas do PIB (1939-1995) mediante o Coeficiente de Theil, Azzoni (1997) faz diversas associações entre crescimento econômico e desigualdade, e avalia os diversos impactos provocados pelos diferentes ritmos de crescimento identificados.

Silva e Figueiredo (2009), em sua investigação acerca da existência de convergência de renda para os municípios nordestinos no período de 1970 a 1996, demonstram que apesar da análise quantílica resolver a maior parte dos problemas inerentes às regressões balizadas no método dos Mínimos Quadrados Ordinários, não se mostra um método capaz de captar o processo de formação de clubes de convergência.

Gondim (2004) faz uso da estimação das densidades do núcleo estocástico para identificar clubes de convergência entre os estados e municípios brasileiros no período compreendido entre 1970 e 2000, em que aponta a existência de um movimento

divergente das rendas *per capita* com tendência para formação de clubes, concomitante com a tendência de convergência das rendas entre as áreas envolvidas no estudo. Entretanto, chega-se a conclusão de que o método utilizado atua mais como um instrumental completivo que de substituição dos métodos tradicionais.

Em todas as metodologias alternativas utilizadas, os autores identificam limitações semelhantes às apresentadas pelos testes de hipótese neoclássicos de β e σ convergência. Contudo, o Processo de Markov de Primeira Ordem tem se mostrado um método capaz de superar as limitações dos testes convencionais.

Assim, para Ponzio (2004), metodologias como o processo estacionário de primeira ordem de Markov foram criadas em resposta à insatisfação relativa às técnicas econométricas tradicionais, como β -convergência (absoluta e condicional) e σ -convergência que, incapazes de identificar características importantes como o movimento na evolução da distribuição de renda, apresentam apenas a computação de resultados finais pouco informativos acerca da trajetória traçada para alcançá-los.

O método markoviano, como Ponzio (2004) ainda ressalta, admite fazer uso de espaços discretos de renda (em vez de contínuos, embora Quah (1993) desenvolva o método para a forma contínua), de modo que tal discretização, não apenas permite a visualização da dinâmica de um período de distribuição ergódico (ou seja, de longo prazo), mas também possibilita a análise da dinâmica de transição, bem como a mensuração da velocidade em que o estado estacionário é alcançado.

O processo estacionário de primeira ordem de Markov para o caso discreto é definido por Salvato e Matias (2010, p.7) como:

(...) uma situação em que o fenômeno estudado parte de um estado inicial passando ao próximo seguindo uma probabilidade, supostamente conhecida. É uma probabilidade de transição de um estado da natureza para outro, que depende apenas da situação imediatamente anterior, não dependendo dos processos passados.

Embora o processo markoviano seja uma metodologia relativamente nova, sua aplicação econômica tem ampliado nos últimos anos o leque de estudos acerca do crescimento econômico com ênfase na convergência de rendas e de produtividade.

Utilizando o modelo de cadeia de Markov a fim de caracterizar as tendências de convergência da produtividade no longo prazo, em nível setorial e global, da agricultura, indústria e dos serviços de transportes, de 67 províncias da Turquia durante o



período de 1975-1990, Temel, Tansel e Gungor (2005) identificaram o surgimento de um padrão de polarização que sugere a formação de dois clubes de convergência, um para a agricultura e outro para as províncias altamente industrializadas, havendo, no entanto, convergência global para o setor de serviços.

Ponzio (2004) encontrou no processo estocástico markoviano uma forma de estudar a evolução no tempo das rendas *per capita* de 92 províncias italianas durante o período de 1952-1995. Em sua análise, em que buscou modelar a dinâmica da evolução da distribuição *cross-section* das rendas, o autor chega à conclusão de que o processo de crescimento econômico italiano seguiu padrões diferentes ao longo do tempo, apresentando no final do período uma tendência de divergência

Geppert, Happich e Stephan (2005) analisando as disparidades econômicas entre as regiões da União Européia desde a sua criação, encontraram evidências de que a convergência de renda *per capita* regional tornou-se consideravelmente mais forte na década de 1990. No entanto, a redução das disparidades é verificada apenas entre as nações pertencentes ao bloco, não sendo, porém, detectada nas regiões dentro de cada país, indicando que as desigualdades constituem um fenômeno das nações e não entre as nações que compõem a União Européia, decorrentes da centralização das atividades em áreas pontuais de cada país.

No exame das disparidades de renda regionais da Indonésia, de 1977 a 2005, Sakamoto (2007) percebe que a modelagem dinâmica da distribuição de renda obtida pelo método markoviano permite uma análise mais completa que as estatísticas de β -convergência e σ -convergência, as quais o autor considera ser muito resumidas. Assim, através da matriz de transição de Markov, chega-se à conclusão de que a distribuição de renda entre as províncias indonésias é desigual, e as divergências se aprofundam quando são incluídas na análise as receitas de petróleo, e gás natural, dado que tais riquezas, embora caracterizem o país, não estão uniformemente distribuídas. O fato de a industrialização indonésia ter se concentrado em Jakarta, contribuindo para a sobrevalorização do transporte entre as inúmeras ilhas, também é apontado como um determinante das desigualdades de renda no país, dentre outras causas.

Rattso e Stokke (2011) em seu estudo recente também fazem uso das cadeias Markov de primeira ordem (além das funções de densidade de Kernel) para investigar a consistência dos dados relativos aos efeitos de aglomeração populacionais decorrente das

migrações relacionadas ao intenso processo de urbanização sobre a renda nas regiões norueguesas entre 1972-2008. Não foi detectado nenhum padrão sistemático de crescimento econômico para as regiões analisadas, dado que nos municípios com faixa populacional entre 20.000 e 250.000 habitantes apresentaram tanto crescimento quanto convergência de suas rendas *per capita* decorrentes do aumento da produtividade do fator trabalho; enquanto nas cidades maiores de 500.000 habitantes, os efeitos de aglomeração relacionados com a migração são limitados, verificando-se, em maior frequência, um aumento de divergência de renda durante os períodos em que se registraram grandes alterações no fluxo populacional no sentido periferia – centros urbanos nas áreas analisadas.

Naschold (2009), ao examinar três aldeias rurais no semiárido da Índia entre 1977 e 2003, em termos de bem estar através da taxa de crescimento da posse de bens, identifica que nas aldeias que sofreram melhoria nas condições econômicas tendem a apresentar no processo markoviano, maior nível no equilíbrio de posse de bens no longo prazo, refletindo em maior bem estar das famílias, enquanto nas aldeias em que as famílias se encontram abaixo da linha de pobreza no início do período, tendem a permanecer pobres no longo prazo, ou presas a alguma espécie de armadilha da pobreza.

No Brasil, a abordagem markoviana é tratada nos trabalhos de Stülp (2004), Stülp e Fochezatto (2004) e Fochezatto e Stülp (2008), na análise da convergência de renda *per capita* nos municípios do Rio Grande do Sul, para vários períodos, em que a hipótese de convergência de renda é sempre validada.

O setor agropecuário é contemplado por Pessoa *et al* (2009) que, ao investigar a convergência do PIB *per capita* agropecuário para os Estados brasileiros entre 1995 e 2005, constata o aprofundamento das desigualdades entre as economias analisadas; e Santos (2010) que, analisando a renda *per capita* agrícola para os municípios de Goiás para os anos de 1996 e 2006, verifica que o crescimento do setor agropecuário estadual tem contribuído para minimizar as desigualdades econômicas entre os municípios no longo prazo.

Apesar de superar restrições inerentes às metodologias com fundamentação neoclássica, Pessoa *et al* (2009) destaca que, mesmo o processo markoviano de primeira ordem apresenta limitações ao assentar-se na hipótese teórica de rendimentos marginais



decrecentes, revelando-se ainda incapaz de reconhecer a possibilidade de choques exógenos interferirem na trajetória das economias rumo ao estado estacionário.

6. METODOLOGIA

O método do Processo de Markov de Primeira Ordem é utilizado neste trabalho em sua forma discreta dado que, de acordo com Salvato e Matias (2010, p.7): “[...] tem sua aplicação mais apropriada quando se tem dados de apenas dois períodos no tempo, relacionados a uma região específica”.

Tendo-se como unidade de observação os Estados do Brasil, inicialmente, os dados do PIB agropecuário estadual⁵ para os anos de 1996 e 2009 foram obtidos junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e divididos pelos dados estaduais referentes ao número de vínculos empregatícios no setor rural em 31/12, obtidos no anuário do Registro Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), para obtenção das séries de PIB *per capita*⁶ para os anos selecionados para análise.

Inicialmente, os valores de ambas as distribuições estaduais sofreram normalização pelo valor do PIB *per capita* agropecuário médio do Brasil (que após o processo, passou a corresponder a uma unidade), tornando possível a construção de estratos de PIB iguais para cada período.

Na sequência, construíram-se as classes de PIB agropecuário *per capita* e, a partir da identificação das unidades federativas que migraram de uma classe em 1996 para outra em 2009, em que o cálculo da amplitude de classe (h) foi realizado com base nas discussões existentes acerca de tal procedimento.

Nesse sentido, Ponzio (2004), Stülp e Fochezatto (2004), Fochezatto e Stülp (2008), Pessoa *et al* (2009) e Santos (2010) apontam que uma amplitude de classe (h) muito limitada aumenta a probabilidade de surgimento de subconjuntos incomunicáveis dentro da matriz de transição. Contrariamente, a escolha de um valor muito elevado para

⁵ Valores adicionados a preços básicos.

⁶ A construção do PIB *per capita* através da razão entre o PIB agropecuário estadual e o número de vínculos empregatícios no setor rural é justificada pelo fato da população residente na zona rural, não necessariamente estar ocupada no setor agropecuário, não usufruindo, portanto, de rendas advindas deste setor. Os trabalhos de Pessoa *et al* (2009) e Santos (2010) constroem as séries de renda *per capita* utilizando o mesmo princípio.

a amplitude de classe (h) incorre em perda de informações importantes sobre a distribuição, de modo que tais extremos devem ser evitados. Assim, nas palavras de Ponzio (2004, p.10):

If h is too small, then the histogram will be too rough and it will become more likely to find closed subsets of the transition probability matrix P that do not communicate; on the other hand, if h is too large, then the histogram will be smooth, resulting in the loss of important information on intra-distributional dynamics. The choice of h should therefore be balanced, between these two extremes by minimizing a measures of the error approximation.

Pessoa *et al* (2009, p.9), com base nos estudos de Pagan; Ullah (1999), ainda completam:

Uma amplitude de classe muito grande faz com que haja um grande número de pontos em cada intervalo, diminuindo a variância da estimativa, que produz um viés da estimativa do histograma de frequência. E com uma amplitude de classe pequena, ocorre o contrário: reduz-se o viés, mas a variância aumenta. Dessa forma, o valor de h deve ser escolhido de modo a se fazer uma escolha ótima para o *trade-off* entre viés e variância da estimativa.

Scott (1979) sugere que h tenha seu valor ótimo estimado através do erro médio integrado, em que ele chega à seguinte fórmula, em que s corresponde ao desvio padrão:

$$h^*_n = 3,49sn^{-1/3} \quad (22)$$

Freedman e Diaconis (1981), na busca pela otimização do valor de h , recorreram ao método alternativo do *Interquartile Range (IQR)* e chegaram à seguinte regra:

$$h^*_n = 2(IQR)n^{-1/3} \quad (23)$$

Entretanto, Devroye e Gyorfí (1985) de acordo com Ponzio (2004, p.10) contestam tal abordagem de estimativa de densidade não paramétrica, dadas as limitações encontradas em tal método: “[...] one problem [...] is that the tail behavior of a density becomes less important pollibily resulting in peculiarities in the tails of the density estimate”. Em função disso, esses autores tentam superar restrições existentes em modelos anteriores, desenvolvendo um método de escolha de h com base na minimização da integral do erro absoluto (IAE), dado por:

$$IAE = \int_{-\infty}^{\infty} |\hat{f}(x) - f(x)| dx \quad (24)$$

Assim, conseguiram chegar a uma expressão que permite a otimização do valor do intervalo de classe (h) mesmo para amostras que não apresentem distribuição normal:

$$h_n^* = 2,72sn^{-1/3} \quad (25)$$

Contudo, autores como Pessoa *et al* (2009) e Santos (2010), tendo encontrado em seus estudos, amplitudes de classe incapazes de contemplar todas as observações da distribuição nas classes construídas a partir de tais valores, optaram pela utilização de valores arbitrários para a amplitude que na definição das classes, se ajustariam melhor aos dados.

Salvato e Matias (2010) destacando a importância do controle de representações nulas na distribuição que formam classes vazias, que comprometeria a montagem da Matriz de Markov, sugeriram o critério *ad hoc* para a escolha da amplitude e , posterior construção dos intervalos de classe.

Já Fingleton (1999) e Le Gallo (2001), tendo identificado os mesmos obstáculos, preferiram formar classes de suas distribuições em torno da média.

Diante disso, o presente trabalho utilizou o critério adotado por Fingleton (1999) e Le Gallo (2001) na construção das classes de PIB agropecuário *per capita*, de modo a contornar os problemas acima expostos, bem como permitir a visualização mais adequada dos estratos de renda.

Na sequência, procedeu-se a montagem da matriz de probabilidade de transição do Processo Dinâmico de Markov.

A evolução da distribuição da renda relativa das unidades federativas foi modelada a partir do cálculo das probabilidades de transição (probabilidades condicionais), a partir do estimador de máxima verossimilhança para a probabilidade de transição P_{ij} sugerida por Geweke *et al.* (1986):

$$\hat{P}_{ij} = \Sigma m_{ij} / \Sigma m_i \quad (26)$$

Em que Σm_{ij} corresponde ao número de unidades de observação que se encontravam na classe de PIB *per capita* agropecuário i no período inicial t e passaram

para a classe j no período $t+1$; e $\sum m_i$ representa o total de unidades de observação que se encontravam na classe i no período t .

De acordo com Laurini, Andrade e Pereira (2003), na matriz de transição de Markov, a probabilidade de uma variável assumir um valor particular j no tempo t depende apenas do valor que tal variável assumiu no tempo $t-1$, de modo que:

$$P\{s_t = j \mid s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = P\{s_t = j \mid s_{t-1}\} = P_{ij} \quad (27)$$

Esta expressão descreve um processo estocástico que de acordo com Simon e Blume (2004) só será denominado Processo de Markov quando a probabilidade do sistema estar no estado j no período $t+1$ depender somente do estado em que esteve no passado imediato. O Processo de Markov exige que os elementos de sua matriz de transição constituam entradas não negativas, em que o somatório das probabilidades de cada linha da matriz resulte em um valor igual a uma unidade. As probabilidades de cada linha representam as distribuições relativas de renda ao longo do tempo – distribuição ergódica – que exige que um dos autovalores da matriz tenha valor igual a um, e os demais autovalores (em valor absoluto) não ultrapassem uma unidade para que a matriz de transição (seja ergódica) possua uma distribuição incondicional que seja autovetor associado ao autovalor unitário, e o vetor de distribuição incondicional represente as distribuições de longo prazo da renda relativa.

Na discretização da variável tempo, a dinâmica foi dada por um sistema de equações de diferenças de primeira ordem, representada por:

$$Y_{t+1} = M.Y_t \quad (28)$$

Em que:

Y_t = distribuição da renda agropecuária *per capita* no tempo;

M = matriz de probabilidade de Markov que mostra a probabilidade de um Estado situado na classe de renda *per capita* i no período inicial t migrar para a classe j e nele se encontrar no período final $(t+1)$ da análise;

Y_{t+1} = distribuição das rendas *per capita* agropecuária no período $t+1$.

Em sua forma matricial, o sistema de equações fica:

$$\begin{bmatrix} Y1, t + 1 \\ Y2, t + 2 \\ Y3, t + 3 \\ \vdots \\ Yn, t + n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P11 & P12 & P13 & \dots & P1j \\ P21 & P22 & P23 & \dots & P2j \\ P31 & P32 & P33 & \dots & P3j \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ Pi1 & Pi2 & Pi3 & \dots & Pij \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} Y1, t \\ Y2, t \\ Y3, t \\ \vdots \\ Yn, t \end{bmatrix} \quad (29)$$

Para Stülpe e Focchezatto (2004, p. 50): “A hipótese básica associada a esse procedimento é a de que as probabilidades de transição sejam estacionárias, isto é, que a probabilidade de passagem de uma classe para outra seja invariável no tempo”.

A solução desse sistema, em consonância com os estudos de Simon e Blume (2004), exigiu que fossem encontradas as raízes características também chamadas de raízes polinomiais ou ainda autovalores e os autovetores, pois somente com base nestes valores foi possível encontrar a solução particular do sistema de equações de diferenças, que levou a solução de equilíbrio de longo prazo, representada por:

$$Y_t = c_1 r_1^t v_1 + c_2 r_2^t v_2 + \dots + c_i r_i^t v_i \quad (30)$$

Em que:

Y_t = solução do equilíbrio no longo prazo;

c_i = constante relacionada à classe i ;

v_i = autovetores relacionados à classe i ;

r = raízes características do sistema de equação de diferenças.

t = número de períodos ou anos selecionados para a análise.

Através do valor absoluto do segundo maior autovalor (r_2) ou raiz característica, foi possível encontrar a velocidade necessária para que a economia percorresse uma distância média (correspondente à metade do caminho) entre a situação inicial e o estado estacionário. Tal medida foi também utilizada nos trabalhos de Stülpe (2004), Stülpe e Focchezatto (2004) e Pessoa *et al* (2009), sendo expressa por:

$$dm = - \log_2 / \log | r_2 | \quad (31)$$

O tratamento dos dados, bem como os cálculos necessários para a construção da matriz markoviana e parte da solução do sistema de equação de diferenças foram feitos no *software Excel*. No procedimento markoviano, também se fez uso do *software Matrix*

Calculator Applet que constitui uma calculadora⁷ de autovalores e autovetores disponibilizada pelo Departamento de Matemática da *University of British Columbia* de Vancouver, Canadá.

7. RENDA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA (1996-2009)

Inicialmente as distribuições de PIB *per capita* agropecuário de ambos os períodos (1996 e 2009) foram normalizadas pela média estadual (que passou a corresponder a uma unidade).

Em seguida, foi realizada a escolha da amplitude de classe (h), necessária para a estratificação do PIB agropecuário *per capita*, considerando as discussões existentes acerca de tal procedimento.

Assim, as unidades federativas do Brasil foram alocadas nas seguintes classes de PIB *per capita* agropecuário, com percentuais relativos ao valor do PIB *per capita* agropecuário médio nacional:

- a) Abaixo de 50%
- b) Entre 50% e menos de 100%
- c) Entre 100% e menos de 150%
- d) Entre 100% e menos de 200%
- e) Acima de 200%

De acordo com Pessoa (2011), a estratificação do PIB em que a primeira classe possui intervalo aberto à esquerda e a última classe possui intervalo aberto à direita garante a comunicação das distribuições no período inicial e final mesmo diante da presença de *outliers*.

A classificação dos estados de acordo com tais níveis de PIB agropecuário *per capita* pode ser vista na tabela 1, a qual mostra a alocação dos estados no início e no final do período selecionado para análise.

⁷ Disponível em: <http://www.math.ubc.ca/~israel/applet/mcalc/matcal.html>.

Tabela 1 – Classificação das unidades federativas do Brasil segundo os níveis de PIB agropecuário *per capita* (1996-2009)

Classe de PIB per capita agropecuário	1996	2009
1) Abaixo de 50%	Alagoas	Rio de Janeiro
	Distrito Federal	São Paulo
2) Entre 50% e menos de 100%	Acre	Bahia
	Minas Gerais	Ceará
	Mato Grosso	Distrito Federal
	Pernambuco	Espírito Santo
	Rio de Janeiro	Minas Gerais
	Rio Grande do Norte	Mato Grosso do Sul
	São Paulo	Pará
		Paraíba
		Pernambuco
		Paraná
		Rio Grande do Norte
	Sergipe	
3) Entre 100% e menos de 150%	Espírito Santo	Alagoas
	Goiás	Goiás
	Mato Grosso do Sul	Mato Grosso
	Sergipe	Tocantins
	Tocantins	
4) Entre 150% e menos de 200%	Bahia	Amapá
	Paraná	Piauí
		Rio Grande do Sul
		Santa Catarina
5) A partir de 200%	Amazonas	Acre
	Amapá	Amazonas
	Ceará	Maranhão
	Maranhão	Rondônia
	Pará	Roraima
	Paraíba	
	Piauí	
	Rondônia	
	Roraima	
	Rio Grande do Sul	
Santa Catarina		

Fonte: Elaboração própria.

Com base na classificação supracitada, foi possível modelar a evolução da distribuição da renda relativa das unidades federativas a partir do cálculo das probabilidades de transição de uma classe de renda para outra, por meio do estimador de máxima verossimilhança para a probabilidade de transição sugerida por Geweke *et al* (1986). Com tais probabilidades, construiu-se a matriz de transição de Markov (M):

$$M = \begin{bmatrix} P11 & P12 & P13 & P14 & P15 \\ P21 & P22 & P23 & P24 & P25 \\ P31 & P32 & P33 & P34 & P35 \\ P41 & P42 & P43 & P44 & P45 \\ P51 & P52 & P53 & P54 & P55 \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} 0,0000 & 0,5000 & 0,5000 & 0,0000 & 0,0000 \\ 0,2857 & 0,4285 & 0,1428 & 0,1428 & 0,0000 \\ 0,0000 & 0,6000 & 0,4000 & 0,0000 & 0,0000 \\ 0,0000 & 1,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ 0,0000 & 0,2727 & 0,0000 & 0,3636 & 0,3636 \end{bmatrix}$$

Sobre esta forma de elaboração para uma matriz, Laurini *et al* (2003, p. 14), destacam:

Uma matriz de transição definida desta forma apresenta algumas características interessantes no estudo de mobilidade. A primeira é que dadas as transições estimadas no período, as probabilidades de transição de n períodos à frente podem ser previstas pela matriz de transição multiplicada por n vezes, conforme Hamilton [13], cap. 24. A segunda característica relevante é o fato de que as probabilidades de transição estimadas indicam as distribuições relativas de renda no longo prazo, conhecidas como distribuição ergódica.

A matriz markoviana obtida pode ainda ser melhor representada na tabela 2:

Tabela 2 – Matriz de Transição de Markov do PIB *per capita* agropecuário para as unidades federativas do Brasil no período de 1996-2009.

Classes	1	2	3	4	5
1 (2)	0,0000	0,5000	0,5000	0,0000	0,0000
2 (7)	0,2857	0,4285	0,1428	0,1428	0,0000
3 (5)	0,0000	0,6000	0,4000	0,0000	0,0000
4 (2)	0,0000	1,0000	0,0000	0,0000	0,0000
5 (11)	0,0000	0,2727	0,0000	0,3636	0,3636

Nota: os valores citados nos parênteses indicam o número de unidades federativas alocadas em cada classe no início do período (1996).

Fonte: Elaboração própria.

A diagonal da matriz mostra a probabilidade dos estados permanecerem em 2009 na mesma classe em que se encontravam em 1996.

A primeira linha da matriz de transição estimada informa os movimentos migratórios das economias que se encontravam na classe 1 (abaixo de 50%) para as demais classes de PIB *per capita* agropecuário. Assim, o primeiro elemento mostrou que não há probabilidade das unidades federativas que se encontram na classe 1 (abaixo de 50%) de PIB *per capita* agropecuário em 1996, nela permanecerem em 2009, apesar de ambos os estados terem reduzido sua participação na composição do PIB agropecuário do Brasil. Na sequência, verifica-se que o Distrito Federal melhorou sua performance,

apresentando 50% de probabilidade de ter migrado para a classe 2 (com renda entre 50% e 100% do valor médio do país que é igual a 1 ou 100%), enquanto Alagoas igualmente apresentou 50% de chance de ter avançado para um nível de renda ainda mais elevado (classe 3) em 2009.

A segunda linha da matriz mostra a evolução/involução das economias que se encontravam na classe 2 (entre 50% e menos de 100%) em 1996 para as demais classes em 2009. Assim, verifica-se que Rio de Janeiro e São Paulo apresentaram 28,57% de chance de terem regredido o seu nível de renda *per capita* agropecuária para a classe 1 em 2009, corroborando com a expressiva retração da participação do produto agropecuário desses estados no PIB agropecuário do Brasil, com o Rio de Janeiro apresentando queda de 4,79% para 0,92%, e São Paulo apresentando retração de 67,63% para 9,07%. Enquanto os Estados de Minas Gerais, Pernambuco e Rio Grande do Norte apresentaram 42,85% de probabilidade de terem permanecido na classe 2 ao longo do período, apesar de terem reduzido sua participação no PIB agropecuário do Brasil (tabela 3). Já Mato Grosso avançou da classe 2 para a 3 em 2009 com 14,28% de probabilidade, assim como o Acre que apresentou melhor performance, com 14,28% de probabilidade de ter se deslocado da classe 2 para a classe 4, que representa a segunda maior faixa de PIB *per capita* agropecuário (entre 100% e menos de 200% em relação à média estadual). Tal resultado vai de encontro com a ampliação da participação do produto agrícola desses estados no PIB agropecuário nacional, conforme a tabela 3, que mostra o crescimento do Acre de 0,41% para 0,72% e do Mato Grosso de 7,82% para 9,01%.

A terceira linha, que indica a trajetória das economias que se encontravam na classe 3 (entre 100% e menos de 150%) para as demais classes ao longo do período, mostra que não houve probabilidade de nenhuma unidade federativa ter regredido para a classe 1 de PIB *per capita* agropecuário em 2009. Contudo, os estados do Espírito Santo, Mato Grosso do Sul e Sergipe revelaram 60% de probabilidade de terem retrocedido da classe 3 para a classe 2 em 2009, dado que reduziram a participação do setor agropecuário do PIB agropecuário do país; enquanto Goiás e Tocantins apresentaram um percentual de 40% de chance de terem permanecido na classe 3 em que se encontravam no início do período, apesar do setor agropecuário de Goiás ter contraído a participação no PIB agropecuário nacional em sete pontos percentuais, enquanto Tocantins apresenta apenas leve decréscimo de 0,31 pontos percentuais em sua participação.

Na quarta linha, todos os estados que se encontravam na classe 4 de PIB *per capita* agropecuário em 1996 (Bahia e Paraná) apresentaram 100% de probabilidade de terem regredido para o segundo menor estrato de PIB (entre 50% e 100% do valor médio dos estados).

Por fim, a quinta linha que revela a dinâmica das economias que se encontravam na classe 5 (a partir de 200%) de PIB *per capita* agropecuário em 1996 na direção das demais classes, mostrou que o Pará e a Paraíba foram os estados que mais retrocederam em nível de renda agropecuária *per capita* média, tendo apresentado 27,27% de probabilidade de migração da classe 5 para a classe 2 em 2009, como revela a tabela 3 em que o setor agropecuário do Pará apresenta queda de participação no PIB agropecuário nacional de 21,44% pra 2,37% e a Paraíba, de 6,9% para 0,91%; enquanto Amapá, Piauí, Rio Grande do Sul e Santa Catarina apresentaram 36,36% de probabilidade de terem recuado da classe 5 para a classe 4 ao longo do período analisado, em resposta à queda da participação do setor agropecuário desses estados na composição do PIB agropecuário do Brasil (tabela 3). Já o Amazonas, Maranhão, Rondônia e Roraima apresentaram probabilidade de 36,36% de terem permanecido na classe mais elevada de renda *per capita* agropecuária durante todo o período de análise, apesar de apenas o estado de Roraima ter conseguido apresentar elevação (ainda que sensível) da participação do produto agropecuário no PIB agropecuário nacional.

A queda da participação do setor agropecuário estadual na composição do PIB agropecuário nacional vai de encontro à dinâmica de transição das economias agropecuárias estaduais rumo aos estratos de PIB *per capita* agropecuário inferiores.

Tabela 3 – Participação dos Estados no PIB Agropecuário do Brasil (1996-2009) – valores em percentual

Estados	1996	2009
Acre	0,41	0,72
Alagoas	2,46	0,88
Amazonas	1,34	1,32
Amapá	0,75	0,14
Bahia	24,36	5,76
Ceará	9,04	1,82
Distrito Federal	0,65	0,33
Espírito Santo	8,07	2,25
Goiás	13,51	6,51
Maranhão	10,24	3,67
Minas Gerais	42,37	13,95
Mato Grosso do Sul	14,04	2,98
Mato Grosso	7,82	9,01
Pará	21,44	2,37
Paraíba	6,91	0,91
Pernambuco	13,60	1,99
Piauí	3,11	1,06
Paraná	37,24	7,87
Rio de Janeiro	4,79	0,92
Rio Grande do Norte	2,47	0,80
Rondônia	3,04	2,61
Roraima	0,12	0,18
Rio Grande do Sul	51,88	11,44
Santa Catarina	23,53	5,68
Sergipe	2,75	0,64
São Paulo	67,62	9,07
Tocantins	1,38	1,69

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IPEA.

A partir da obtenção da matriz de transição de Markov, procedeu-se à construção do sistema de equações de diferenças correspondente ao modelo Markoviano, em que Y_{t+1} representa a distribuição de renda *per capita* agropecuária no tempo $t+1$, M corresponde a matriz de transição de Markov, e Y_t representa a distribuição da renda agropecuária *per capita* no tempo t :

$$Y_{t+1} = M \cdot Y_t$$

Desse modo:

$$\begin{bmatrix} Y1, t + 1 \\ Y2, t + 1 \\ Y3, t + 1 \\ Y4, t + 1 \\ Y5, t + 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,0000 & 0,5000 & 0,5000 & 0,0000 & 0,0000 \\ 0,2857 & 0,4285 & 0,1428 & 0,1428 & 0,0000 \\ 0,0000 & 0,6000 & 0,4000 & 0,0000 & 0,0000 \\ 0,0000 & 1,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ 0,0000 & 0,2727 & 0,0000 & 0,3636 & 0,3636 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} Y1 \\ Y2 \\ Y3 \\ Y4 \\ Y5 \end{bmatrix}$$

A solução do sistema de equações de diferenças exigiu o cálculo do polinômio característico, suas respectivas raízes (também chamadas de autovalores) e os autovetores associados a cada autovalor. Nesse sentido, as raízes características encontradas foram: $r_1 = 1$; $r_2 = -0,2752$; $r_3 = 0,0$, $r_4 = 0,103807$ e $r_5 = 0,363636$.

De acordo com Simon e Blume (2004), a solução geral para o sistema deve ser $Y_n = c_1.r_1^t.v_1 + \dots + c_k.r_k^t.v_k$ em que $c_1 \dots c_k$ são constantes escolhidas apropriadamente⁸, $r_1 \dots r_k$ são autovalores reais e distintos em que haverá um autovalor unitários e os demais serão menores que uma unidade, e $v_1 \dots v_k$ correspondem aos autovetores associados. Nesse sentido, a solução geral foi dada por:

$$\begin{bmatrix} Y1 \\ Y2 \\ Y3 \\ Y4 \\ Y5 \end{bmatrix} = c_1 \cdot \begin{bmatrix} -0,447214 \\ -0,447214 \\ -0,447214 \\ -0,447214 \\ -0,447214 \end{bmatrix} (r_1^t) + c_2 \cdot \begin{bmatrix} -0,049301 \\ 0,233565 \\ -0,216428 \\ -0,884939 \\ 0,399718 \end{bmatrix} (r_2^t) + c_3 \cdot \begin{bmatrix} 0,720226 \\ 0,000000 \\ 0,000000 \\ -1,440457 \\ 1,440457 \end{bmatrix} (r_3^t) + c_4 \cdot \begin{bmatrix} 1,498877 \\ -0,303389 \\ 0,614576 \\ -2,922631 \\ 4,408726 \end{bmatrix} (r_4^t) + c_5 \cdot \begin{bmatrix} 0,000000 \\ 0,000000 \\ 0,000000 \\ 0,000000 \\ 2,771094 \end{bmatrix} (r_5^t)$$

As distribuições de probabilidades que mostram o percentual de alocação de estados em cada estrato do PIB no início do período (1996) foram obtidas a partir da razão entre o número de unidades federativas de cada classe de PIB *per capita* agropecuária em 1996 e o total de unidades de observação (27) e apresentam os seguintes valores:

$$\begin{bmatrix} Y1 \\ Y2 \\ Y3 \\ Y4 \\ Y5 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,074074 \\ 0,259259 \\ 0,185185 \\ 0,074074 \\ 0,407407 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 7,41\% \\ 25,93\% \\ 18,52\% \\ 7,41\% \\ 40,74\% \end{bmatrix}$$

O valores das constantes $c_1 \dots c_k$ foram obtidos a partir da solução geral e das probabilidades do início do período, considerando a raiz polinomial unitária, que de

⁸ Para o cálculo das constantes c , utilizou-se o método de Crammer.

acordo com os princípios gerais sobre o processo Markoviano, será sempre um autovalor da matriz de Markov (SIMON; BLUME, 2004):

$$c_1 = -0,445148$$

$$c_2 = 0,390049$$

$$c_3 = 0,385709$$

$$c_4 = 0,114770$$

$$c_5 = 0,036819$$

Com base nos valores das constantes, na solução geral do sistema de equações a diferenças, na distribuição de probabilidades para o período inicial, e nas raízes polinomiais características, foi possível encontrar a solução particular do sistema, dada por:

$$\begin{bmatrix} Y1, t \\ Y2, t \\ Y3, t \\ Y4, t \\ Y5, t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,199074 & -0,019229 & -0,277778 & 0,172008 & 0,000000 \\ 0,199074 & 0,095001 & 0,000000 & -0,03481 & 0,000000 \\ 0,199074 & -0,084416 & 0,000000 & 0,070527 & 0,000000 \\ 0,199074 & -0,3461534 & 0,555558 & -0,335394 & 0,000000 \\ 0,199074 & 0,155907 & -0,555558 & 0,505935 & 0,102050 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} (1,000000)^t \\ (-0,275236)^t \\ (0,000000)^t \\ (0,103807)^t \\ (0,363636)^t \end{bmatrix}$$

A solução de equilíbrio de longo prazo que mostra o percentual de alocação de estados em cada estrato do PIB no *steady state* foi dado pela expressão anterior, em que se considerou $t = 14$, fazendo referência ao total de períodos selecionados para estudo (1996 a 2009):

$$\begin{bmatrix} Y1,13 \\ Y2,13 \\ Y3,13 \\ Y4,13 \\ Y5,13 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,1991 \\ 0,1991 \\ 0,1991 \\ 0,1991 \\ 0,1991 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 19,91\% \\ 19,91\% \\ 19,91\% \\ 19,91\% \\ 19,91\% \end{bmatrix}$$

Através do valor absoluto do maior autovalor ou raiz característica ($r_2=0,363636$), foi possível encontrar a velocidade necessária para que a economia percorresse uma distância média (correspondente à metade do caminho) entre a situação inicial e o estado estacionário. Com base na expressão (31), chegou-se ao valor $dm = 0,685198$ que, segundo Stülp e Fochezatto (2004), ao ser multiplicado pela quantidade de anos selecionados para o estudo (14 anos) resulta em um valor que indica o tempo necessário para alcançar a metade do caminho da trajetória de equilíbrio de longo prazo,

ou seja, 10 anos. Nesse sentido, a tabela 4 apresenta as posições relativas das unidades federativas em relação ao PIB *per capita* agropecuário ao longo do tempo, ou seja, mostra que a trajetória de equilíbrio de longo prazo pode ser verificada a partir da solução particular do sistema de equações a diferenças, em que as raízes polinomiais ou autovalores foram elevados a $t = 0, 1, 2, \dots, n$, até que se obtivesse uma coluna de resultados correspondentes à posição de *steady state*:

Tabela 4 – Trajetória das economias estaduais rumo ao equilíbrio de longo prazo (análise para o período de 1996 a 2009)

Classes de PIB per capita agropecuário	Períodos (intervalos de 14 anos)							
	Inicial	(valores em percentual %)						steady state
	0	1	2	3	4	5	6	7
1) Abaixo de 50%	7,41	22,22	19,95	19,97	19,90	19,91	19,91	19,91
2) Entre 50% e menos de 100%	25,93	16,93	20,59	19,71	19,96	19,89	19,91	19,91
3) Entre 100% e menos de 150%	18,52	22,96	19,34	20,09	19,86	19,92	19,90	19,91
4) Entre 150% e menos de 200%	7,41	25,93	16,93	20,59	19,71	19,96	19,89	19,91
5) A partir de 200%	40,74	24,58	22,98	20,13	20,18	19,95	19,94	19,91

Fonte: Cálculo da autora.

No início do período (1996), observava-se que 7,41% dos estados estavam alocados na faixa de PIB *per capita* agropecuário inferior a 50% da média estadual; 25,93% inseriam-se na classe entre 50% e menos de 100%; 18,52% incluíam-se entre 100% e menos de 150%; 7,41% situavam-se entre 150% e menos de 200%; e a maior parte das unidades federativas (40,74%) estava concentrada na melhor faixa de renda agropecuária *per capita*: a partir de 200% da média do país. Esta situação apontava para a formação de clubes de convergência na segunda menor faixa de remuneração (entre 50% e menos de 100%) e na maior faixa de remuneração (a partir de 200%), tendo este último uma concentração maior de estados inseridos, indicando uma situação econômica favorável em termos de remuneração *per capita* para tais estados.

Contudo, o processo markoviano de primeira ordem utilizado como ferramenta de análise de convergência da renda *per capita* agropecuária mostrou que a hipótese inicial de que a dinâmica econômica do setor agropecuário apresentado pelas unidades federativas dos Brasil entre 1996 e 2009 seria resultado de um processo de *catching up*, em que no longo prazo as economias tenderiam a convergir para as maiores faixas de remuneração, foi refutada, dado que os resultados encontrados mostraram que no longo prazo o equilíbrio se daria com a divergência de crescimento entre os estados,

os quais estariam distribuídos de forma equitativa entre os estratos de PIB *per capita* construídos para a análise.

Tal resultado indica que houve um retrocesso das economias estaduais que no início do período comportavam melhor renda *per capita* agropecuária, para níveis de renda mais baixo, em que as economias já se aproximariam do equilíbrio de longo prazo no primeiro período que engloba os 10 anos necessários para que metade da trajetória rumo ao longo prazo seja alcançada. Assim, se, e somente se, as condições econômicas vigentes no período selecionado para análise se sustentassem até que o *steady state* fosse finalmente atingido, isto ocorreria em um prazo de 98 anos (ou seja, sete períodos de catorze anos).

Uma possível explicação para esse movimento regressivo das economias do setor agropecuário seria o fato das políticas públicas voltadas para o setor darem maior ênfase aos estados produtores de produtos específicos ou de *commodities* voltadas para a exportação. Esta situação excluiria dos benefícios governamentais as demais economias não orientadas para o ramo exportador, gerando empobrecimento, ao promover desenvolvimento das unidades federativas mais ricas, acentuando as disparidades inter regionais preexistentes, de modo que o crescimento econômico do setor seria resultado do bom desempenho das economias já desenvolvidas.

Outra causa para o fenômeno poderia ser atribuída aos movimentos migratórios populacionais para regiões que apresentassem melhor desempenho econômico agropecuário, elevando o número de vínculos formais de emprego no setor, sem no entanto melhorar a qualidade da mão-de-obra, implicando em redução da renda *per capita* em tais estados, ou manutenção do mesmo nível de PIB *per capita* agropecuário, apesar do crescimento do produto setorial. Esse fato retrata o que Pessoa (2011), fazendo alusão ao livro “Alice através do espelho” de Lewis Carroll, chamou de “Efeito Rainha Vermelha” em que, na medida em que o PIB agropecuário das economias se amplia, em decorrência do crescimento do nível de emprego rural, apenas permanecem no mesmo lugar, não tendo algumas economias, alcançado a expansão de suas rendas *per capita* agropecuárias ao longo do tempo – o que reflete a necessidade de políticas de emprego rural regionais e locais que busquem minimizar ou mesmo extinguir movimentos migratórios dessa natureza, além de políticas voltadas para a qualificação do trabalhar agropecuário.



Contudo, os resultados desta pesquisa, ao sugerirem que as economias em análise apresentam uma tendência ao empobrecimento, que conseqüentemente traria reflexos negativos sobre a condição social do homem do campo, abrem espaço para novos estudos que busquem investigar as causas de tal empobrecimento, a fim de poder fornecer um diagnóstico capaz de auxiliar de forma pontual as políticas públicas agropecuárias, as quais devem sofrer alterações em seu âmbito e direcionamento para que a tendência de crescimento econômico díspares do setor agropecuário possa ser não apenas minimizada, mas revertida.

8. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A dinâmica apresentada pelo setor agropecuário brasileiro no período de pós estabilização do Plano Real (1996-2009), em que se assistiu a crescente elevação do PIB do setor, levou a crer que as economias estaduais estariam sofrendo um processo de *catching up* que no *steady state* culminaria na equalização do crescimento econômico (em termos de PIB *per capita* agropecuário), em que as economias pobres e ricas convergiriam para os estratos mais elevados de renda *per capita*.

Os resultados encontrados, ao refutar a hipótese de convergência, revelaram que as economias estaduais tendiam a apresentar movimentos retrocedentes para níveis de renda *per capita* agropecuária cada vez menores, indicando a ocorrência de um processo de divergência, em que os níveis de renda *per capita* agropecuária mais elevados tenderiam a englobar menos unidades federativas no *steady state*, o qual, sendo mantidas as condições econômicas vigentes do período selecionado para a pesquisa, seria alcançado em um prazo de 98 anos, quando as economias estariam equitativamente distribuídas nos estratos de PIB *per capita* agropecuário elaborados para a análise do período de 1996 a 2009, revelando uma tendência ao empobrecimento, apesar da trajetória ascendente de crescimento do PIB apresentado pelo setor durante o período de análise.

Nesse sentido, fatores como a orientação das políticas públicas para as culturas de exportação não contempladas por todas as unidades federativas do país, além dos movimentos migratórios da mão-de-obra agropecuária para os centros produtores agrícolas mais desenvolvidos, poderiam ser citados como possíveis causas responsáveis pela tendência regressiva das rendas *per capita* no meio rural. A primeira, por revigorar as economias que apresentaram melhor desempenho agropecuário; a segunda, por fazer



com que o crescimento do PIB não se traduza em crescimento das rendas *per capita* agropecuária, refletindo no empobrecimento do meio rural.

Contudo, os resultados deste estudo são incapazes de identificar as causas que de fato levam as economias a trilharem uma trajetória de divergência, implicando na necessidade de novos estudos que busquem identificá-las, a fim de contribuir para a elaboração de políticas públicas melhor planejadas, que busquem de maneira mais eficiente a homogeneização da distribuição de renda no campo.

9. REFERÊNCIAS

ANDRADE, E. *et al.* **Convergence across municipalities using quantile regression.** Ibmec Working Paper 14, 2002.

AZZONI, C. R. Concentração regional e dispersão das rendas *per capita* estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995. **Estudos Econômicos**, v. 27, n. 03, 1997.

BALMOL, W.J. Productivity growth, convergence and welfare: what the long-run data show. **The American Economic Review**, vol 76, issue 5, dec 1986.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth and Convergence Across the United States.** Cambridge: NBER, 1992 (Working Paper n. 3419).

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth.** London: McGraw Hill, 1995.

BAUMANN, R.; CANUTO, O. ; GONÇALVES, R. **Economia internacional: teoria e experiência brasileira.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

BENJAMIN, D.; BRANDT, L.; GILES, J. **The evolution of income inequality in rural China.** William Davidson Institute Working Paper n. 654, February, 2004.

BERNARD, A. B.; DURLAUF, S. N. Interpreting testes of the convergence hypothesis. **Journal of Econometrics**, v. 71, 1996.

BERTUSSI, G.L. Investigando a hipótese de convergência na América Latina e no Leste Asiático entre 1960 e 2000. In: Encontro Nacional de Economia, 38, 2010. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2010.

BRASIL, C.; FANFANI, R.; GUTIERREZ, L. Convergence in the agricultural. In: Mediterranean Conference of Agro-Food Social Scientists, 1ª ed. **Anais...** Barcelona, 2007.

CANARELLA, G.; POLLARD, S. Parameter heterogeneity in the neoclassical growth model: a quantile regression approach. **Journal of Economic Development**, Amsterdam, v. 29, n. 1, p. 1-32, june 2004.

COULOMBE, S.; TREMBLAY, J. Human capital and regional convergence in Canada. In: Conference of on the State of Living Standards and the Quality of Life in Canada. **Anais...** Ottawa, 1998.



DE LONG, J. B. **Have productivity levels converged?:** productivity growth, convergence and welfare in the very long run. Cambridge: NBER, 1987 (Working Paper n. 2419).

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

DUARTE, V. N. Convergência de renda: uma breve revisão dos principais conceitos e trabalhos empíricos. **Estudos da CEPE**, 2011, v. 34, p. 92-113.

ELIAS, D.; SAMPAIO, J. L. F. (org.) et al. **Paradigmas da agricultura cearense: modernização excludente.** Fortaleza: Demócrito Rocha, 2002.

FAGERBERG, J. The economics of convergence and divergence: an overview. In: FAGERBERG, J.; VERSPAGEN, B. & TUNZELMANN, V. (Org.). **The dynamics of technology, trade and growth.** Aldershot: Edward Elgar, 1994.

FERREIRA, A. H. B. Evolução recente das rendas *per capita* estaduais no Brasil: o que a nova evidência mostra. **Revista Econômica do Nordeste**, v.27, n.3, p.363-374, jul/set, 1996.

FERREIRA, A. H. B. Evolução recente das rendas *per capita* estaduais no Brasil. **Revista Economia Política**, v.18, n.1, jan-mar, 1998.

FERREIRA, A. H. B.; DINIZ, C. C. Convergência ente as rendas *per capita* estaduais no Brasil. **Revista de Economia Política**, v.15, n.4, out./dez, 1995.

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

FERNANDES FILHO, J. F. Indústria rural no Brasil e no Nordeste: uma contribuição para o debate sobre o desenvolvimento do espaço rural. In: Congresso Brasileiro de Economia, 14, 2001. **Anais...** Recife, 2001.

FINGLETON, B. Estimates of time to economic convergence: an analysis of regions of the European Union. **International Regional Science Review**, v. 22, p. 5-35, 1999.

FOCHEZATTO, A.; STÜLP, V. J. Análise da convergência da renda *per capita* municipal no Rio Grande do Sul, utilizando modelo de Markov, 1985-98. **Ensaios FEE**, v. 25, n. 1, p. 41-60, jun, 2008.

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

FRIEDMAN, M. Do old fallacies ever die? **Journal of Economic Literature**, v. 30, p. 2.129-2.132, 1992.

GEPPERT, K.; HAPPICH, M.; STEPHAN, A. **Regional disparities in the European Union: convergence and agglomeration.** German Institute for Economic Research, Discussion Papers of DIW Berlin, n. 525, 2005.

GEWEKE, J.; MARSHALL, R. C.; ZARKIN, G. Mobility indices in continuous time Markov Chains. **Econometrica**, p. 1407-1423, 1986.



- GONDIM, J. L. B. **O uso do núcleo estocástico para identificação de clubes de convergência entre estados e municípios brasileiros.** Prêmio IPEA-CAIXA, 2004.
- GROSSMAN, G. M. & HELPMAN, E. Endogenous innovation in the theory of growth. **Journal of Economic Perspectives**, vol. 8, n. 1, p. 23-44, 1994.
- HAMMOUDA, H. B. *et al.* **Why doesn't regional integration improve income convergence in Africa?** In: African Conference Centre, Addis Ababa, Ethiopia, november, 2007.
- HIGACHI, H.; CANUTO, O.; PORCILE, G. Modelos evolucionistas de crescimento endógeno. **Revista de Economia Política**, v. 19, n. 4, out-dez, 1999.
- HOFER, H.; WÖRGÖTTER, A. Regional convergence in Australia. **Research Memorandum**, n. 323, 1993.
- IBGE. **Levantamento Sistemático da Produção Agrícola**, 2001-2008.
- IBGE. **Pesquisa Trimestral de Abate de Animais**, 2007.
- IPEA. **PIB Agropecuário estadual** – valores adicionados a preços básicos, 1996-2009.
- JONES, C. Times series testes of endogenous growth models. **Quarterly Journal of Economics**, p. 495-525, May, 1995.
- JONES, C. I. **Introdução à teoria do crescimento econômico.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2000.
- KRAMER, M. Population growth and technological change: one million B.C. to 1990. **Quartely Journal of Economics**, 108, August, 1993.
- LAURINI, M.; ANDRADE, E.; PEREIRA, L. V. **Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros uma análise não paramétrica.** São Paulo: IBMEC, 2003 (Working Paper n. 6).
- LAURINI, M.; ANDRADE, E.; PEREIRA, P. V. Income convergence clubs for Brazilian municipalities: a non-parametric analysis. **Applied Economics**, n. 37, 2005.
- LE GALLO, J. **Space-time analysis of GDP disparities among European regions: a Markov chains approach.** Dijon/France: University of Burgundy, 2001.
- LEI, C.K.; YAO, S. A note on income convergence among China, Hong Kong and Macao. **International Economic Review**, October, 2006.
- LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, n.1, p. 3-42, 1988.
- LUCENA, R. B.; SOUZA, N. J. O papel da agricultura no desenvolvimento econômico brasileiro, 1980/1998. **Revista Análise Econômica**. Porto Alegre, ano 19, n. 35, 2000.
- MANKIW, N. G. **Macroeconomia.** Rio de Janeiro: LTC, 2008.
- MANKIW, N.; ROMER, D.; WEIL, D. A. A contribution to the empirics of economic growth. **Quartely Journal of Economic**, 1992, v. 107, n. 2, p. 407-437.



MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. **Estatísticas do comércio exterior do agronegócio brasileiro**, 2001-2008.

MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO. **Anuário do Registro Anual de Informações Sociais (RAIS) – 1996-2009**.

NASCHOLD, F. **Poor stays poor: household asset poverty traps in rural semi-arid India**. Dornell University, Department of Applied Economics and Management, 2009.

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

PESSOA, F. M. *et al.*: Análise das disparidades regionais do setor agropecuário brasileiro, 1995 a 2005. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. **Anais...** Porto Alegre, 2009.

PESSOA, F. M. . **Dinâmica da produtividade da mão-de-obra na agropecuária de Minas Gerais: um estudo de convergência**. Departamento de Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa: Minas Gerais, 2011 (Dissertação de Mestrado).

PONZIO, S. **Growth and Markov chains: an application to Italian provinces**. Università Degli Studi di Siena, 2004.

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

QUAH, D. Galton's fallacy and tests of convergence hypothesis. **The Scandinavian Journal of Economics**, v.95, p. 427-443, 1993.

RATTSO, J.; STOKKE, H. **The limited role of education for regional income convergence: evidence from Norway**. Norwegian University of Science and Technology, Department of Economics, August, 2011.

RODRIGUEZ, J. J. M.; VELÁZQUEZ, J. J. N. Economic convergence of income distribution worldwide from 1986 to 2000. **Forthcoming in Journal of Economic Studies**, v. 36, issue 6, November, 2009.

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

ROMER, P. The origins of endogenous growth. **Journal of Economic Perspectives**, vol.8, n. 1, p.3-22, 1994.

SAKAMOTO, H. **The dynamics of inter-provincial income distribution in Indonesia**. The International Centre for the Study of East Asian Development, Working Paper Series Vol. 2077-25, November, 2007.

SALVATO, M. A.; MATIAS, J. S. Convergência em renda implica em convergência em desigualdade e pobreza? Um estudo para Minas Gerais. **Revista Econômica do Nordeste**, v.41, n. 02, abril/jun, 2010.

SANTOS, R. B. N. A evolução das disparidades regionais do setor agropecuário no estado de Goiás: uma aplicação das cadeias de Markov. **Revista da Economia da UEG**, Anápolis, v.6, n. 2, p. 61-77, jul./dez. 2010.

SANTOS, C. M.; BAPTISTA, A. J. M. Disparidades regionais da renda agropecuária *per capita* nos estados brasileiros: uma análise de convergência. In: Congresso da

- Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 46, 2008.
Anais... Rio Branco, AC: SOBER, 2008.
- SCOTT, D. W. On optimal and data-based histograms. **Biometrika**, v. 66, p. 605-610, 1979.
- SILVA, C. R. F.; FIGUEIREDO, E. A. Convergência de renda *per capita* entre os municípios nordestinos: uma análise robusta. In: XIV Encontro Regional de Economia – Fórum BNB. **Anais...** Fortaleza, 2009.
- SIMON, C. P.; BLUME, L. **Matemática para economistas**. Porto Alegre: Bookman, 2004.
- SOLOW, R. A contribution to the theory of economic growth. **Quartely Journal of Economics**, n.70, p. 65-94, 1956.
- SOUZA, N. J.; PORTO JÚNIOR, S. S. **Crescimento regional e novos testes de convergência para os municípios do Nordeste do Brasil**. UFRGS: Porto Alegre, 2002 (Texto para discussão).
- SPOHR, G.; FREITAS, C. A. Teste da convergência do PIB *per capita* da agropecuária no Brasil entre 1980 e 2004. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Piracicaba-SP, vol. 49, n. 02, p. 341-368, abr/jun, 2011.
- STÜLP, V. J. Evolução regional da produtividade da mão-de-obra agropecuária gaúcha: uma aplicação da Matriz de Markov. **Revista Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 02, p. 293-316, 2004.
- STÜLP, V. J.; FOCHEZATTO, A. A evolução das disparidades regionais no Rio Grande do Sul: uma aplicação de matrizes de Markov. **Nova Economia**, Belo Horizonte, janeiro-abril, 2004.
- TEMEL, T.; TANSEL, A.; GUNGOR, N. D. Convergence of sectoral productivity in Turkish provinces: Markov chains model. **International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies**, vol. 2, 2005.
- TOGO, K. **A brief survey on regional convergence in East Asian economies**. Musashi University Working Paper n. 5, v. 3, June, 2001.
- WEEKS, M.; YAO, J. Y. **Provincial conditional income convergence in China, 1953-1997: a panel data approach**. Faculty of Economics and Politics, University of Cambridge, October 4, 2002.



