

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ**  
**PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO**  
**CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA RURAL**

**ISABELA DA SILVA VALOIS**

**CAMINHOS DA CONVERGÊNCIA DA RENDA AGROPECUÁRIA NO BRASIL –  
UMA ANÁLISE A PARTIR DO PROCESSO DE MARKOV DE PRIMEIRA ORDEM  
PARA O PERÍODO DE 1996 A 2009**

**FORTALEZA**

**2012**

ISABELA DA SILVA VALOIS

CAMINHOS DA CONVERGÊNCIA DA RENDA AGROPECUÁRIA NO BRASIL – UMA  
ANÁLISE A PARTIR DO PROCESSO DE MARKOV DE PRIMEIRA ORDEM PARA O  
PERÍODO DE 1996 A 2009

Dissertação de Mestrado apresentada ao  
Programa de Mestrado Acadêmico em  
Economia Rural da Universidade Federal do  
Ceará, como requisito parcial para obtenção do  
Título de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Ahmad Saeed Khan.

FORTALEZA

2012

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal do Ceará  
Biblioteca de Pós-Graduação em Economia Agrícola

---

V27c Valois, Isabela da Silva  
Caminhos da convergência da renda agropecuária no Brasil – Uma análise a partir do processo de Markov de primeira ordem para o período de 1996 A 2009 / Isabela da Silva Valois. - 2012.

94f. : il., enc.; 30 cm.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências Agrárias, Departamento de Economia Agrícola, Programa de Pós-Graduação em Economia Rural Fortaleza, 2012.

Área de Concentração: Políticas Públicas e Desenvolvimento Rural Sustentável.

Orientação: Prof. Dr. Ahmad Saeed Khan

Coorientação: Prof. Dra. Eliane Pinheiro de Sousa

1. Análise de convergência. 2. Processo Markoviano. 3. Renda agropecuária. 4. Unidades Federativas do Brasil. I. Título.

---

CDD: 330

ISABELA DA SILVA VALOIS

CAMINHOS DA CONVERGÊNCIA DA RENDA AGROPECUÁRIA NO BRASIL – UMA  
ANÁLISE A PARTIR DO PROCESSO DE MARKOV DE PRIMEIRA ORDEM PARA O  
PERÍODO DE 1996 A 2009

Dissertação de Mestrado apresentada ao  
Programa de Mestrado Acadêmico em  
Economia Rural da Universidade Federal do  
Ceará, como requisito parcial para obtenção do  
Título de Mestre.

Aprovada em \_\_\_\_/\_\_\_\_/\_\_\_\_

BANCA EXAMINADORA

---

Prof. Dr. Ahmad Saeed Khan

Universidade Federal do Ceará (UFC)

---

Prof<sup>a</sup>. Dra. Eliane Pinheiro de Sousa

Universidade Regional do Cariri (URCA)

---

Prof<sup>a</sup>. Dra. Patrícia Verônica Pinheiro Sales

Universidade Federal do Ceará (UFC)

A Francisco, por me inspirar a dar  
celeridade aos meus passos e ferocidade à  
minha luta.

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço...

A Deus (sem o qual nada sou), pelos longos e intensos dias de estudo e clausura que me permitiu enfrentar e vencer.

Aos meus pais, Iracy da Silva Valois e Reginaldo Santos Valois, pela compreensão e confiança.

À minha irmã, Rosane da Silva Valois, por todos os momentos compartilhados.

A Francisco Rafael da Silva Valois, por existir.

Ao Professor Doutor Rogério César Pereira de Araújo (Coordenador do MAER), pela prontidão e material compartilhado.

À secretária Mônica Martins Moreira, pela atenção.

Ao Professor Doutor Ahmad Saeed Khan e à Professora Doutora Eliane Pinheiro de Sousa, pela orientação.

À Professora Doutora Patrícia Verônica Pinheiro Sales pelas considerações acrescentadas em banca.

Ao CNPq, pelo financiamento dos meus estudos.

À equipe de professores do Mestrado Acadêmico em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará, e a todos os que, de alguma forma, contribuíram para a minha formação de mestra.

## RESUMO

O setor agropecuário brasileiro tem apresentado no período de pós estabilização do Plano Real (1996-2009) uma dinâmica econômica satisfatória, em que o nível de produto agropecuário iniciou uma trajetória ascendente e praticamente ininterrupta de crescimento. Tal performance sugere que as economias estaduais estejam passando por um processo de *catching up*, em que no longo prazo existiria uma tendência das economias mais pobres alcançarem o mesmo nível de crescimento econômico (em termos de PIB *per capita* agropecuário) das economias mais ricas, configurando um processo de convergência no *steady state*. Eom efeito, este, trabalho busca analisar a convergência da renda agropecuária *per capita* entre os estados do Brasil, verificando se a dinâmica do setor agrícola teria contribuído para a redução das desigualdades interestaduais preexistentes. Para tal, fez-se uso do processo markoviano de primeira ordem. Os resultados apontaram a ocorrência de movimentos de retrocesso das economias para níveis de renda *per capita* agropecuária inferiores, indicando que as economias em análise apresentaram uma tendência de empobrecimento, apesar do crescimento econômico global do setor ao longo do período. Dentre os fatores que levariam tais economias a trilharem uma trajetória de empobrecimento, pode-se citar a ênfase das políticas públicas às culturas de exportação, não contempladas por todas as unidades federativas do País, o que resultaria no fortalecimento das economias estaduais já desenvolvidas, em detrimento das que se encontram em desenvolvimento; além dos movimentos migratórios da mão-de-obra agropecuária para os centros produtores agrícolas mais desenvolvidos, causando o “*Efeito Rainha Vermelha*”, em que o crescimento do PIB agropecuário não se traduziria em crescimento das rendas *per capita* no campo. Contudo, o foco deste estudo consiste na identificação da ocorrência do processo de convergência/divergência, sem inferir sobre as causas que levariam ao desencadeamento de tal movimento, já que tais fatores abrem espaço para novos estudos que busquem investigá-los, a fim de poder fornecer instrumentos de formulação de políticas públicas agropecuárias direcionadas à minimização ou mesmo reversão das causas que levam à pobreza no campo.

**Palavras chave:** Convergência de Renda Agropecuária; Processo Markoviano; Unidades Federativas Brasileiras.

## ABSTRACT

Parte superior do formulário

The Brazilian agricultural sector has made in the period of stabilization after the Real Plan (1996-2009) a satisfactory economic dynamics, in which the level of agricultural products began an upward trend and virtually uninterrupted growth. This performance suggests that state economies are undergoing a process of catching up, which in the long run there would be a tendency for poorer economies achieve the same level of economic growth (in terms of *per capita* agricultural GDP) of the richest economies, setting a process of convergence to steady state. Accordingly, this paper seeks to analyze the convergence of *per capita* agricultural income between the states of Brazil, making sure that the dynamics of the agricultural sector had contributed to the reduction of inequalities existing interstate. To this end, it was used the first-order Markov process. The results indicate the occurrence of movements backward economies to levels of income *per capita* agricultural lower, indicating that the economies under review showed a trend of impoverishment, despite the global economic growth presented by the sector over the period. Among the factors that led these economies to tread a path of impoverishment, one can cite the emphasis of public policy to export crops, not covered by all the federating units of the country, which would result in the strengthening of the state economies have developed, expense of which are under development; beyond the migration of manpower for the agricultural production centers in more developed agricultural, causing the "Red Queen Effect," in which the growth of agricultural GDP does not translate into growth of income *per capita* in the field. However, the focus of this study is to identify the occurrence of convergence / divergence, no inferences about the causes that led to the initiation of such a movement, since these factors make room for new studies that seek to investigate them, in order to provide tools for the formulation of agricultural policies aimed at minimizing or even reversal of the causes that lead to poverty in the countryside.

**Keywords:** Convergence of agricultural income; Markov process, the Brazilian states.

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Brasil: PIB a preços básicos (1996-2009) – valores em milhões de reais.....	52
Gráfico 2 – Evolução do PIB agropecuário e da participação da agropecuária no valor adicionado a preços básicos. Brasil (1996 – 2009).....	54

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Classificação das unidades federativas do Brasil segundo os níveis de PIB agropecuário <i>per capita</i> (1996-2009).....	79
Tabela 2 – Matriz de Transição de Markov do PIB <i>per capita</i> agropecuário para as unidades federativas do Brasil no período de 1996-2009.....	80
Tabela 3 – Participação dos Estados no PIB Agropecuário do Brasil (1996-2009) – valores em percentual.....	83
Tabela 4 – Trajetória das economias estaduais rumo ao equilíbrio de longo prazo (análise para o período de 1996 a 2009).....	86

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AGF	Aquisição do Governo Federal.
Alca	Área de Livre Comércio das Américas.
BACEN	Banco Central do Brasil.
BNDES	Banco Nacional do Desenvolvimento.
Camex	Câmara do Comércio Exterior.
CMN	Conselho Monetário Nacional.
CNPq	Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico.
CONAB	Companhia Nacional de Abastecimento.
Copom	Comitê de Política Monetária.
CPR	Cédula do Produto Rural.
EGF	Empréstimos do Governo Federal.
EGF/COV	Empréstimos do Governo Federal com Opção de Venda.
EGF/SOV	Empréstimos do Governo Federal sem Opção de Venda.
EUA	Estados Unidos da América.
FHC	Fernando Henrique Cardoso.
Finame Agrícola	Agência Especial de Financiamento Industrial-Agrícola.
FMI	Fundo Monetário Internacional.
Funcafé	Fundo de Defesa da Economia Cafeeira.
IAA	Instituto do Açúcar e do Alcool.

IAE	Integral do Erro Absoluto.
IBC	Instituto Brasileiro do Café.
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
ICMS	Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços.
IOF	Imposto sobre Operações Financeiras.
IPCA	Índice de Preço ao Consumidor.
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
IPI	Imposto sobre Produtos Industrializados.
IQR	Interquartile Range.
IR	Imposto de Renda.
IRPF	Imposto de renda das Pessoas Físicas.
GMM	Generalized Method of Moments.
LEC	Linha Especial de Crédito e Comercialização.
LSPA	Levantamento Sistemático da Produção Agrícola.
Mapa	Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento.
Mercosul	Mercado Comum do Sul.
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários.
Moderfrota	Programa de Modernização da Frota de Tratores Agrícolas e Implementos Associados e Colheitadeiras.
MTE	Ministério do Trabalho e Emprego.
OMC	Organização Mundial do Comércio.
PEP	Prêmio de Escoamento do Produto.

PGPM	Política de Garantia de Preços Mínimos.
PIB	Produto Interno Bruto.
PLE	Preços de Liberação de Estoques Públicos.
Produsa	Programa de Estímulo à Produção Agropecuária Sustentável.
Proex	Programa de Financiamento às Exportações.
Proger	Programa de Geração de Emprego e Renda.
Proleite	Programa de Incentivo à Mecanização, Resfriamento e Transporte Granelizado da Produção de Leite.
PRONAF	Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar.
Propasto	Programa de Recuperação das Pastagens.
Prosolo	Programa de Incentivo ao Uso de Corretivos de Solo.
RAIS	Registro Anual de Informações Sociais.
SARs	Special Administrative Regions.
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e Custódia.
SNCR	Sistema Nacional de Crédito Rural.
SPSS	Statistical Package for the Social Science.
VEP	Valor de Escoamento do Produto.

## SUMÁRIO

RESUMO

LISTA DE GRÁFICOS

LISTA DE TABELAS

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

1. INTRODUÇÃO.....	16
2. HIPÓTESE.....	19
3. OBJETIVOS .....	20
3.1 Objetivo Geral .....	20
3.2 Objetivos Específicos .....	20
4. REVISÃO DE LITERATURA .....	21
4.1 O modelo neoclássico.....	21
4.2 Metodologias tradicionais de fundamentação neoclássica, evidências empíricas e limitações.....	27
4.2.1 <i>O modelo de <math>\beta</math>-convergência</i> .....	27
4.2.1.1 <u><math>\beta</math>-convergência absoluta</u> .....	27
4.2.1.2 <u><math>\beta</math>-convergência condicional</u> .....	28
4.2.2 <i>O modelo de <math>\sigma</math>-convergência</i> .....	29
4.2.3 <i>Evidências empíricas</i> .....	29
4.2.4 <i>Limitações das metodologias neoclássicas</i> .....	32
4.3 Modelos de crescimento endógeno como crítica à fundamentação neoclássica.....	34

4.4 O processo markoviano de primeira ordem com metodologia alternativa para a análise de convergência.....	37
5. METODOLOGIA.....	43
6. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	48
6.1. Dinâmica econômica do setor agropecuário brasileiro no período de 1996 a 2009.....	48
6.2 Análise markoviana da convergência de renda agropecuária no Brasil.....	77
7. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	89
8. REFERÊNCIAS .....	90

## 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, Coreia 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 inter estaduais já existentes.

Este estudo foi dividido em nove seções (inclusive esta introdução). A seção 2 traz a hipótese que fundamenta o desenvolvimento da pesquisa. A seção 3 expressa os objetivos a serem alcançados. A seção 4 discorre sobre o modelo neoclássico e as metodologias que o utilizaram como base nas análises empíricas, além de revelar críticas a tais modelos, destacando o processo markoviano como um método capaz de contornar as limitações identificadas nas metodologias neoclássicas tradicionais. A seção 5 apresenta o método do processo markoviano de primeira ordem. A seção 6 apresenta uma descrição da dinâmica do setor agropecuário brasileiro no período de 1996 a 2009, além dos resultados da pesquisa. Na seção 7 são colocadas as considerações acerca dos resultados deste trabalho. E por fim, a seção 8 lista as referências utilizadas na elaboração desta pesquisa.

## 2. HIPÓTESE

A dinâmica do setor agrícola brasileiro nos anos recentes seria decorrente do processo de *catching up*, em que economias dos Estados mais pobres tenderiam a convergir, no longo prazo, para os mesmos níveis de crescimento (em termos de renda *per capita* agropecuária) das economias dos Estados mais ricos, de forma a configurar no *steady state*, um crescimento mais equilibrado.

### **3. OBJETIVOS**

#### **3.1 Objetivo Geral**

O objetivo central deste estudo é investigar se a dinâmica econômica apresentada pelo setor agropecuário brasileiro é decorrente das economias dos Estados mais pobres terem melhorado a posição relativa de suas rendas *per capita* agropecuária.

#### **3.2 Objetivos Específicos**

- Descrever a dinâmica econômica do Brasil, com destaque para o setor agropecuário no período pós-estabilização do Plano Real (1996-2009).
- Verificar a existência de convergência de renda agropecuária *per capita* nos Estados do Brasil no período de 1996-2009.
- Quantificar o tempo gasto para que as áreas em análise alcancem o equilíbrio de longo prazo (*steady state*).

## **4. REVISÃO DE LITERATURA**

### **4.1 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 ( $L$ ):

$$Y = F(K,L) \tag{1}$$

a qual apresenta retornos constantes de escala representado por:

$$zY = F(zK,zL) \tag{2}$$

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:

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

$$Y/L = F[K/L,1] \tag{4}$$

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

( $\delta$ ), que representa o desgaste natural dos bens de capital, promovendo decréscimo do estoque de capital, sendo proporcional a este ( $\delta k$ ). 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 conseqüentemente 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 permanecem, independente 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 conseqüência 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 (MANKIWI, 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 Kamineriano<sup>1</sup> 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 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

---

<sup>1</sup> Para maiores detalhes, ver Kramer (1993).

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.

## **4.2 Metodologias tradicionais de fundamentação neoclássica, evidências empíricas e limitações**

### **4.2.1 *Modelo de $\beta$ -convergência***

De forma generalizada, o modelo de  $\beta$ -convergência é expresso 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  $\beta$ -convergência apresenta-se em dois tipos: a  $\beta$ -convergência absoluta e a  $\beta$ -convergência condicional.

#### 4.2.1.1 $\beta$ -convergência absoluta

Na  $\beta$ -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  $\beta$ -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  $\beta$ -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;

$\alpha$ ,  $\beta$  = parâmetros estimados;

$\varepsilon_i$  = termo de erro (aleatório).

A  $\beta$ -convergência absoluta, que independe das condições iniciais de renda das economias, ocorrerá quando  $\beta$  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:

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

#### 4.2.1.2 $\beta$ -convergência condicional

Na  $\beta$ -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  $\beta$ -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  $\beta$ -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  $\beta$ -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.

#### 4.2.2 *O modelo de $\sigma$ -convergência*

Para Barro e Sala-I-Martin (1995), o teste de  $\sigma$ -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  $\beta$  e  $\sigma$  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:

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

#### 4.2.3 *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 européias 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 ( $\beta$ -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 ( $\beta$ -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 tiverem 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 estudarem a convergência de renda das Regiões Especiais Administrativas (SARs)<sup>2</sup> 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  $\beta$ -convergência e  $\sigma$ -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.

---

<sup>2</sup> SARs – Special Administrative Regions.

No Brasil, diversas pesquisas sobre desigualdade de crescimento econômico têm igualmente se concentrado em metodologias de  $\beta$ -convergência (absoluta e condicional) e  $\sigma$ -convergência, como os estudos de Ferreira e Diniz (1995), Ferreira e Ellery Jr. (1996) e Ferreira (1996, 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 de convergência, mas enfatizam a extrema importância da modelagem da dinâmica da renda dos municípios por meio de metodologias não paramétricas<sup>3</sup>.

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).

Spoehr 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.

#### **4.2.4 Limitações das metodologias neoclássicas**

Apesar da ampla aceitação no meio acadêmico, análises de crescimento econômico com base em testes de  $\beta$  e  $\sigma$  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

---

<sup>3</sup> Os autores fazem referência às matrizes de transição de Markov.

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 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.

Stülp 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  $\beta$ ; 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  $\beta$ -convergência e  $\sigma$ -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.

#### 4.3 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 Solow<sup>4</sup>.

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.

---

4 Para mais detalhes sobre o Modelo de Solow Ampliado, ver: Mankiw; Romer; Weil (1992).

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 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 previsões 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.

#### **4.4O 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  $\beta$  e  $\sigma$  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) endoginiza 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 constata 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  $\beta$  e  $\sigma$

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  $\beta$ -convergência (absoluta e condicional) e  $\sigma$ -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  $\beta$ -convergência e  $\sigma$ -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 populacional 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 semi-árido 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, constatam 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) destacam que, mesmo o processo markoviano de primeira ordem apresenta limitações ao assentar-se na hipótese teórica de rendimentos marginais decrescentes, revelando-se ainda incapaz de reconhecer a possibilidade de choques exógenos interferirem na trajetória das economias rumo ao estado estacionário.

## 5. 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 estadual<sup>5</sup> 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*<sup>6</sup> 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

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.

processo, passou a corresponder a uma unidade), tornando possível a construção de estratos de PIB iguais para cada período.

Na seqüência, 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 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:

$$h_n^* = 3,49sn^{-1/3} \tag{22}$$

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 Györfi (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 pollibiliy 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:

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

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 seqüência, 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):

$$P_{ij} = \frac{\sum m_{ij}}{\sum m_i} \quad (26)$$

Em que  $\sum m_{ij}$  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:

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

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:

$$Y_{t+1} = M.Y_t \tag{28}$$

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:

$$\begin{matrix}
 \vdots & & & & & & & & & & \vdots \\
 Y_{1,t+1} & Y_{2,t+1} & Y_{3,t+1} & \dots & Y_{n,t+1} = & P_{11} & P_{12} & P_{13} \dots & P_{1j} & P_{21} & P_{22} & P_{23} \dots & P_{2j} & P_{31} & P_{32} & P_{33} \dots & P_{3j} & \vdots & \vdots & \dots & P_{i1} & P_{i2} & P_{i3} \dots
 \end{matrix}$$

$$\begin{matrix}
 \vdots \\
 P_{ij}, Y_{1,t}, Y_{2,t}, Y_{3,t}, \dots, Y_{n,t}
 \end{matrix} \tag{29}$$

Para Stülp e Fochezatto (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 Stülp (2004), Stülp e Fochezatto (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 calculadora<sup>7</sup> de autovalores e autovetores disponibilizada pelo Departamento de Matemática da *University of British Columbia* de Vancouver, Canadá.

## **6. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

### **6.1 Dinâmica econômica do setor agropecuário brasileiro no período de 1996 a 2009**

Ao se fazer um breve retrospecto do desempenho do setor agrícola brasileiro, verifica-se que, a partir da década de 1950, em função do acelerado processo de urbanização e da necessidade de viabilização do desenvolvimento industrial, buscou-se superar o atraso do setor agropecuário do País através da adoção de políticas agrícolas com viéses modernizantes, orientadas para a otimização das técnicas produtivas através do financiamento para aquisição de máquinas agrícolas de fabricação nacional, além da melhoria da infraestrutura dos corredores de distribuição e do armazenamento das safras. Linhares e Silva (1999) destacam que também datam deste período os sistemas de distribuição de terras como medida completa e atenuante dos problemas de pobreza e tensão no campo.

Em meados dos anos 1960, com a formação dos Complexos Agroindustriais, o agronegócio nacional se moderniza e, de acordo com Elias e Sampaio (2002), o trabalho formal se difunde no meio rural.

Nos anos 1970, a escalada modernizante se intensifica, quando ocorre a integração dos capitais e se introduz a biotecnologia nas técnicas de produção, além das políticas de crédito subsidiado, preços mínimos, pesquisa e extensão. Entretanto, Kageyama e Graziano da Silva (1986) destacam que o intenso processo de modernização da agricultura brasileira, ao enfatizar o maior uso de insumos químicos e a mecanização poupadora de mão-de-obra, modificou a estrutura do mercado de trabalho rural, refletindo na minimização das ocupações tradicionais no campo e na conseqüente precarização da distribuição da renda agropecuária do País.

---

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

O arrefecimento do crescimento econômico nos anos 1980 resultante da crise econômica desencadeada pela elevação do endividamento externo, associada à impossibilidade de obtenção de saldos em divisas através da exportação no contexto de interrupção do crédito internacional, e a crescente instabilidade inflacionária, provocaram rebatimentos negativos na agropecuária nacional, em que as políticas para o setor foram mais tímidas tendo que sofrer redução do crédito e eliminação dos subsídios.

A exemplo dos reflexos da escassez de recursos para o período supracitado é possível mencionar a forte contração da Política de Preços Mínimos (PPM) que, instituída desde 1945, é dividida nos segmentos de Aquisições do Governo Federal (AGF), que possui recursos oriundos do Tesouro, sendo aplicado nos casos em que o preço do produto agrícola no mercado se encontra abaixo do preço mínimo estipulado pelo governo; e no segmento de Empréstimos do Governo Federal (EGF), que possui recursos originados do crédito de comercialização, sendo adotadas as regras do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR), em que o governo empresta recursos para o agricultor estocar o produto quando o preço está desfavorável e vendê-lo na entressafra, quando ocorre incremento do valor do produto no mercado. De acordo com a análise de Bacha (2004), a partir dos dados da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), as AGF ficaram seriamente comprometidas pela insuficiência de recursos, a ponto de ter reduzido o montante direcionado para tal política de 1.033 milhões de dólares em 1988 para 323 milhões em 1990 e para 89 milhões em 2002. Caso mais drástico é apresentado pelos EGF, cujos recursos de 1.478 milhões de dólares em 1988 contraem-se para 478 milhões em 1990 e caem vertiginosamente para apenas 1 milhão de dólares em 2002.

Nesse sentido, a restrição orçamentária do governo na década de 1980 fez com que, a partir dos anos de 1990, a intervenção governamental no setor agrícola fosse gradativamente reduzida, passando a ser pontualmente direcionada a alguns segmentos, produtos ou regiões específicas. Tal processo de atuação localizada e freqüentemente passiva<sup>8</sup> é condizente tanto com os princípios neoliberais absorvidos pelo País, quanto com a pouca disponibilidade de recursos fiscais, acentuando-se ainda mais a partir de meados da mesma

8 A exemplo da Lei Kandir implementada em 1995 que, de acordo com Bacha (2004), isenta o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) para produtos agrícolas e agroindustriais de exportação, a fim de reduzir o preço em dólar do produto exportado; e da política de sobretaxação de produtos agrícolas exportáveis de demanda inelástica em situação de desvalorização cambial.

década, quando os instrumentos de intervenção estatal passam a admitir parcerias privadas em níveis cada vez mais crescentes.

As transformações econômicas e estruturais ocorridas no Brasil na década de 1990, como resultado da intensa absorção dos princípios neoliberais, culminaram com o processo de abertura comercial e reestruturação dos processos de produção, que afetaram fortemente a indústria nacional, também impactando o setor agrícola brasileiro. A queda expressiva dos preços dos produtos agrícolas e a elevação dos custos de produção em função da extinção e/ou eliminação de barreiras tarifárias e não tarifárias devido ao processo de integração econômica ao Mercosul, além da valorização do câmbio como instrumento de estabilização econômica durante a implementação do Plano Real aprofundaram a crise no setor que, segundo dados dos Censos Agropecuários do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 1985 e 1995-1996, encolheu em termos de número de estabelecimentos em 16,23%, e em termos de área total de produção de culturas temporárias em 19,92% e permanentes em 23,85%, refletindo na redução das ocupações na agricultura em 23,35% e no grave decréscimo da renda de suas unidades produtivas (FERNANDES FILHO, 2001).

Apesar disso, para Vicente, Anfalos e Caser (2001), a abertura econômica possibilitou a disputa dos mercados, com conseqüente aumento da eficiência produtiva dos complexos agroindustriais; e conforme Diógenes (1992), o aumento da produtividade agrícola nesse período contribuiu para a expansão da fronteira agrícola, embora de forma heterogênea e muito seletiva, beneficiando principalmente as regiões Sudeste, em detrimento do Nordeste brasileiro, aumentando também as disparidades intra-regionais do meio rural no País.

Mesmo assim, o processo de abertura comercial assistido na década de 1990, inegavelmente se configura como marco institucional que deu vigor ao agronegócio brasileiro no âmbito internacional, somado ao profundo viés neoliberal que se instituiu durante o processo, embora desregulamentações setoriais viessem sendo implementadas desde meados dos anos 1980 como a extinção de várias agências reguladoras como o Instituto Brasileiro do Café (IBC), Instituto do Açúcar e do Alcool (IAA), dentre outros, como apontam Jank e Nassar (2000), forçando os setores agroexportadores a se tornarem mais competitivos, a fim de assegurarem sua permanência nos mercados, antes mesmo do aprofundamento da abertura comercial, quando Baumann, Canuto e Gonçalves (2004) verificam a eliminação dos níveis competitivos de taxa de câmbio e dos intensos incentivos ao setor exportador. Nesse contexto,

Saes (2000) destaca a capacidade adaptativa das organizações às mudanças institucionais, de caráter principalmente legislativo, como um elemento de incremento da competitividade, traduzido no aumento da eficiência das firmas.

Concomitante ao processo de abertura comercial, também se verifica a abertura financeira em que se registra a maciça entrada de investimentos estrangeiros no Brasil, que somada à orientação neoliberal da política explicam a arquitetura do processo de reestruturação da produção em todo Território Nacional. Nesse contexto, é observada a dominação das áreas úmidas e cerrados do Nordeste por empresas multinacionais que passam a comandar o eixo de produção moderna da agricultura; incluindo no circuito do *agribusiness* e às áreas selecionadas já existentes, as manchas verdes e irrigadas, pertencentes aos “eixos nacionais de integração e desenvolvimento” com um viés para o desenvolvimento local, segundo as prioridades do governo Fernando Henrique Cardoso (FHC) e em consonância com os seus programas Brasil em Ação (1996) e Avança Brasil (2000-2003). Estas novas áreas selecionadas de acordo com suas características estratégicas em termos climáticos, topográficos, logísticos, infraestrutura potencial e mão-de-obra, a partir de 1998, passaram a contar com a coordenação do Banco do Nordeste na articulação da iniciativa privada, pública e local, e dentro do conceito de “Empreendimento Integrado” passaram a ser chamadas de Pólos de Desenvolvimento Integrado, em que o viés produtivo agroexportador das áreas pontuais do Nordeste foi fortemente dinamizado.

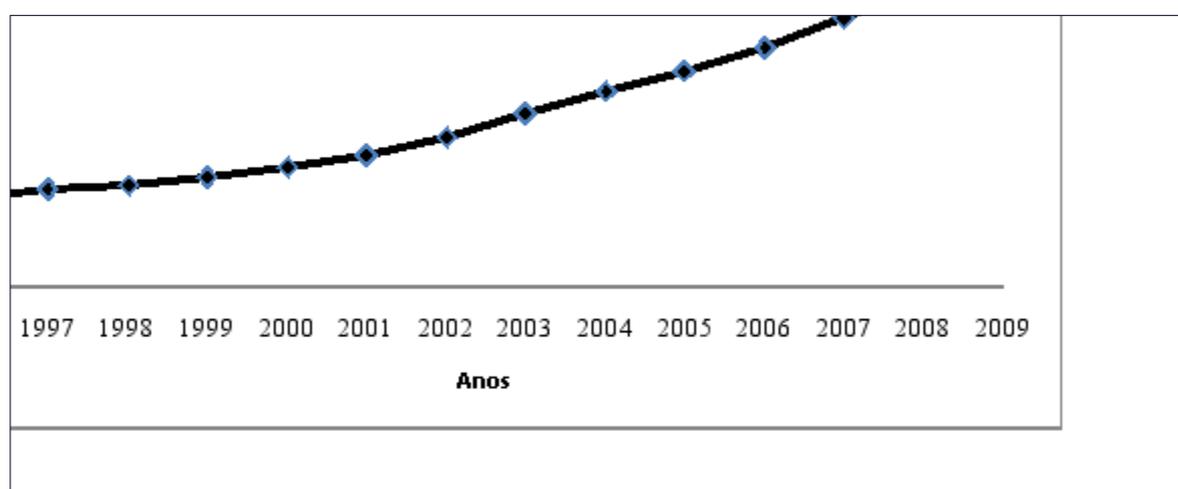
A consolidação da Organização Mundial do Comércio (OMC) e do Acordo Agrícola que regulamenta o comércio exterior de produtos agrícolas, bem como a consolidação dos blocos econômicos como a Área de Livre Comércio das Américas (Alca), Pacto Andino, acordos bilaterais com outros Países, mas particularmente a consolidação do Mercosul em 1991, em que se verificou um processo simultâneo de aceleração da redução das alíquotas de exportação, até que, de acordo com Baumann, Canuto e Gonçalves (2004), o advento do Plano Real permitisse a antecipação da formação da Tarifa Externa Comum do Mercosul em 1994, beneficiou particularmente o setor agrícola, o qual identificou a oportunidade de ganhos de competitividade engendrados do acesso a insumos químicos e equipamentos importados mais baratos que vieram tornar o setor mais eficiente e produtivo nos anos subsequentes, resultado também da sobrevalorização cambial assistida entre os anos de 1994 e 1998. Rezende (1997) apud Lucena e Souza (2000) destaca ainda que esse período de drástica valorização cambial no início do Plano Real também constitui um fator de

incremento das importações de *commodities* agrícolas como o milho, arroz, algodão e trigo, afetando negativamente o saldo da balança comercial, mas paradoxalmente contribuindo para a estabilização dos preços internos, além de estabelecer contrapartida das exportações brasileiras de manufaturados para o Mercosul.

A consolidação do processo de estabilização é verificada no ambiente econômico brasileiro a partir de 1996 quando, em decorrência da implementação do Plano Real, a trajetória continuamente decrescente apresentada pela taxa de inflação rompe de vez com a conjuntura de estagnação econômica que imprimiu nos anos 1980 o estigma de “década perdida”.

A retomada do crescimento econômico induziu o PIB a trilhar uma trajetória ascendente a partir de 1996. Contudo, a dinâmica econômica relatada, constitui antes de tudo, reflexos da aplicação, bem como manutenção de políticas que permitiram que o crescimento econômico no longo prazo se desse de forma continuada, como mostra o Gráfico 1:

Gráfico 1– Brasil: PIB a preços básicos (1996-2009) – valores em milhões de reais.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE fornecidos pelo IPEA.

Em 1996, a política monetária orientada com vistas para o equilíbrio externo viabilizou o crescimento econômico, tendo o cuidado de evitar que o processo de estabilização sofresse pressões da demanda agregada ou se desviasse das metas estabelecidas para o saldo em transações correntes. Não tendo sido esta a única medida implementada, a manutenção da trajetória decrescente dos níveis de preços que pôs fim ao processo inflacionário dinamizando o ambiente econômico brasileiro, resultou ainda de um conjunto de

medidas políticas relatadas nas análises de conjuntura do BACEN para o período, dentre as quais se destacam:

- a implementação de uma política de liberação creditícia associada à redução gradual da taxa de juros que, apesar de ter reduzido a remuneração dos capitais externos (taxa de juros *over-SELIC* descontada da desvalorização cambial), não inibiu o fluxo dos investimentos estrangeiros em portfólio<sup>9</sup>, também positivamente afetado pela realimentação das expectativas com a retomada do crescimento, responsável também pela captação recorde de investimento estrangeiro direto, imprimindo ares de confiança no ambiente econômico do País;

- adoção de medidas de estímulo à permanência de investimento produtivo estrangeiro de longo prazo no País, em detrimento das inversões de curto prazo;

- condução da política cambial com base em minibandas deslizantes através de pequenas desvalorizações nominais do câmbio, com o objetivo de prevenir ataques especulativos;

- políticas de incentivo à exportação envolvendo a adoção de medidas protecionistas para os setores têxtil, automobilístico e de brinquedos, em consonância com as regras da Organização Mundial do Comércio (OMC); redução da carga tributária do setor exportador; e a concessão de financiamentos direcionados principalmente aos setores mais vulneráveis e aos de maior potencial, como forma de elevar a competitividade do País nos mercados externos.

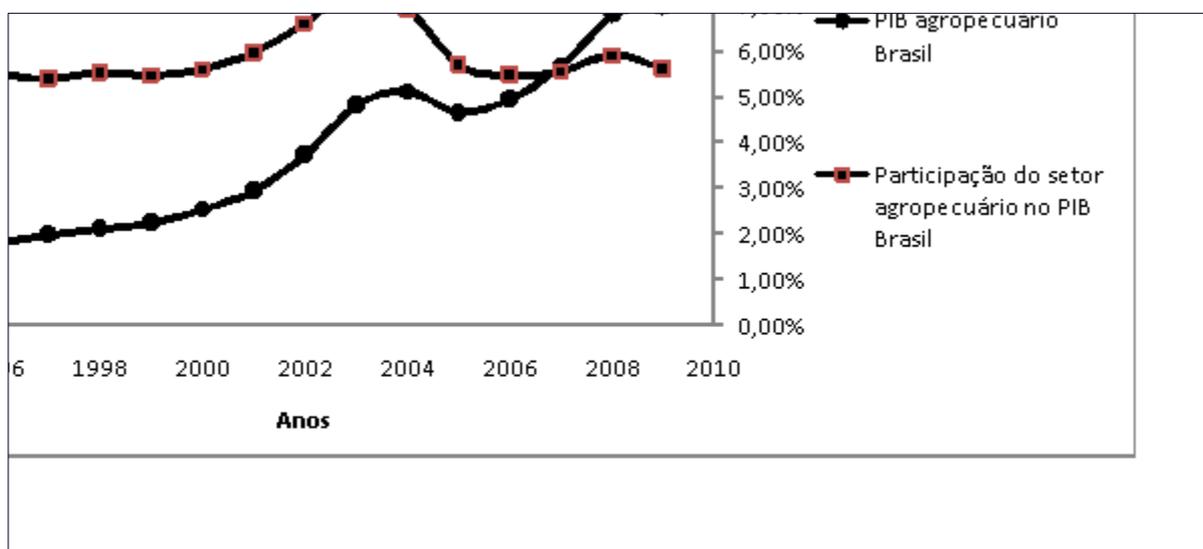
Ao longo do ano (1996), foram também adotadas diversas medidas direcionadas ao controle fiscal nas esferas estaduais e federal, com o objetivo de reduzir o *déficit* público e elevar as receitas, tais como adoção dos programas de desestatização, enxugamento da folha de pagamento e controle do endividamento.

---

<sup>9</sup> De acordo como o Relatório do Banco Central para o ano de 1996, o investimento estrangeiro em portfólio atingiu a cifra de US\$ 6 bilhões de dólares no período, a captação de crédito externo de médio e longo prazo chegou a US\$ 12,8 bilhões; e o investimento estrangeiro direto alcançou os US\$ 9 bilhões.

A dinâmica econômica do Brasil no período de pós estabilização que levou o País a trilhar uma trajetória ascendente de crescimento foi, em parte, resultado do desempenho do setor agrícola, como mostra o gráfico 2, com reflexos sobre o nível de renda agropecuária.

Gráfico 2 – Evolução do PIB agropecuário e da participação da agropecuária no valor adicionado a preços básicos. Brasil (1996 – 2009)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE fornecidos pelo IPEA.

Os resultados da estabilização econômica promovida pela eficácia da implementação do Plano Real passaram a ser mais fortemente sentidos a partir de 1996. Assim, nesse período, apesar da obstrução de créditos de custeio para produtores em situação de inadimplência terem constituído um fator restritivo do nível de produção agrícola, assim como a queda de preços agrícolas, que gerou desestímulo à ampliação das lavouras de algumas culturas como oleaginosas, legumes e cereais, resultando em retração de 0,8% do nível de produção, o setor agropecuário conseguiu registrar em 1996, expansão de 3,1%, alavancada pela ampliação do consumo de proteínas (em decorrência da recuperação do poder de compra possibilitado pela estabilização econômica, bem como pela elevação dos ganhos reais) e crescimento das exportações de aves e carne suína, que permitiu que a produção animal se elevasse em 7,8%.

No âmbito da política agrícola, o setor foi beneficiado pela implementação do zoneamento agrícola, que buscou compatibilizar as características das áreas produtivas com as culturas mais adequadas, introduzindo ainda o uso de tecnologias redutoras de custos e amplificadoras da produtividade. Medidas adicionais como a criação do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF) direcionadas à capacitação do pequeno produtor rural e à modernização das pequenas unidades produtivas, também mostraram-se importantes para o incremento do produto, assim como as diretrizes traçadas para a safra 1995/96 em que, em consonância com a conjuntura de estabilização econômica e abertura comercial registra-se que:

Os financiamentos passaram a ser feitos com juros fixos de 16% ao ano. Concomitante, procurou-se reformular as fontes de recursos, buscando difundir o uso de instrumentos para captação, por intermédio de mecanismos dos mercados de opções e de futuro: criaram-se alternativas para fontes mais baratas, como a captação de recursos no exterior, diminuindo, conseqüentemente, a dependência das fontes tradicionais, principalmente a dos recursos públicos (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 1996, p. 21-22).

As políticas econômicas implementadas em 1996 se mantiveram em curso em 1997, tendo sido algumas ações aprimoradas (particularmente no campo do comércio exterior, em que se buscou trabalhar o fortalecimento da posição do País nas negociações internacionais), e outras acionadas em caráter emergencial (como a intensa atuação das autoridades monetárias em resposta aos ataques especulativos, com o objetivo de minimizar as oscilações do câmbio), de modo que a tendência de crescimento econômico em 1997 não foi interrompida, tendo o PIB brasileiro apresentado crescimento de 3,85% em relação a 1996, conforme os dados do IBGE disponibilizados pelo IPEA, apesar das mudanças no contexto internacional decorrentes da crise financeira do sudeste da Ásia.

No setor agropecuário, a implementação do programa de securitização que regularizou as dívidas agrícolas permitindo a reabertura dos canais de crédito de custeio para os produtores, somado à recuperação dos preços agrícolas no mercado interno, estabilizados pela Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM), que fixou preços mínimos para os produtos agrícolas em consonância com as condições de mercado, estimularam a ampliação das lavouras, resultando em crescimento de 5,5% na safra de leguminosas e oleaginosas, com ampliação da área plantada em 0,3%; embora o excesso de chuvas no Paraná e a estiagem no Rio Grande do Sul tenham afetado as culturas de feijão, soja e trigo; e a redução da área plantada da cultura de arroz em conseqüência da situação de endividamento dos produtores,

insatisfação com os níveis de preços, ausência de políticas agrícolas direcionadas à rizicultura e concorrência em termos de preço e qualidade do produto argentino e uruguaio, resultando em expansão da produção agrícola em nível menor que o esperado: 2,8%.

Contudo, em decorrência da retração nos resultados da produção animal em 2,5%, particularmente na produção de bovinos e suínos, que, conforme o IBGE, apresentou retração de 4,8% no abate, embora a avicultura, sob a influência das baixas cotações do milho (principal insumo do setor), tenha apresentado crescimento de 9,5% no abate; e as exportações tanto de aves quanto de carnes bovina e suína tenham crescido em 15,6%, 14,5% e 4,1% respectivamente, a expansão do setor agropecuário em 1997 situou-se em torno de 1,2% apenas.

Em relação à política agrícola do período, destacam-se a manutenção de benefícios do PRONAF, assim como a criação de instrumentos de comercialização menos onerosos que os Empréstimos do Governo Federal com Opção de Venda (EGF/COV)<sup>10</sup>, como o contrato de opção de venda e o Prêmio de Escoamento do Produto (PEP)<sup>11</sup>, que garantiam a venda da produção ao governo a um preço mínimo; além da criação do Empréstimo do Governo Federal (EGF) para a agroindústria com o objetivo de acelerar o processo de comercialização dos produtos agrícolas. Assim, de acordo com o Banco Central:

Esses instrumentos, tendo o preço mínimo como referência, aliados aos mecanismos já existentes – aquisição do governo federal (AGF) e empréstimos do governo federal sem opção de venda (EGF/SOV) – preservaram a capacidade de intervenção oficial nos mercados agrícolas no limite indispensável, deixando aos agentes privados a escolha de alternativas mais convenientes (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 1997, p. 26).

Em 1998, os rebatimentos da crise internacional deflagrada pela crise financeira asiática foram mais fortemente sentidos na economia brasileira, quando também a Rússia passou a apresentar fortes sinais de instabilidade econômica, culminando com a declaração de moratória em setembro de 1998. Em consequência destes episódios econômicos, o mundo assistiu um processo de reversão do fluxo de capitais para ambientes mais seguros (em

---

10 Alterados em decorrência das restrições financeiras do Tesouro Nacional, inviabilizando a concessão de empréstimos vinculados ao empréstimo de comercialização antes do período de plantio.

11 Regularizado pelo Ministério da Agricultura e do Abastecimento através da Portaria nº 667 de 6.12.96.

detrimento das economias em desenvolvimento), que prejudicou a liquidez do País, gerando necessidade de recorrer aos empréstimos do Fundo Monetário Internacional (FMI) para a recomposição das reservas perdidas<sup>12</sup> necessárias para a preservação da política cambial.

Com efeito, a necessidade de adoção de políticas restritivas como forte ajuste fiscal, redução do crédito e elevação da taxa de juros desaceleraram o ritmo de crescimento econômico interno, com forte retração da demanda de bens duráveis (em consequência da redução do rendimento médio decorrente da elevação dos níveis de desemprego<sup>13</sup>) – o que favoreceu a trajetória decrescente dos preços, apesar de contrabalançada pelo aumento da demanda de bens não duráveis, em especial, os itens de supermercado. A demanda em nível global também sofreu contração, contudo, tal movimento regressivo da economia foi em parte, compensado pela performance favorável da economia norte americana. O suporte financeiro liberado: “[...] em uma linha de crédito no total de U\$\$41,5 bilhões cujos desembolsos [seriam] efetivados durante cinco anos, a partir de dezembro de 1998, concentrados nos primeiros 12 meses [...]” (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 1998, p.11), foi suficiente para reverter o cenário de incertezas, permitindo que as taxas de juros básicas voltassem a cair; mas o desempenho do PIB refletiu as consequências das medidas restritivas adotadas ao longo do ano, apesar de não ter rompido sua trajetória ascendente, embora o crescimento econômico tenha registrado taxas bem menores (0,7%) em relação ao período anterior, implicando em queda de - 3,15%, conforme o IPEA.

A crise asiática também resultou em tendência de queda dos preços das *commodities*, provocando repercussões negativas sobre a produção do setor agropecuário que em função disso registrou expansão bastante moderada, apenas 0,4%. Tal crescimento deu-se

---

12 A intervenção das autoridades monetárias no mercado de câmbio para a contenção do desequilíbrio custou cerca de U\$\$24 bilhões apenas entre agosto e setembro de 1998, de acordo com dados do BACEN.

13 O incremento das taxas de desemprego no período, além de ter sido consequência do desaquecimento econômico, resultou ainda da adoção de tecnologias poupadoras de mão-de-obra como estratégia competitiva via redução dos custos de produção, de acordo com os parâmetros de reestruturação produtiva que vinham sendo implementados. Destaca-se também que no mesmo período, o Governo Federal buscou reverter os crescentes níveis de desemprego através da flexibilização das relações trabalhistas (a partir de 1998), como medida de incentivo à contratação.

em decorrência da ampliação da produção animal em 3,9% com participação de 12% da suinocultura, 1,5% da bovinocultura (favorecida pela competitividade de preços em relação à Argentina e ao Uruguai, e pela exclusão do Rio Grande do Sul e Santa Catarina dos focos de febre aftosa), e 7,9% da avicultura, sustentada principalmente pela demanda interna, dado que, de acordo com a Associação Brasileira de Exportadores de Frango (Abef), a instabilidade externa provocou retração de 6% nas vendas do produto no mercado externo.

A produção agrícola do período sofreu retração de 0,2% das lavouras e de 7,3% da extração vegetal, em consequência das adversidades climáticas provocadas pelo fenômeno *El Nino*, que pelo excesso de chuvas no Sul e pela escassez de chuva no Nordeste prejudicou as safras de arroz, milho, feijão e trigo, as quais apresentaram decréscimo de 16,1%, 15,3%, 29,5% e 9%, respectivamente; em contrapartida com a produção de soja que se expandiu em 18,6%, em consequência das pressões altistas dos preços no mercado internacional, provocadas pela redução dos estoques mundiais; ampliação da produção do café em 44,4% em resposta à elevação das cotações internacionais; e crescimento da produção de algodão herbáceo com caroço em 46,4% em que “...tal desempenho deveu-se à valorização do produto ao longo de 1997, em consequência da inversão das condições privilegiadas para as exportações presentes no ano anterior” (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 1998, p. 30).

Em 1999, ainda em decorrência dos desdobramentos da crise russa, o regime de minibandas teve que ser abandonado em favor do regime de câmbio flutuante. Como medidas centrais<sup>14</sup>, a política monetária também extingue as bandas de flutuação para a taxa de juros, passando a adotar meta para a taxa de Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC) definida pelo Comitê de Política Monetária do Banco Central e metas para a inflação. A política fiscal manteve-se restritiva, estabelecendo, em especial, limites rígidos para as despesas com a folha de pagamentos (Reforma Administrativa) e a perseguição de *superávits* primários ao longo do todo o ano<sup>15</sup>.

---

14 Para maiores detalhes sobre o conjunto de medidas implementadas pela Política Monetária do período, consultar: BOLETIM DO BANCO CENTRAL. **Relatório Anual**. Brasília, v. 35, 1999.

15 De acordo com o BACEN, o período de 1999 registrou *superávit* de R\$ 31,1 bilhões, correspondentes à 3,1% do PIB registrado no mesmo ano.

Apesar da alteração no regime cambial e da conjuntura internacional, em que foram registradas pressões altistas do preço do petróleo e contração dos preços das *commodities* agrícolas, o compromisso com a continuidade do processo de estabilização econômica expresso de forma transparente na condução das políticas ao longo do ano, contribuiu para reverter as expectativas econômicas, além de ter reacendido a confiança dos investidores externos.

Esperava-se que todos esses fatos impactassem negativamente o crescimento do produto. Contudo, contrariando as expectativas, a evolução econômica do período foi positiva, permitindo que o PIB apresentasse crescimento acumulado de 1,01%, conforme o IBGE.

Parte dessa performance deu-se em razão do arrefecimento das más condições climáticas, além da expansão das exportações agropecuárias, que permitiram que o setor agropecuário assinalasse crescimento de 9,5%, representando o melhor desempenho setorial na composição do PIB do período, com participação de 11,3% da produção agrícola e 7,4% da pecuária.

Nesse contexto, os instrumentos já existentes de condução da política sofreram apenas certo grau de aprimoramento das regras para fomento das safras de 1998/1999, tais como a ampliação da alocação de recursos destinados ao crédito rural e investimento em 37% em relação ao período passado, e a redução da taxa de juros de 9,5% para 8,75% ao ano; redução da taxa de juros das operações de custeio do PRONAF de 6,5% para 5,75%, e ainda, a criação do crédito rotativo dentro do Programa de Geração de Emprego e Renda (Proger).

De acordo com o Levantamento Sistemático da Produção Agrícola do IBGE, essas ações, somadas ao bom desempenho climático do ano, resultaram em expansão da produção de cereais, leguminosas e oleaginosas em 9,9%, em que o crescimento da produção de milho, em virtude da recuperação dos preços, situou-se em 9,1%; a rizicultura apresentou ampliação de 51,6%, impulsionada pela recuperação dos preços em decorrência da redução dos estoques e encarecimento do arroz importado; a produção de trigo expandiu-se em 5,9% – nível ainda insuficiente para suprir a demanda interna, provocando necessidade de importação de 6,8 milhões de toneladas de trigo, devido à redução da área plantada em 11,2%, em consequência do aumento de custo de produção ocasionado pela valorização do real e defasagem do acesso ao crédito de custeio. Já a cultura de café apresentou decréscimo de 5,5% devido ao período

natural de redução da produtividade; assim como a sojicultura que, sob efeito desestimulante das baixas cotações do produto no mercado internacional, apresentou redução de 1,9%.

A persistente tendência de crescimento da produção animal (7,4%) deu-se em virtude da ampliação das exportações de carne bovina (81,5%) direcionadas principalmente ao mercado consumidor africano e oriental médio; crescimento das exportações de frango (26%) em decorrência do reaquecimento das economias asiática e européia; embora a exportação de carne suína tenha sofrido decréscimo de 1,9%.

No ano 2000, a retomada do crescimento econômico brasileiro solidifica suas bases à revelia da instabilidade instaurada no cenário externo desde a crise asiática em 1997, cujos rebatimentos só viriam a ser plenamente absorvidos no último trimestre de 2000. Prova disso, o resultado do PIB registra expansão de 4,5% em relação ao ano anterior, de acordo com o BACEN.

Tal crescimento é assinalado numa conjuntura de contínua redução das taxas de inflação (com respectivo cumprimento da meta previamente estabelecida para o período), ampliação dos vínculos formais de trabalho<sup>16</sup> (contribuindo para a intensificação do consumo interno) e das atividades informais, crescimento do crédito (como reflexo da redução do recolhimento compulsório dos bancos, acionando o poder de criação de moeda das instituições bancárias; e da redução das taxas básicas de juros, contribuindo para alavancar o crescimento da demanda agregada pela ampliação do consumo e investimento).

A austeridade fiscal resultou em superávits primários<sup>17</sup> que contribuíram para resgatar a confiança dos investidores internos e externos, promovendo ainda, a recuperação do saldo das contas externas em 45%, apesar do incremento das importações em 13,2%, em função do aumento do preço do petróleo e das compras de matérias-primas e bens

---

16 A taxa de desemprego aberto para 2000 atingiu 7,1% contra 7,6% do ano anterior (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 2000).

17 Tendo sido também reflexo da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), o superávit consolidado do setor público para o ano de 2000 atingiu um percentual de 3,6% do PIB, contra 3,2% registrado em 1999, superando as metas exigidas pelo FMI, ativando a capacidade de formação de poupança pública, essencial para a estabilização da relação dívida/PIB (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 2000).

intermediários, em particular, itens para o reaparelhamento industrial com o objetivo de alavancar as exportações no médio prazo.

Nota-se que em 2000, a expansão do setor agropecuário foi bem mais modesta, em conseqüência do baixo crescimento do produto agrícola (2,8%) e pecuário (3,3%) em relação aos valores apresentados no ano anterior; embora as diretrizes do Plano Agrícola para a safra de 1999/2000 tenham ampliado em R\$ 3 bilhões o montante direcionado aos empréstimos de custeio com manutenção da taxa de juros em 8,75% a.a., e redução das taxas de juros das operações de crédito do PRONAF de 5,75% a.a. para um limite mínimo de 2% a.a. e máximo de 4% a.a.

A retração da produção agrícola em 2000 deu-se principalmente em virtude dos períodos de estiagem e/ou geadas que prejudicaram o crescimento das lavouras dos importantes centros produtores como as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste.

Mesmo assim, a cultura de soja expandiu sua produção em 5,8%, impulsionada principalmente pela recuperação do preço no mercado externo; a rizicultura ampliou sua produção em 51,6%; a produção de feijão cresceu em 6,7%; e o café em coco elevou sua produção em 11,7%; apesar da produção de milho ter sofrido redução de 1%, e a triticultura ter-se contraído em 31,8%.

Já a expansão da pecuária em 3,3% (quando em 1999 o setor apresentou crescimento de 7,4%) teve ampliação sustentada pelo crescimento da produção de carnes suína em 8,8%, frango em 8,6% e bovina em 2,4%, devido à ampliação das exportações principalmente das carnes bovina (27,4%) e de frango (19,3%).

Em 2001, a deteriorização do cenário internacional em decorrência da crise econômica da Argentina, resultante dos desequilíbrios fiscais e conflitos de cunho social e político gerou perda de credibilidade na emissão do peso argentino com lastro em dólar norte americano (*Currency board*), culminando na mudança do regime de câmbio, em que se adotou o câmbio flutuante; somada ainda com a recessão nos Estados Unidos em conseqüência dos atentados de 11 de setembro; ao decréscimo econômico da zona do euro; à estagnação da economia japonesa; e à crise energética que assolou o Brasil, as expectativas de crescimento econômico nacional foram fortemente abaladas, exigindo austeridade na

administração das políticas econômicas, com o intuito de conter as pressões inflacionárias, e preservar os níveis de produto e de emprego.

Na condução da política monetária, o cumprimento da meta de inflação foi preservado através das elevações graduais da taxa SELIC a partir de seu piso de 15,25% a.a registrado em janeiro, para 19% a.a. até março (restringindo o crédito), sem alterações subseqüentes. Medidas adicionais de desestímulo à retenção de divisas também foram acionadas.

Intervenções no mercado de câmbio também se mostram necessárias para conter a volatilidade da cotação da moeda que, conforme o BACEN, atingiu em outubro o recorde de desvalorização – R\$ 2,84/US\$. As oscilações do câmbio afetaram a variação do Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA) que, em decorrência principalmente do reajuste dos preços administrados (gasolina, energia elétrica, transporte público, água e esgoto, entre outros), extrapolaram a meta para a taxa de inflação; contudo, resultaram na reversão do saldo deficitário da balança comercial US\$ 749 milhões, pela ampliação das exportações em 6%, para um superávit de US\$ 2,6 bilhões no ano seguinte, contribuindo, junto com a captação de recursos oriundos da renovação do acordo com o FMI, para o incremento no estoque de reservas internacionais, que em dezembro de 2001 alcançaram a cifra de US\$ 35,9 bilhões.

Todas essas circunstâncias econômicas internas e externas resultaram na desaceleração do crescimento do PIB, que apresentou taxa de variação de apenas 1,5%, quando as estimativas iniciais para o ano de 2001 giravam em torno de 4,5%, de acordo com o Banco Central.

Contudo, de acordo com as análises do Banco Central, parte do desempenho econômico do período (quando a produção registra crescimento de 18,4%) resultou do desempenho do setor agropecuário, o qual sofreu ajustes realizados nas políticas do Plano Agrícola<sup>18</sup> direcionadas ao atendimento uniforme a todas as culturas, tais como a elevação do financiamento rural, dos recursos para investimento e dos créditos de custeio em 19,1%, 59,5% e 15,5%, respectivamente; das políticas verticais inovativas, tais como o Programa Nacional de Recuperação de Pastagens Degradadas, Programa de Desenvolvimento à Apicultura, Programa de Apoio à Fruticultura e Programa de Desenvolvimento à

---

18 Publicado pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA).

Ovinocaprinocultura, direcionadas aos setores específicos de regiões consideradas estratégicas para a agropecuária brasileira; sendo também, resultado da eficiência das diretrizes da política agrícola de longo prazo, implementadas pelo Governo Federal desde 1995 e 1996, dentre as quais se destacam:

- Programa de Incentivo ao Uso de Corretivos de Solo (Prosolo);
- Programa de Modernização da Frota de Tratores Agrícolas e Implementos Associados e Colheitadeiras (Moderfrota);
- Programa de Incentivo à Mecanização, Resfriamento e Transporte Granelizado da Produção de Leite (Proleite);
- Agência Especial de Financiamento Industrial-Agrícola (Finame Agrícola)<sup>19</sup>;
- Contratos de Opções;
- Prêmios de Escoamento da Produção (PEP); e
- Preços de Liberação de Estoques Públicos (PLE).

No significativo crescimento da produção de grãos em 2001, destaca-se a safra recorde de milho que se expandiu em 30,09% e a safra de soja que sofreu ampliação de 15,20%. Na pecuária, o segmento de maior destaque foi o de carne suína (17,9%), seguido pelas carnes bovina e de frango, cuja produção apresentou expansão de 10,8% e 9,5%, respectivamente, em que a elevação do volume exportado situou-se em 102% para a carne suína, 85,9% para a carne bovina e 38,8% para o frango.

Em 2002, ainda em decorrência dos rebatimentos econômicos negativos do ano anterior, conforme o Banco Central, o PIB a preços de mercado apresentou crescimento real de 1,5%, muito aquém do potencial produtivo do País. A modesta expansão do PIB também refletiu o cenário de incerteza instaurado pelo processo de transição política (ano eleitoral) do Brasil.

No cenário internacional, as expectativas acerca da recuperação da economia americana foram frustradas pelo crescimento pouco acentuado apresentado pelo País, além de

---

<sup>19</sup> Financiado pelo Banco Nacional de Desenvolvimento (BNDES)

terem sido afetadas tanto pela constatação de fraudes contábeis em grandes corporações (também européias), refletindo na queda das bolsas internacionais; quanto pela declaração de guerra contra a nação iraquiana, resultando na volatilidade do preço do petróleo, obstaculizando a recuperação econômica mundial.

Nesse contexto de instabilidade, o crescimento da aversão ao risco levou à reorientação do fluxo de capitais para economias mais seguras, em detrimento das economias em desenvolvimento. De acordo com o BACEN, assinala-se que, sob influência da redução dos investimentos diretos líquidos em US\$18,4 bilhões, a América Latina registrou fluxo financeiro privado líquido negativo na ordem de US\$ - 22,6 bilhões. No Brasil, os investimentos estrangeiros diretos líquidos sofreram retração de US\$ 5,9 bilhões, contudo tal influxo foi contrabalançado pela ampliação do saldo superavitário em transações correntes (US\$ 13,1 bilhões contra apenas US\$ 2,7 bilhões no ano anterior) resultante do expressivo crescimento das exportações em 3,7% correspondente a um montante de US\$ 60,4 bilhões, embora a utilização de recursos desembolsados pelo FMI através do Programa de Assistência Financeira (PAF) tenha sido inevitável para o financiamento do balanço de pagamentos (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 2002).

A extrema volatilidade da moeda nacional que, em decorrência do processo de transição política, sofreu depreciação real em patamares superiores a R\$3,00/US\$ (impactando os preços livres com repercussão principalmente sobre as matérias-primas, que são *commodities* e os itens alimentícios), elevando de forma acentuada o risco Brasil<sup>20</sup> que de 857 pontos cresce para 2.340 a partir de abril, obrigando a política monetária a assumir posição restritiva por meio de Circulares<sup>21</sup> que, dentre outras medidas, ampliou em 5% as alíquotas de recolhimento compulsório das operações cambiais.

Contudo, a austeridade monetária assumida até então não foi capaz de reverter a tendência altista da moeda norte americana, dado que as expectativas em torno do processo eleitoral tornavam os títulos do governo papéis inseguros, de modo que sua colocação no mercado exigia taxas de remuneração bastante elevadas. Nesse ínterim, o dólar norte

---

<sup>20</sup> Medido pelo *Emerging Market Bond Index* (Embi-Brasil).

<sup>21</sup> Para maiores detalhes consultar: Boletim do Banco Central, 2002.

americano apresentou a mais elevada cotação já registrada desde a instauração do Plano Real – R\$ 3,95/US\$ –, afetando as taxas de inflação tanto pelo reajuste dos preços monitorados, quanto pelas conseqüências da entressafra agrícola, fazendo-a alcançar os maiores índices durante a vigência do Plano Real.

Nesse contexto:

[a necessidade de recuperação dos ganhos] [...] associados à manutenção da inflação em patamar reduzido e a convergência da trajetória futura dos índices de preços às metas de inflação [levou] o Banco Central a elevar em três ocasiões, a meta para a taxa SELIC, de 18% a.a. para 21% a.a. em outubro, 22% a.a. em novembro e 25%a.a. ao final de 2002.”(BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 2002, p.14)

Com a conclusão do processo eleitoral, a reafirmação do novo governo com o compromisso de manter a estabilidade dos preços e o controle fiscal reorienta as expectativas dos agentes de forma positiva, resultando na apreciação da moeda nacional a partir de então, reacendendo perspectivas favoráveis acerca do crescimento nos anos subseqüentes.

Nesse contexto, observou-se que no campo agropecuário, embora a produção de arroz e feijão tenham apresentado expansão de 2,7% e 20,3%, respectivamente; e apesar da elevação dos preços internacionais terem estimulado a sojicultura (que registrou crescimento da quantidade colhida em 11,3%) e a cultura do café (que apresentou produção histórica de 40,7 milhões de sacas de 60 kg, representando expansão de 26,9%); o total da produção de grãos sofreu rebatimentos negativos de -1,4% em relação à safra anterior, por conseqüência dos períodos de estiagem nas áreas de plantio concentradas em São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, que provocaram retração de 14,3% e 10% na produção de milho e trigo, respectivamente.

O decréscimo da safra de milho refletiu negativamente no custo de produção de carne suína e de frango. Mesmo assim, estimulado pelo crescimento da demanda externa, o segmento de carne suína registrou ampliação de 18,4% seguido das produções de frango (9%) e de carne bovina (7,7%); que apresentaram crescimento das exportações em 81,3%, 28,2% e 16,4%, respectivamente.

Nesse período, os programas específicos da política agrícola, tais como o Moderfrota, Propasto, Prosolo e Proleite, além da Cacaucultura foram beneficiados pela ampliação dos recursos do BNDES em 22,5% em relação ao ano anterior. Os recursos da

Caderneta de Poupança Rural<sup>22</sup> foram expandidos para a agroindústria, beneficiamento e comércio de produtos e insumos agropecuários.

O Plano de Safra 2002/2003 do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (Mapa) também disponibilizou um montante de R\$ 21,7 bilhões a serem distribuídos entre custeio e comercialização da produção agrícola, Fundos Constitucionais, Finame-Agrícola e Fundo de Defesa da Economia Cafeeira (Funcafé). Observa-se, no entanto, que o PRONAF não foi contemplado por benefícios financeiros no período.

Tais medidas contribuíram para o bom desempenho do PIB<sup>23</sup> agropecuário nacional, que registrou variação positiva de 13,81%.

Os efeitos inerciais da inflação do ano eleitoral (conseqüente também dos choques externos) reverberaram em 2003, que constituiu um ano de estabilização e ajustamento em que se priorizou recuperar a confiança perdida dos agentes econômicos internos e externos.

O ajuste econômico exigiu a implementação de políticas econômicas severas. A rigidez da política monetária foi mantida, assinalando-se ações como a ampliação da alíquota de recolhimento compulsório dos bancos sobre os depósitos à vista, e as elevações graduais da meta para a taxa SELIC de 25% a.a. para 25,5% a.a. já em janeiro, e para 26,5% a.a. a partir de fevereiro, nível em que se mantém até o final do primeiro semestre, surtindo efeitos imediatistas já entre fevereiro e abril, como a apreciação do câmbio que passa de R\$ 3,59/US\$ para R\$ 3,00/US\$.

A firmeza da política fiscal também mostrou-se essencial na compatibilização dos superávits primários com a sustentabilidade da dívida pública.

Entrementes, até o final de abril as expectativas de inflação formuladas tanto para 2003 (12,5%) quanto para 2004 (8%) mostraram-se resistentes, situando-se em patamares bem acima das metas ajustadas para ambos os períodos (8,5% e 5,5% respectivamente),

---

22 De acordo com o Boletim do Banco Central (2002), até 2001 os recursos da Caderneta de Poupança Rural beneficiavam apenas os produtores rurais e as cooperativas agropecuárias.

23 Os valores de PIB agropecuário são a preços básicos e fornecidos pelo IBGE e disponibilizados pelo IPEA.

gerando perspectivas negativas quanto ao cumprimento das metas e à possibilidade de restituição de mecanismos de indexação. Diante disso, houve a necessidade de reafirmação da austeridade monetária em reunião do Comitê de Política Monetária (Copom) realizada em maio. Somente após este episódio é que as expectativas negativas dos agentes começaram a ser revertidas.

Com a gradual eliminação das adversidades do ambiente macroeconômico, a política monetária pode ser flexibilizada a partir do início do segundo semestre, quando a inflação passou a declinar, de modo que a alíquota do compulsório sobre depósitos à vista pode voltar ao seu valor inicial, e a taxa SELIC pode sofrer reduções gradativas, contraindo-se para 16,5% no último mês do ano.

O período de ajustamento fez com que o nível de atividade econômica apresentasse oscilações até que o episódio inflacionário fosse superado ao fim do primeiro semestre. A partir de então, a desaceleração da tendência inflacionária e a recuperação das expectativas alavancadas pela queda da taxa de juros com conseqüente reativação do crédito, e posteriores reflexos sobre o mercado consumidor de bens duráveis, níveis de investimento privado e demanda por bens de capital, conferiram a retomada do crescimento econômico em níveis semelhantes aos dos períodos recentes, quando o ambiente macroeconômico isentava-se de abalos, de modo que no acumulado, o PIB de 2003 apresentou apenas leve decréscimo de 0,2%, tendo o setor exportador constituído ao longo do ano a principal fonte de sustentação da atividade econômica, apresentando expansão de 14,2%, enquanto as importações declinaram em 1,9%, de acordo com dados do BACEN.

Nesse contexto, o crescimento do PIB agropecuário em 28,92% refletiu tanto a ampliação em 25,8% dos recursos destinados à comercialização e custeio da produção agrícola, liberados pelo Plano Agrícola e Pecuário 2003/2004 do Mapa, quanto os valores adicionais disponibilizados pelo BNDES (R\$5,8 bilhões) para os Fundos Constitucionais<sup>24</sup>, Proger Rural e PRONAF. Além disso, salienta-se que:

No âmbito do Programa de Apoio à Comercialização e Estocagem de Produtos, além dos instrumentos básicos da PGPM e do crédito rural – Aquisição do Governo Federal (AGF), Empréstimos do Governo Federal (EGF), Cédula de Produto Rural (CPR), Notas Promissórias e Duplicatas Rurais – e da Linha Especial de Crédito e Comercialização (LEC), a proposta orçamentária do Mapa objetivou destinar R\$3

---

24 Norte, Nordeste e Centro-Oeste.

bilhões para aquisição direta de produtos, contratos de opções e programas de equalização de preços por meio de contratos de opção de venda, Prêmio de Escoamento de Produto (PEP) e Valor de Escoamento de Produto (VEP) (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 2003, p. 37).

No desempenho do setor agrícola para o referido ano, assinala-se o crescimento da produção de grãos em 26,8%, alavancado pela ampliação da produção de soja (22,6%), que sofreu influência positiva da elevação dos preços internacionais em decorrência do crescimento da demanda chinesa e da quebra da safra norte americana; milho (34,7%) favorecido pela elevação das cotações internacionais e ampliação da demanda do setor produtivo de carnes; trigo (102%) favorecido pelas adequadas condições climáticas somadas à utilização de grãos geneticamente modificados com o objetivo de ampliar a produtividade da cultura; e feijão (8,5%). Já as culturas de arroz e café sofreram contração de 2,6% e 21%, respectivamente; a primeira em decorrência do excesso de chuvas e a segunda em resposta às baixas cotações internacionais devido à contínua ampliação da oferta nos últimos anos.

A pecuária, estimulada pela conquista de novos mercados consumidores no exterior, registrou expansão de 6% no segmento de carnes bovina, seguida da produção de aves que cresceu em 3,7%, e de carne suína (1,7%); com elevação das exportações em 20,1%, 44,1% e 2% das carnes de frango, bovina e suína.

O ano de 2004 iniciou-se com perspectivas negativas quanto ao cumprimento das metas de inflação tanto para 2004, quanto para 2005, exigindo maior cautela na condução da política monetária. Diante disso, o Copom optou pela manutenção da taxa básica de juros em 16,5% a.a. até o fim de fevereiro, quando o relaxamento da persistência da inflação permitiu a realização de cortes consecutivos da taxa nos dois meses subsequentes, passando para 16% a.a., patamar em que foi mantida até setembro, quando em decorrência da incompatibilidade entre a ampliação da atividade econômica e o nível de utilização da capacidade instalada com a recuperação dos investimentos, ameaçaram o cumprimento das metas.

Nesse sentido, o Copom, permanecendo de sobreaviso ao monitorar o desempenho da economia, decidiu-se pelo reajustamento gradativo da SELIC que chegou a 17,75% a.a. ao final de 2004.

A rispidez monetária produziu reflexos positivos sobre a inflação, fazendo com que o indicador que baliza o regime de metas para a inflação, o IPCA, se mantivesse dentro do limite estabelecido pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), ao registrar uma variação

de 7,6%, apesar da influência negativa da elevação do preço do petróleo no mercado internacional.

A evolução da atividade econômica, entretanto, não foi abalada pela austeridade da política monetária, mantendo-se inclusive em expansão, alavancada pela ampliação dos gastos de investimento privado (reanimado pelas expectativas positivas quanto à firmeza na condução do ajustamento econômico para o equilíbrio), o qual estimulou o crescimento do emprego setorial em níveis históricos<sup>25</sup> (com desdobramentos também sobre o setor informal<sup>26</sup>), o consumo de bens duráveis (em consequência da expressiva ampliação do crédito) e de bens não duráveis (devido à ampliação da renda), repercutindo na recuperação do mercado interno.

A política fiscal procurou priorizar a manutenção do equilíbrio fiscal, contribuindo para a acentuada redução (5,4 ponto percentuais) da relação entre a dívida líquida do setor público e o PIB, buscando também estimular investimentos em setores estratégicos através da instituição do Programa Investa Já e a criação do Programa de Modernização do Parque Industrial Nacional (Modermaq), dentre outras ações<sup>27</sup>.

Nesse cenário em que o dinamismo do setor exportador ao apresentar saldo de US\$ 96,5 bilhões também constituiu fator preponderante para o aquecimento econômico de 2004, tendo inclusive proporcionado o inédito *superávit* comercial na ordem de US\$ 33,7 bilhões; o País apresentou o maior crescimento econômico já registrado desde 1994, com o PIB apresentando expansão de 5,2% (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 2004).

Contudo, nem mesmo a ampliação em 45,5% do montante de recursos previstos pelo Plano Agrícola e Pecuário 2004/2005, somado à elevação de 30% dos recursos direcionados ao PRONAF, além da manutenção dos demais instrumentos da política agrícola

25 O emprego formal do Brasil em 2004 apresentou incremento de 1.532 mil novos vínculos de trabalho distribuídos nos mais diversos setores, com destaque para a indústria de transformação (505 mil), setor de serviços (470 mil) e comércio (404 mil). (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 2004).

26 Para maiores detalhes consultar BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 2004.

27 Idem a 18.

foram suficientes para evitar o significativo recuo do PIB agrícola, que apresentou crescimento de 6,05% contra 28,92% do ano anterior. Tal desempenho deu-se, principalmente, em consequência das adversidades climáticas, que atingiram as principais áreas produtoras do País, afetando as safras de soja (que também sofreu a incidência de pragas), milho e trigo, as quais apresentam decréscimo de 5,2% 13,4% e 5,5%, respectivamente, representando retração de 3,7% na produção de grãos do País.

Mesmo assim, as culturas de arroz, feijão e café conseguiram apresentar performance positiva, assinalando crescimento na produção anual em 28,3%, 9,8% e 24,1%, respectivamente.

Observa-se também que a elevação dos preços do petróleo no período e dos insumos derivados como os fertilizantes, impactou negativamente nos custos de produção das culturas.

No setor pecuário, registrou-se que o decréscimo das safras de grãos refletiu negativamente na produção de carne suína, que assinalou recuo de - 2,6%, embora a produção de carnes bovina e de frango tenha apresentado expansão de 19% e 13,4%, respectivamente, alavancado pela ampliação das exportações em 49,2% para a carne bovina, 26,1% para a carne de frango e 2,8% para a carne suína.

Ao longo de 2005, o crescimento da economia brasileira apresentou comportamento oscilante, começando o ano em baixa, em decorrência da necessidade de contenção do avanço da inflação, em que se buscou fazer com que suas taxas convergissem para as metas estipuladas pelo Conselho Monetário Nacional, a fim de preservar a estabilidade dos preços. Nesse sentido, a política monetária conservou seu caráter restritivo, mantendo a taxa de juros em evolução até o fim de maio (quando alcança 19,75% a.a., tendo iniciado o ano em 18,25% a.a.), dada a persistência dos focos inflacionários, refletindo na desaceleração da atividade econômica pela retração dos níveis de consumo, mas principalmente pela redução dos níveis de investimento.

Somente a partir de junho, quando a elevação da SELIC começou a sofrer arrefecimento (mantendo-se fixa no patamar da última elevação 19,75% a.a.) é que a economia retomou seu crescimento, marcado por expansões do investimento privado e do consumo das famílias. Contudo, tal dinamização foi interrompida pela quebra da safra

agrícola, resultando em recuo do nível de produto, também como reflexo do ajustamento de estoque do setor industrial, e de incertezas políticas que promoveram repercussões negativas sobre as expectativas dos agentes, embora o consumo tenha se mantido em progressão, como resultado da melhoria da renda real das famílias.

Com a identificação da natureza transitória dos focos inflacionários de curto prazo (reajuste dos preços domésticos dos combustíveis; e reversão dos preços dos alimentos em razão da quebra da safra agrícola), o Copom avaliando que a trajetória das metas de inflação não seria afetada, mantendo-se dentro dos limites estipulados para o ano, decidiu-se pela flexibilização da política monetária, através da redução gradual da SELIC, a partir de setembro (finalizando o ano no patamar de 18% a.a.). Os reflexos desta ação foram evidenciados na retomada dos investimentos e na ampliação do crédito.

O crescimento ininterrupto do consumo, somado ao fim do processo de ajustamento dos estoques industriais e ao desempenho das exportações (que apresentaram novo recorde de US\$ 118,3 bilhões, gerando um superávit na balança comercial de US\$ 44,8 bilhões) contribuíram para a manutenção do crescimento econômico em 2005, ano em que o PIB apresentou crescimento de 2,3% (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 2005).

O recuo do PIB agropecuário em - 8,71% em decorrência da gravidade das irregularidades climáticas atingiu todas as culturas, também impossibilitou que o crescimento do PIB nacional fosse mais expressivo. A estiagem que assolou as safras das principais culturas provocou retração do volume total de grãos produzidos em -5,7%, resultando em queda das safras de arroz em casca, milho e trigo em -0,4%, 16,5% e 17,7%, respectivamente.

Nesse cenário, apenas a sojicultura, cotonicultura e a produção de feijão conseguiram apresentar algum modesto crescimento (2,6%, 1,6% e 3,3%, respectivamente) em relação à safra passada.

Nem mesmo a expansão das produções de carnes bovinas (7,4%), suína (15,4%) e de frango (11,9%) estimuladas pelo crescimento das exportações em 17,4%, 13,91% e 23%, respectivamente, foi suficiente para evitar o decréscimo do PIB agropecuário do período.

Mesmo assim, assinala-se que os recursos do BNDES em 2005 foram estendidos em 5,2%, assim como os recursos do Plano Agrícola e Pecuário 2005/2006 que foram

ampliados em 12,4% e, como medida de estímulo, os preços mínimos de alguns produtos agrícolas foram elevados.

Em 2006, a dinamização do mercado externo em decorrência da celeridade do ritmo de crescimento das principais economias emergentes e do favorável desempenho da economia norte americana; somada à atmosfera macroeconômica estável do ambiente econômico interno, resultante da adequada condução da política monetária (com viés mantenedor da estabilidade dos preços), em conjunto com a responsável administração das contas públicas (culminando em sucessivos superávits fiscais 3,88% do PIB em 2006 contra 4,35% do PIB em 2005) e a adoção de medidas preventivas contra choques externos (elevação do estoque de reservas que em 2006 amplia-se em nível recorde, redução da dívida externa pública, dentre outras medidas<sup>28</sup>), reacenderam as expectativas dos agentes econômicos, consolidando a sustentabilidade do crescimento econômico brasileiro.

Nesse cenário de minimização das incertezas quanto ao rumo que as esferas políticas buscaram direcionar à economia, as expectativas de inflação sofreram deteriorização a ponto de situarem-se abaixo da meta estipulada (4,5%), apesar da elevação dos preços internacionais das *commodities*. Assim, a política monetária pode sofrer intensa flexibilização através de significativos cortes da SELIC, que chegaram em dezembro a um percentual de 13,25% a.a., patamar em que foi fixado, possibilitando a ampliação dos investimentos, do crédito e do consumo (particularmente dos bens duráveis), impulsionando o crescimento real do PIB em 3,7%, que ao longo do ano sofreu influência positiva do desempenho do comércio exterior brasileiro, em que a balança comercial registrou crescimento superior ao de 2005 em 3,1%, totalizando um montante de US\$ 46,1 bilhões, em função do incremento das exportações em 16,2%, totalizando US\$ 137,5 bilhões, apesar das importações terem apresentado elevação de 24,2% em relação ao ano anterior (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 2006).

Já o setor agropecuário, novamente sofreu com a instabilidade climática, em que se registraram perdas tanto pelo excesso de chuvas, quanto pela estiagem, além dos prejuízos decorrentes do surgimento e proliferação de doenças relacionadas aos fungos.

---

<sup>28</sup> Para maiores detalhes sobre as medidas de política fiscal implementada em 2006, consultar Boletim do Banco Central (2006).

O crescimento da sojicultura situou-se em apenas 2,1%. As culturas de arroz e de milho também apresentaram recuo de -13% e -49,1%, respectivamente, em resposta às baixas cotações do mercado internacional. Já as safras de feijão e de café ampliaram sua produção em 13,1% e 21,2%, tendo esta última, sofrido influência positiva da recuperação dos preços da *commodity* no mercado externo.

O setor pecuário continuou sua expansão apresentando crescimento da produção de carne bovina (8,1%), suína (6,6%) e aves (3,4%); embora apenas a carne bovina tenha registrado crescimento das exportações (12,9%), dado que as carnes suína e de frango registraram recuo das vendas externas em -16,4% e -6,4%, respectivamente.

Mesmo assim, juntos, os setores agrícola e pecuário conseguiram recuperar a performance negativa do PIB agropecuário do País, apresentando ainda crescimento de 6,09%, conforme os dados do IBGE fornecidos pelo IPEA.

No campo da política agrícola, assinalou-se a ampliação dos recursos previstos pelo Plano Agrícola e Pecuário 2006/2007 em 12% e a manutenção da política de preços mínimos das culturas mais importantes; além da ampliação das linhas de crédito de alguns programas financiados pelo BNDES como o Moderfrota e o Finame Agrícola.

Já no início de 2007, o Banco Central deu continuidade à estratégia de flexibilização da política monetária, realizando cortes sucessivos de 0,25% da taxa SELIC, que chegou em abril ao patamar de 12,50% a.a., refletindo cautela quanto ao crescimento da variação dos índices de preço registrados nos últimos meses de 2006. Contudo, com a percepção do caráter transitório da alta dos preços, o ritmo da redução da meta SELIC pode ser acelerado sem prejudicar a convergência para a trajetória das metas de inflação.

Mas, a partir de outubro quando se observou que o impacto positivo que o setor externo vinha exercendo sobre o preço dos bens transacionáveis não seria suficiente para conter a inflação dentro dos limites estabelecidos, dado que o aquecimento da demanda doméstica pressionava para cima os preços dos bens não transacionáveis em maior proporção. Assim, como medida preventiva para a manutenção da estabilidade dos preços, o Copom fixou a SELIC em 11,25% a.a., conduzindo a política monetária, a exemplo da política fiscal que priorizou o austero controle das contas públicas, de modo a preservar as expectativas positivas dos agentes internos, mesmo diante das pressões altistas dos preços agrícolas e das

turbulências do mercado financeiro internacional ocorridas no segundo semestre do ano, em razão da crise do mercado *subprime* dos EUA – o que permitiu que o IPCA registrasse a menor variação anual desde 1980, sem extrapolar as metas de inflação para o ano.

A estabilidade macroeconômica interna serviu de alicerce para a aceleração do crescimento econômico em 2007, quando o PIB apresentou expansão de 5,4%, refletindo o substancial acréscimo dos níveis de investimento e de consumo, consolidando a demanda interna como “*propulsora desse ciclo econômico*” (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 2007, p. 12), apesar da trajetória superavitária do balanço de pagamentos (em US\$ 87,5 bilhões) não ter sido interrompida, contribuindo para a recomposição das reservas como estratégia preventiva contra adversidades do ambiente econômico externo.

Parte do desempenho da economia no período deu-se em função da ampliação do PIB agropecuário que apresentou ampliação de 14,07%, positivamente influenciado pela estabilidade climática, a qual contribuiu para que as culturas de grãos apresentassem melhor desempenho na quantidade produzida (expansão de 13,6%), de acordo com o IBGE.

Dentre as culturas que apresentaram performance satisfatória no período em termos de produção, destacam-se a sojicultura (11,1%), milho (20,9%) e feijão (13%).

Na pecuária, a produção de aves apresentou crescimento de 10,1%, seguida da carne suína (6%). Já a produção de carne bovina apresentou menor expansão (1,8%). Quanto às exportações do setor, registrou-se uma expansão do volume vendido em 4,9%, 16,3% e 14% das carnes bovina, aves e suína, respectivamente.

No âmbito da política agrícola, houve expansão de 16% dos recursos previstos pelo Plano Agrícola e Pecuário 2007/2008 destinados ao custeio, comercialização e investimento na safra do período; foram realizadas ampliações no limite de financiamento do crédito rural para culturas estratégicas para o abastecimento interno e para a produção animal; além da redução da taxa de juros nos Programas sob responsabilidade do BNDES (exceto o Moderfrota).

Em 2008, os graves desdobramentos da crise no mercado *subprime* nos Estados Unidos impactaram negativamente o desempenho da economia mundial, refletindo também nos resultados de crescimento apresentado pelo Brasil, que registrou retração do PIB em 0,3% em relação ao ano anterior, de acordo com o Banco Central.

Apesar da deteriorização do cenário externo, seus impactos sobre o mercado interno brasileiro foram minimizados pela condução das políticas econômicas em curso. No campo monetário, o abandono à reestrutividade foi importante para manter a dinâmica interna. A interrupção dos aumentos da taxa SELIC e sua manutenção em 13,75% a.a. sustentou a expansão dos níveis de consumo e de investimento no primeiro trimestre do ano, permitindo que a economia crescesse a taxas elevadas. Em um segundo momento, quando a crise internacional se intensificou, afetando os canais de crédito e as expectativas dos agentes, houve desaceleração dos níveis de atividade e medidas de enfrentamento à crise se fizeram necessárias tanto no âmbito monetário, quanto no âmbito fiscal. Nesse sentido:

[...] o governo e o Banco Central do Brasil (BCB) atuaram com várias medidas anticíclicas, como empréstimos em moeda estrangeira, para garantir as exportações e a liquidez no mercado; flexibilização da política monetária; incentivos fiscais, com redução de impostos e aumento dos gastos, em especial dos investimentos em infraestrutura; liberação de recursos para regularizar a liquidez do sistema financeiro nacional, incentivando o crescimento dos empréstimos. [...] Na área fiscal, o governo federal anunciou, em dezembro, três medidas de redução de impostos, com impacto fiscal projetado para 2009 de R\$8,4 bilhões. Nesse sentido, foram criadas duas alíquotas intermediárias, de 7,5% e 22,5% na tabela do Imposto sobre a Renda das Pessoas Físicas (IRPF), representando renúncia fiscal de R\$4,9 bilhões e redução de R\$2,9 bilhões nas transferências para os estados e municípios, via fundos de participação. Adicionalmente, foram reduzidos os Impostos sobre Produtos Industrializados (IPI) incidente sobre carros e caminhões novos, com vigência de 15.12.2008 até 31.1.2009, e a alíquota do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) sobre empréstimos às pessoas físicas, de 3% para 1,5%a.a (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 2008, p. 12).

Assim, a atuação conjunta das políticas econômicas garantiram que o País encerrasse o ano apresentando expansão do PIB em 5,1%, configurando a solidez do mercado interno brasileiro e sua consolidação como força motriz do crescimento econômico sustentado, mesmo diante do impacto negativo exercido pelo setor externo, que fizeram as exportações recuarem em 0,6%, enquanto as importações avançaram em 18,5%, revertendo o saldo em transações correntes, que em 2008 volta a ser deficitário, embora o saldo do balanço de pagamentos ainda tenha sustentado superávit de US\$ 3 bilhões (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 2008).

Nesse contexto, a nova expansão do PIB agropecuário nacional em 19,31% deu-se em função principalmente da regularidade climática, que resultou em elevação da produção de grãos em 9,6%, em que se destacaram em volume de produção, as culturas de soja (3,4%), milho (13,3%) – também estimulada pela melhoria das cotações da *commodity*, feijão (6,7%),

arroz (9,7%), trigo (47,5%) – também influenciada pelas elevações das cotações internacionais, algodão (2,5%) e café (25%).

No setor pecuário, a produção de carnes suína e de aves apresentaram crescimento de 6,2% e 13,2%, enquanto a carne bovina registrou retração em -6,1% em resposta ao ambiente internacional instável em decorrência da crise no mercado *subprime* dos EUA, que afetou as exportações tanto de carne bovina (-20,5%), quanto da carne suína (-15,3%). As exportações de carne de frango, no entanto, conseguiram apresentar performance favorável, em que o crescimento situou-se em 8,7%.

No campo da política agrícola, registraram-se como principais medidas adotadas, nova expansão dos recursos disponibilizados pelo Plano Agrícola e Pecuário 2008/2009 em 12%; e elevação de 0,8% dos recursos destinados aos programas financiados pelo BNDES, que ainda absorveu a criação de mais um programa – Programa de Estímulo à Produção Agropecuária Sustentável (Produsa), sendo este orientado para a recuperação de áreas degradadas para que pudessem ser utilizadas para a produção.

Em 2009, a atuação coordenada dos bancos centrais e dos governos dos EUA e dos Países europeus se fez necessária para a estabilização do sistema financeiro mundial, na tentativa de minimizar a agressividade dos efeitos do ciclo econômico recessivo, agudizado pela obstrução dos canais de crédito.

Contudo, os resultados da coordenação das políticas econômicas externas somente a partir do segundo semestre do ano começam a ser evidenciados através da reversão do ambiente recessivo em algumas economias, favorecendo a retomada das atividades econômicas, sustentada principalmente pelo dinamismo interno das economias sob os impactos da flexibilização de políticas internas.

Assim, em consonância com as alterações do cenário mundial, o Brasil também buscou incorporar medidas relevantes nas áreas monetária, fiscal e de comércio exterior.

Nesse sentido, diante da atmosfera de incerteza instaurada pela conjuntura internacional e dos reflexos sobre as expectativas dos agentes e o nível de atividade econômica interno, em que se assistiu o arrefecimento da demanda econômica interna, o Banco Central abandonou a postura restritiva adotada em meados de 2008, e optando por uma condução mais flexível da política monetária, realizando cortes de 100 e 150 pontos base na

taxa SELIC, em janeiro e março de 2009, respectivamente; voltando a reduzi-la em 100 pontos base em abril e novamente em junho. Contudo, em vista da ameaça do não cumprimento das metas de inflação, e sinalizada a recuperação gradual dos níveis de atividade econômica do País, o Copom passa a partir de então, a demonstrar maior cautela na condução do processo de flexibilização da política monetária, fixando a SELIC em 8,75% a.a. a partir de setembro, a fim de prevenir “o risco de reversão abruptas da política monetária no futuro, e assim [promover] a recuperação consistente da economia” (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 2009, p.44).

No campo fiscal, a continuidade da desoneração tributária (IPI e IR) com o objetivo de solidificar o dinamismo interno e irradiar reflexos positivos sobre os níveis de emprego (particularmente dos setores intensivos em mão-de-obra) se traduziu em acentuada retração das transferências de recursos para a União, resultando na necessidade de redução da meta de superávit primário de 3,8% do PIB para 2,5%, sem, no entanto, comprometer a trajetória decrescente da relação dívida líquida do setor público e PIB nos médio e longo prazos.

Na política do comércio exterior, em razão da deteriorização das linhas de crédito externo em consequência do acirramento da crise dos mercados financeiros internacionais, a Câmara do Comércio Exterior (Camex) alterou desde fevereiro de 2009 o Programa de Financiamento às Exportações (Proex), que passou a fornecer modalidades específicas de crédito tanto para operações de comércio exterior de empresas com faturamento bruto anual até R\$ 600 milhões (quando anteriormente esse valor era limitado a até R\$ 300 milhões), quanto para empresas exportadoras de até US\$ 1 milhão e com faturamento bruto anual de até R\$ 60 milhões. Medidas como esta permitiram que a balança comercial registrasse superávit de US\$ 25,3 bilhões, representando expansão de 1,6% em relação ao ano anterior, apesar das exportações terem sofrido decréscimo de 22,7% (e importações, queda de 26,2%) em virtude da contração do comércio global, como reflexo dos impactos recessivos da crise. Destaca-se ainda que “[...] a permanência dos fluxos de capitais estrangeiros possibilitou o financiamento integral do balanço de pagamentos” (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 2009, p. 13), que apesar de ter registrado déficit de US\$ 24,3 bilhões em transações correntes, manteve superávit global de US\$ 46,6 bilhões.

A eficácia da coordenação das políticas econômicas implementadas no País contribuiu para a vigorosa recuperação do nível de atividade interno ao longo do ano (particularmente a partir do segundo semestre), em que a dinâmica do mercado interno ditou a sustentação do crescimento econômico diante do enfrentamento da grave recessão do mercado externo, possibilitando a minimização dos rebatimentos negativos da crise, de forma que no acumulado geral, o PIB anual sofre apenas leve retração de 0,2% (BOLETIM DO BANCO CENTRAL, 2009).

Em consonância com o cenário de aprofundamento da crise internacional, somada aos problemas climáticos, o PIB agropecuário nacional também sofre recuo em relação ao ano anterior, ao apresentar elevação de apenas 3,03%.

Nesse contexto, a produção total de grãos contraiu-se em 8,3%, com retração das safras de soja (-4,81%), algodão (-25,9%), trigo (-16%) e café (-12,8%). Dentre as principais culturas, apenas o feijão e o arroz foram capazes de apresentar algum crescimento 0,5% e 4,2%, respectivamente.

Na pecuária, os segmentos de carne bovina e suína registraram crescimento de 0,3% e 10,9%, respectivamente, embora a produção de aves tenha caído em -2,7%, seguindo a tendência declinante das exportações, em que se assinalou redução das vendas de carnes de ave (-0,1%) e bovina (-9,5%), apesar da performance da carne suína ter se mostrado favorável, registrando aumento de 13,2%.

## **6.2 Análise markoviana da convergência de renda agropecuária no Brasil**

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.

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

	PIB agropecuário	PIB agropecuário
<b>entre 50% e menos de 100%</b>	Rio Grande do Norte	Mato Grosso do Sul
	São Paulo	Pará
		Paraíba
		Pernambuco
		Paraná
		Rio Grande do Norte
	Sergipe	
<b>entre 100% e menos de 150%</b>	Espírito Santo	Alagoas
	Goiás	Goiás
	Mato Grosso do Sul	Mato Grosso
	Sergipe	Tocantins
	Tocantins	
<b>entre 150% e menos de 200%</b>	Bahia	Amapá
	Paraná	Piauí
		Rio Grande do Sul
		Santa Catarina
<b>5) A partir de 200%</b>	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



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 seqüência, 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% para 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

	24,36	5,76
	9,04	1,82
to Federal	0,65	0,33
to Santo	8,07	2,25
	13,51	6,51
nhão	10,24	3,67
s Gerais	42,37	13,95
Grosso do Sul	14,04	2,98
Grosso	7,82	9,01
	21,44	2,37
oa	6,91	0,91
mbuco	13,60	1,99
	3,11	1,06
á	37,24	7,87
e Janeiro	4,79	0,92
r grande do Norte	2,47	0,80
ônia	3,04	2,61
ma	0,12	0,18
r grande do Sul	51,88	11,44
Catarina	23,53	5,68
pe	2,75	0,64
aulo	67,62	9,07
atins	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:

$$Y_{1,t+1} Y_{2,t+1} Y_{3,t+1} Y_{4,t+1} Y_{5,t+1} = 0,0000 \quad 0,5000 \quad 0,5000 \quad 0,0000$$

$$0,00000,2857 \quad 0,4285 \quad 0,1428 \quad 0,1428 \quad 0,0000 \quad 0,0000 \quad 0,6000 \quad 0,4000 \quad 0,0000$$

$$0,00000,0000 \quad 1,0000 \quad 0,0000 \quad 0,0000 \quad 0,00000,0000 \quad 0,2727 \quad 0,0000 \quad 0,3636$$

$$0,3636.Y_1 Y_2 Y_3 Y_4 Y_5$$

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  $Y_n = c_1.r_1^n.v_1 + \dots + c_k.r_k^n.v_k$  em que  $c_1 \dots c_k$  são constantes escolhidas apropriadamente<sup>29</sup>,  $r_1 \dots r_k$  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:

---

<sup>29</sup> Para o cálculo das constantes  $c$ , utilizou-se o método de Cramer.

$$Y_1 Y_2 Y_3 Y_4 Y_5 = c_1 \cdot (-0,447214 - 0,447214 - 0,447214 - 0,447214 - 0,447214) (r_1^t) + c_2 \cdot$$

$$0,0493010,233565 - 0,216428 - 0,8849390,399718 (r_2^t) + c_3 \cdot 0,7202260,0000000,000000 -$$

$$1,4404571,440457 (r_3^t) + c_4 \cdot 1,498877 - 0,3033890,614576 - 2,9226314,408726 (r_4^t)$$

$$+ c_5 \cdot 0,0000000,0000000,0000000,0000002,771094 (r_5^t)$$

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:

$$Y_1 Y_2 Y_3 Y_4 Y_5 = 0,0740740,2592590,1851850,0740740,407407 =$$

7,41% 25,93% 18,52% 7,41% 40,74%

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

$$Y_{1,t}, Y_{2,t}, Y_{3,t}, Y_{4,t}, Y_{5,t} = 0,199074 \quad -0,019229 \quad -0,277778 \quad 0,172008$$

$$0,000000, 199074 \quad 0,095001 \quad 0,000000 \quad -0,03481 \quad 0,000000, 199074 \quad -0,084416$$

$$0,000000 \quad 0,070527 \quad 0,000000, 199074 \quad -0,3461534 \quad 0,555558 \quad -0,335394$$

0,0000000,199074 0,155907 -0,555558 0,505935 0,102050. 1,000000t-0,275236t

0,000000t 0,103807t 0,363636t

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):

$$Y_1, Y_2, Y_3, Y_4, Y_5, Y_6 = 0,$$

19910,19910,19910,19910,1991=19,91%19,91%19,91%19,91%19,91%

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)

	0	1	2	3	4	5	6	7
	7,41	22,22	19,95	19,97	19,90	19,91	19,91	19,91
00%	25,93	16,93	20,59	19,71	19,96	19,89	19,91	19,91
50%	18,52	22,96	19,34	20,09	19,86	19,92	19,90	19,91
100%	7,41	25,93	16,93	20,59	19,71	19,96	19,89	19,91
	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 interregionais 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 trabalhador 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 díspare do setor agropecuário possa ser não apenas minimizada, mas revertida.

## 7. 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.

## 8. 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.
- BACHA, C. J. C. **Economia e política agrícola no Brasil.** São Paulo: Atlas, 2004.
- 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.
- BOLETIM DO BANCO CENTRAL. **Relatório Anual.** Brasília, 1996-2008, v.33-44.
- 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 convergend?:** 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.
- DIÓGENES, C. M. B. **Fontes de crescimento e modernização da agricultura no Nordeste.** Fortaleza: Economia Rural/UFC, 1992. (Dissertação de Mestrado).

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 entre 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. **Ensaio FEE**, v. 25, n. 1, p. 41-60, jun, 2008.

FREEDMAN, D.; DIACONIS, P. On the histogram as a density estimator. **Zeitschrift für 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.

JANK, M. S.; NASSAR, A. M. Competitividade e globalização. In: ZYLBERSZTAJN, D; NEVES, M. F. (Org.). **Economia e gestão dos negócios agroalimentares**. São Paulo: Pioneira, 2000.

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.

KAGEYAMA, A.; GRAZIANO SILVA, J. Política agrícola e produção familiar. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 24, 1986. **Anais...** Lavras, MG: SOBER, 1986.

KRAMER, M. Population growth and technological change: one million B.C. to 1990. **Quarterly 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.

LINHARES, M. Y.; SILVA, F. C. T. **Terra prometida: uma história da questão agrária no Brasil**. Rio de Janeiro: Campus, 1999.

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.

MARINO, C. E. S. A desigualdade regional da renda no Brasil: uma análise da hipótese de convergência. In: CARVALHO, J. R.; HERMES, K. (Org.). **Políticas públicas e desenvolvimento regional no Brasil**. Fortaleza: Fundação Konrad Adenauer, 2005, v.1, p. 103-134.

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.
- SAES, M. S. M. Organizações e instituições. In: ZYLBERSZTAJN, D; NEVES, M. F. (Org.). **Economia e gestão dos negócios agroalimentares**. São Paulo: Pioneira, 2000.
- 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.

VERCELLI, A. **Methodological foundations of macroeconomics**: Keynes and Lucas. Cambridge: Cambridge University Press, 1991.

VERSPAGEN, B. **Uneven growth between interdependent economics**: evolutionary view on technology gaps, trade and growth. Aldershot: Avebury, 1993.

VICENTE, J. R., ANEFALOS, L. C., CASER, D. V. Produtividade agrícola no Brasil, 1970-1995. **Agricultura em São Paulo**. São Paulo: v.48, n.2, p.33-55, 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.