

# CONVERGÊNCIA DO PIB PER CAPITA AGROPECUÁRIO ESTADUAL: UMA ANÁLISE DE SÉRIES TEMPORAIS

CHRISTIANO MODESTO PENNA \*

FABRÍCIO LINHARES †

KLINGER ARAGÃO ‡

FRANCIS PETTERINI §

## Resumo

Esse artigo examina a existência de tendências comuns do PIB per capita agropecuário e a formação de clubes de convergência entre os estados do Brasil admitindo-se a possibilidade de heterogeneidade no processo de desenvolvimento tecnológico. A metodologia aqui empregada sugere a formação de dois grupos de convergência: o primeiro formado pelos estados do Acre, Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Minas Gerais, Paraná, Rondônia, Roraima, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, São Paulo e Tocantins; e o segundo formado por Alagoas, Amazonas, Amapá, Bahia, Ceará, Maranhão, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte e Sergipe.

**Palavras-chave:** Heterogeneidade; Clubes de convergência; Tecnologia.

## Abstract

This article examines the existence of common trends of the participation of the agricultural sector in GDP per capita and the formation of convergence clubs among Brazilian states assuming the possibility of heterogeneity in their processes of development. The methodology employed here suggest the formation of two groups of convergence: the first formed by the states of Acre, Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Minas Gerais, Paraná, Rondônia, Roraima, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, São Paulo e Tocantins; and the second consisting of Alagoas, Amazonas, Amapá, Bahia, Ceará, Maranhão, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte e Sergipe.

**Keywords:** Heterogeneity; Convergence clubs; Technology.

**JEL classification:** O30, O40, C33

---

\* UFC/Sobral. E-mail: cmp@caen.ufc.br

† CAEN/UFC. E-mail: fabcarlin@yahoo.com

‡ IPECE. E-mail: klinger.aragao@ipece.ce.gov.br

§ PPGE/UFSC. E-mail: petterini@gmail.com

## 1 Introdução

A agricultura brasileira se desenvolveu através de ciclos orientados para o mercado externo e da expansão da fronteira agrícola em busca de áreas que proporcionassem menores custos e elevadas produtividades. As mudanças na geografia da produção agrícola, que ocorreram desde os ciclos da borracha, da cana e do café, perseguem maiores retornos e podem ampliar as desigualdades regionais no desenvolvimento econômico.

Na década de 1990, observou-se o vigoroso desempenho da região Centro-Oeste surgindo como a nova potência agrícola e pecuária do país. Considerando a importância do Brasil na produção mundial de alimentos, a ocorrência de movimentos inter-regionais desta natureza pode representar uma alteração no padrão de crescimento econômico regional, cuja repercussão atinge não apenas a estrutura produtiva do país, como também a estrutura social. Paralelamente ao Centro-Oeste, os cerrados do Piauí, Maranhão e Bahia vêm experimentando um desempenho vigoroso na agricultura especialmente nas culturas de soja, milho e algodão.

O surgimento e a consolidação dessas culturas em suas respectivas regiões acabam por determinar um padrão espacial da produção. Tal padrão também decorre da criação e da utilização de pacotes tecnológicos que proporcionam elevados rendimentos da área, com taxas de crescimento igualmente superiores quando comparadas às demais regiões. Assim sendo, fica claro que a tecnologia possui um papel determinante na produção, na produtividade, no rendimento, no PIB agropecuário e, conseqüentemente, no PIB *per capita* agropecuário.

Entretanto, não há porque a adoção e a criação de novas tecnologias venham ocorrer de forma homogênea entre as regiões ou estados de um país. Isso se dá por uma série de fatores, que incluem desde a inadequação de tecnologias a determinados climas, relevos e outras características físicas, até a inviabilidade econômica para grande parte de produtores localizados nas regiões com menor dinâmica econômica.<sup>1</sup>

Figueiredo & Corrêa (2006), por exemplo, apontam para o fato de que, no início do ano de 2000, a modernização agrícola no Brasil esteve associada ao rápido crescimento da intensidade do uso da terra e da relação capital-trabalho e, devido a isso, houve reflexos nos ganhos de produtividade ocorridos naquele período. Além disso, estes autores realizam comparações regionais dos indicadores de modernização em 2002 e apontam para a manutenção das disparidades.

Uma ampla heterogeneidade tecnológica, bem delimitada e regionalmente localizada, parece ser evidente para o caso brasileiro. Dados da produção agrícola do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), por exemplo, explicitam uma dinâmica bastante diferente entre os estados das regiões brasileiras (ver Tabela A.2, no Apêndice).

De acordo com o IBGE, em 2008 as culturas permanentes representaram aproximadamente 19% do valor total da produção agrícola, enquanto as cul-

---

<sup>1</sup>Segundo Lopes (2004), existem três fatores para se analisar a convergência da produtividade agrícola: (i) a ocorrência de mudanças estruturais no processo de produção (diretamente relacionados a inovações tecnológicas e/ou incentivadas por políticas públicas); (ii) o fenômeno da difusão tecnológica de novas sementes, novos sistemas de plantio e implementos agrícolas; e (iii), a eliminação de obstáculos ao crescimento da produção, como restrições ambientais, carência no setor de logística e de financiamento.

turas temporárias representaram os 81% restantes. Ao se ranquear os dez produtos das lavouras temporárias com maior valor da produção nesse ano, observa-se que sete desses produtos também obtiveram alto crescimento no rendimento médio entre os anos de 1990 e 2008 (algodão herbáceo, arroz, milho, feijão, trigo, tomate e soja). É interessante notar que os estados do Sul, Centro-Oeste e Sudeste detêm a maior participação nesse desempenho.

A classificação das culturas em temporárias e permanentes por si já diferencia o comportamento destas, visto que no primeiro as mudanças tecnológicas e variações na área plantada são percebidas no curto prazo, ou seja, geralmente os resultados são percebidos na safra corrente. As culturas permanentes, por sua vez, requerem períodos mais longos, dependendo da cultura, para iniciar seu período produtivo e chegar à plena produção, sendo que têm uma vida útil longa, o que normalmente implica em longos períodos para substituição de plantas e mudança de patamar tecnológico. Assim, pode-se notar que o ciclo produtivo da cultura, em si, pode ser um fator determinante da dinâmica econômica da produção agrícola, em função da sua possibilidade de resposta no curto prazo.

Conforme foi antecipado, as culturas de milho, soja e algodão apresentam um bom desempenho nos estados do Piauí, Maranhão e Bahia, no entanto, a produção desses cultivos é focalizada em microrregiões e, possivelmente, devido a esta pouca abrangência, esses estados tornam-se impossibilitados de atingir o patamar de renda agropecuária dos estados mais dinâmicos, como os estados do Sul, Centro-Oeste e Sudeste.<sup>2</sup>

Fazendo o mesmo para as culturas permanentes, a Tabela A.2, do apêndice, revela que apenas três dos dez principais produtos se situam entre os que tiveram maior crescimento do rendimento médio entre 1990 e 2008. São eles: banana, coco-da-baía, dendê e uva.<sup>3</sup>

Ao se considerar, ainda, a produtividade como indicador da renda agropecuária, pode-se inferir que os estados dessas regiões estão se apropriando de maior renda e em um ritmo diferente das demais regiões. Com efeito, pode-se questionar a existência de diferentes padrões de crescimento da renda agropecuária ou de grupos de estados em diferentes estágios de desenvolvimento da economia agrícola, condicionados, em boa parte, pela tecnologia que vem sendo criada e empregada pelos mesmos.

Paralelamente ao componente tecnológico e ao caráter regional em que esta discussão está inserida, o comportamento da renda *per capita* regional traz à tona uma linha de estudos que vem ganhando cada vez mais espaço na teoria do desenvolvimento econômico: o do processo de convergência e de formação de clubes de convergência da renda *per capita*.

Na área da economia rural, alguns estudos recentes vêm buscando analisar o processo de convergência de renda *per capita*. Em nível municipal, por exemplo, Dassow et al. (2011) investigam o processo de convergência da renda *per capita* dos municípios do Mato Grosso de 2001 a 2007. Os autores utilizam técnicas de econometria espacial e, embora o curto período de tempo da análise

<sup>2</sup>Apesar dos estados destas três regiões não figurarem sempre à frente da lista do crescimento de produtividade, os mesmos obtiveram significativos crescimentos; crescimento, este, confirmado ao se observar o valor da produção total de culturas temporárias e permanentes, para as quais existe uma ampla predominância dos estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

<sup>3</sup>Destes produtos, a banana apresentou um forte incremento do rendimento para todos os estados e regiões, a uva teve uma maior participação de estados do Nordeste, enquanto coco-da-baía e dendê não têm muito peso econômico na produção nacional.

possa trazer resultados contestáveis, a análise dos autores sugere a existência de convergência condicional e de formação de *clusters* agropecuários de crescimento.

Já em nível estadual, Spohr & Freitas (2011) publicaram recentemente testes da hipótese da convergência do PIB agropecuário *per capita* em termos de  $\sigma$  e  $\beta$  convergência absoluta e condicional. Os autores relatam que os testes da  $\beta$  convergência, tanto absoluta quanto condicional, suportam a hipótese de convergência, entretanto, o teste com base na  $\sigma$  convergência conduzido pelos autores contradiz tal hipótese. A conclusão é que a formação de clubes de convergência pode estar resultando nesses resultados aparentemente contraditórios.

Almeida et al. (2008) analisam o processo de convergência da produtividade agrícola levando em consideração a disposição geográfica das microrregiões agrícolas brasileiras. O estudo aponta evidências em favor da convergência absoluta da produtividade agrícola brasileira.<sup>4</sup>

Fochezatto & Stulp (2008), por sua vez, utilizam processos estacionários de primeira ordem de Markov e sugerem que a produtividade do trabalho na agricultura não está globalmente convergindo, sendo que alguns estados evoluem para o nível superior de produtividade e outros para um nível inferior. Este resultado sugere que, no setor agrícola, haveria dois clubes de convergência: um com baixa produtividade, formado pelos estados do Norte e do Nordeste e outro com produtividade mais elevada, formado pelos estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Esta análise destoa um pouco da análise de Figueiredo & Corrêa (2006), que sugere que a produtividade do trabalho é alta em São Paulo, no Centro-Oeste e no Sul, e substancialmente mais baixa em alguns estados do Sudeste e do Nordeste.

Buscando dar continuidade à análise do processo de convergência da renda agropecuária estadual *per capita*, e trazendo também para o debate a questão da heterogeneidade do progresso tecnológico, este trabalho emprega a metodologia de análise de séries temporais de Phillips & Sul (2007) para analisar o comportamento da renda agropecuária estadual. Mais especificamente, o trabalho testa a hipótese de convergência e/ou formação de clubes de convergência dos PIB Agropecuários Estaduais *per capita* levando em consideração as possíveis diferenças tecnológicas existentes entre regiões.

Como objetivos específicos, o trabalho busca: (i) averiguar a existência de  $\beta$  e  $\sigma$  convergência (absoluta e/ou condicional), ou seja, testar a hipótese de que estados com PIB *per capita* agropecuário inicial mais baixo devem crescer mais rapidamente; (ii) testar a hipótese de existência de clubes de convergência; e, (iii) investigar se a disposição geográfica dos estados é capaz de influenciar o processo de formação de clubes (além de se fazer uma análise da dinâmica de transição para o estado estacionário destes possíveis clubes).

A metodologia empírica aqui empregada é uma técnica para dados em painéis capaz de acomodar a possibilidade conjunta de diversos tipos de heterogeneidade entre as economias e, em particular, a hipótese de heterogeneidade no progresso tecnológico. Esse novo método é baseado na formulação de um modelo de fatores não lineares composto de um elemento idiossincrático variante no tempo, apropriado para mensurar os efeitos individuais de transição

---

<sup>4</sup>Apesar dos apontamentos, os autores não realizam o teste para convergência condicional, embora sugiram que o mesmo devesse ser aplicado.

para o estado estacionário, e de um fator de tendência estocástica comum, que captura os efeitos da tecnologia comum.

O artigo será desenvolvido na seguinte sequência: a introdução aborda a problemática e os objetivos do estudo. Em seguida, é discutida a teoria da convergência e a metodologia utilizada. Esta seção é composta por 3 subseções que tratam da modelagem, do teste  $\log(t)$  e dos dados utilizados na pesquisa empírica. Na seção 4 os resultados obtidos são analisados. A conclusão encerra o estudo.

## 2 Convergência: Teoria e Metodologia

O processo de convergência é um resultado direto do modelo de crescimento neoclássico, e sua análise empírica foi ressaltada em diversos estudos empíricos. Dentre eles, destacam-se: as regressões de  $\beta$  e  $\sigma$  convergência, propostas em Barro (1991) e em Barro & Sala-I-Martin (1992); a metodologia baseada na dinâmica das distribuições de renda, proposta por Quah (1996); a técnica proposta por Johnson & Takeyama (2003), que dá enfoque ao papel das condições iniciais no processo de formação de clubes de convergência; e a metodologia proposta por Durlauf & Johnson (1995), que busca definir endogenamente os clubes de convergência.<sup>5</sup>

Como de praxe, comece definindo os índices  $i = 1, \dots, N$  para as unidades geográficas (os estados) e  $t$  para a datação. Nos estudos supracitados também é de praxe supor que a tecnologia se desenvolve ao longo do tempo a uma mesma taxa constante  $g$ , isto é,  $g_{it} = g$  para todo  $i$  e  $t$ , muito embora seja natural que tais unidades geográficas partam de diferentes condições tecnológicas iniciais, por exemplo, poucas décadas atrás havia uma grande heterogeneidade entre os estados brasileiros quanto ao uso de tecnologias na agricultura.

Neste estudo a hipótese de que a tecnologia se desenvolve ao longo do tempo a uma mesma taxa constante é rompida, e se busca modelar a trajetória do produto de acordo com a metodologia proposta por Phillips & Sul (2007). Para tanto, supõe-se que o produto per capita agropecuário deva levar em conta o progresso tecnológico heterogêneo e as condições iniciais de cada região. A formalização desta modelagem é descrita a seguir.

### 2.1 A modelagem

Suponha que no período  $t$  exista uma tecnologia de conhecimento comum, comercialmente acessível a todos, denotada por  $C_t$ . Tal tecnologia cresce a uma taxa constante, definida por  $g$ . Assim, considerando um estoque inicial de tecnologia comum dado por uma constante  $C_0$ , tal trajetória pode ser descrita por  $C_t = C_0 \exp(gt)$ . Que, por uma questão de conveniência algébrica, também pode ser escrita como  $C_t = \exp(c + gt)$ , onde  $C_0 = \exp(c)$ .

Embora a tecnologia seja potencialmente acessível a todos, existe uma miríade de questões orçamentárias, geográficas e culturais que não permitem a plena assimilação por todos. Por consequência, nem todos conseguem aproveitar toda a tecnologia disponível, mas sim um índice  $A_{it} = C_t^{\lambda_{it}}$ , para

<sup>5</sup>Johnson & Takeyama (2003) buscam determinar qual forma de convergência ( $\beta$  convergência condicional,  $\beta$  convergência incondicional e clubes de convergência) melhor descreve a dinâmica da renda dos estados norte-americanos. Este estudo é baseado no trabalho pioneiro de Durlauf & Johnson (1995), que utilizam a chamada *regression tree* e as variáveis de renda *per capita* e taxa de alfabetização como determinantes dos grupos.

$-\infty < \lambda_{it} \leq 1$ . Então, se  $\lambda_{it} \rightarrow -\infty$  ocorre  $A_{it} \rightarrow 0$  e o estado está muito aquém do estado-da-arte tecnológico. Por outro lado, se  $\lambda_{it} = 1$  ocorre  $A_{it} = C_t$  e o estado está usando toda a tecnologia que é conhecida.

Com essa estrutura é possível modelar a heterogeneidade tecnológica, e assim, conectando as definições anteriores chega-se a:

$$A_{it} = \exp[(c + gt) \lambda_{it}] = \exp(g_{it}t) \therefore g_{it} = \frac{c\lambda_{it}}{t} + g\lambda_{it} \quad (1)$$

Note que tal especificação admite que o uso da tecnologia possa ser diferente ao longo do tempo e entre os estados, independentemente do estado-da-arte tecnológico. Embora, no longo prazo, se tal aproveitamento do progresso tecnológico converge para uma mesma taxa constante para todos os estados, então o crescimento tecnológico individual também convergirá para uma mesma taxa comum. Isto é, se  $\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_{it} = 1$  então  $\lim_{t \rightarrow \infty} g_{it} = g$ , conforme pressuposto pela análise padrão de convergência. Ou seja, a análise de praxe dos modelos de convergência torna-se um caso particular da análise usada aqui.

Descritas as condições tecnológicas, defina agora  $Y_{it}$  como o produto agropecuário do estado  $i$  no período  $t$ . Lembre então da perspectiva da teoria neoclássica do crescimento que é possível escrever, suprimindo os índices,  $Y = F(K, AL)$ . Ou seja, o produto é uma função do capital físico,  $K$ , e do trabalho,  $L$ , potencializado pelo aproveitamento da tecnologia,  $A$ .

Em seguida, defina  $\tilde{y} = \frac{Y}{AL}$  e  $y = A\tilde{y}$  como o produto *per capita* efetivo e o produto *per capita*, respectivamente. Dessa forma, usando uma tecnologia Cobb-Douglas para  $F(\cdot)$  e considerando a equação (1), a condição de transição para o estado estacionário será dada por:

$$\ln y_{it} = \underbrace{\ln y_i^* + (\ln \tilde{y}_{i0} - \ln y_i^*) \exp(-\beta_i t)}_{=a_{it}} + g_{it}t \quad (2)$$

Onde  $\tilde{y}_i^*$  representa o produto per capita agropecuário efetivo de estado estacionário e  $\beta_i$  e  $g_{it}$  representam, respectivamente, a velocidade de convergência e a taxa de progresso tecnológico individuais de cada estado.

Note em (2) que a trajetória do produto *per capita* está caracterizada pela soma de dois componentes idiossincráticos:  $a_{it}$  e  $g_{it}t$ . Todavia, tal trajetória pode ser repensada da seguinte forma: há uma tendência comum,  $\mu t$ , e há uma participação idiossincrática nessa tendência comum,  $b_{it}$ , de forma que (2) pode ser reescrito assim:

$$\ln y_{it} = a_{it} + g_{it}t = \left( \frac{a_{it} + g_{it}t}{\mu t} \right) \mu t = b_{it} \mu t \quad (3)$$

A decomposição da trajetória do logaritmo natural do produto per capita como uma fração de uma trajetória comum, pela fórmula (3), é a chave teórica da proposta de Phillips & Sul (2007). Todavia, inferências sobre o comportamento de  $b_{it}$  não são possíveis sem a imposição de alguma restrição em sua dinâmica, pois o número de parâmetros desconhecidos em  $b_{it}$  é igual ao número de observações. Então, considerando  $N$  regiões geográficas, uma alternativa para modelar os elementos de transição,  $b_{it}$ , vem da construção de um coeficiente de transição relativizado pela média,  $h_{it}$ , definido como:

$$h_{it} = \frac{\ln y_{it}}{\sum_{j=1}^N \ln \frac{y_{jt}}{N}} = \frac{b_{it}\mu_t}{\sum_{j=1}^N \frac{b_{jt}\mu_t}{N}} = \frac{b_{it}}{\sum_{j=1}^N \frac{b_{jt}}{N}} \quad (4)$$

Operacionalmente, ao se trabalhar com variáveis macroeconômicas é preciso levar em consideração um componente de ciclo — cuja remoção pode ser feita com o filtro de Whittaker-Hodrick-Prescott (WHP). Assim, a equação (4) deve ser revista como  $\ln y_{it} = b_{it}\mu_t + \varepsilon_{it}$ , onde  $\varepsilon_{it}$  representa um efeito de ciclo. Então, é importante observar que, na prática, não se usa  $\ln y_{it}$  como em (4), mas sim o logaritmo do produto *per capita* com a remoção do componente de ciclo, definido por  $\ln \hat{y}_{it}$ . Para deixar isso claro, é conveniente redefinir (4) para:

$$\hat{h}_{it} = \frac{\ln \hat{y}_{it}}{\sum_{j=1}^N \frac{\ln \hat{y}_{jt}}{N}} \quad (5)$$

Sendo assim, as curvas traçadas por  $\hat{h}_{it}$  definem uma trajetória de transição relativa e, ao mesmo tempo, mensuram o quanto o estado  $i$  se desloca em relação à trajetória de crescimento comum,  $\mu_t$ . Dessa forma,  $\hat{h}_{it}$  pode diferir entre estados no curto prazo, mas, admitindo convergência no longo prazo, ocorre  $\hat{h}_{it} \rightarrow 1$  para todo  $i$  quando  $t \rightarrow \infty$ . Por consequência, no longo prazo a variância do cross-section de  $\hat{h}_{it}$  converge para zero, ou seja:

$$\hat{H}_t = \sum_{i=1}^N \frac{(\hat{h}_{it} - 1)^2}{N} \rightarrow 0 \text{ quando } t \rightarrow \infty \quad (6)$$

Com base na equação (4), a Figura 1 sugere três exemplos de trajetórias de transição relativa possíveis ao se permitir heterogeneidade nos parâmetros de um modelo de crescimento neoclássico. Note que, embora as economias hipotéticas estejam convergindo para um mesmo estado estacionário, as maneiras como elas convergem são bastante distintas: as economias 2 e 3 partem de diferentes condições iniciais e possuem diferentes trajetórias de transição. Embora ambos os parâmetros de transição relativos convirjam monotonicamente para a unidade, a trajetória da economia 3 envolve um elevado estado inicial, típico de uma economia industrial já avançada. Em contraste, a trajetória da economia 2 envolve um baixo estado inicial, típico de uma economia recém-industrializada e de rápido crescimento econômico. A economia 1 tem as mesmas condições iniciais que a economia 2, mas sua trajetória de transição relativa envolve uma fase inicial de divergência entre o grupo seguida por um período de catch-up e mais tarde convergência. Essa transição é típica de uma economia em desenvolvimento que cresce lentamente em uma primeira fase (fase de transição A), ganha desempenho econômico (fase B) e, em seguida, alcança as demais economias e converge (fase C).

## 2.2 O teste $\log(t)$

Com base no modelo descrito na seção anterior, Phillips & Sul (2007) desenvolveram uma análise de convergência baseada no que denominaram teste  $\log(t)$ . A proposta de análise é baseada em um teste  $t$  unilateral da hipótese nula de convergência contra hipóteses alternativas de não convergência ou convergência parcial entre subgrupos. A ideia do teste é descrita a seguir.

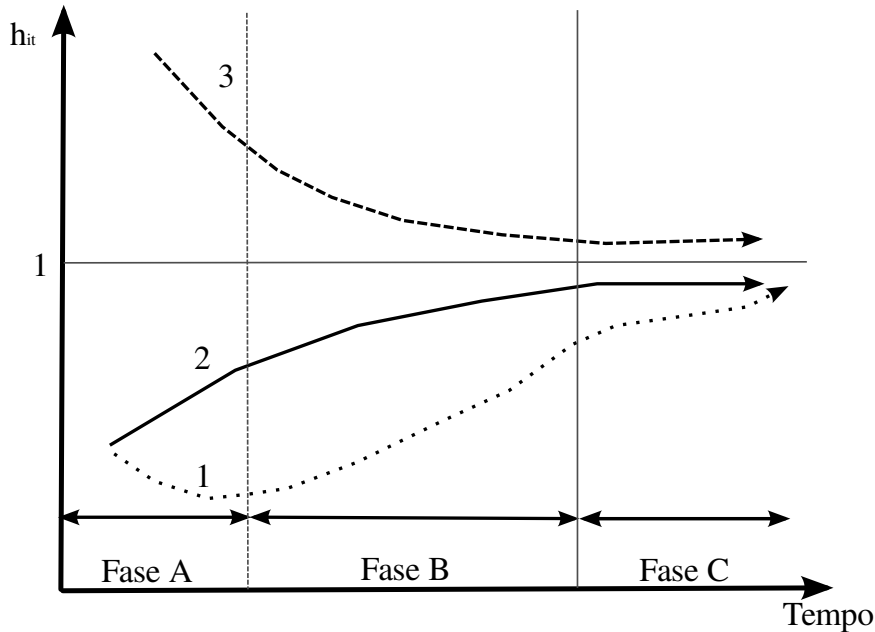


Figura 1: Fases de transição

Inicialmente, permite-se uma heterogeneidade entre estados ao longo do tempo e modelam-se os coeficientes de transição, descritos anteriormente, assumindo que os mesmos são tendências estocásticas lineares. Para tanto, usa-se a seguinte forma semi-paramétrica:

$$b_{it} = b_i + \frac{\sigma_i \xi_{it}}{L(t)t^\alpha}; t \geq 1; \sigma_i > 0 \text{ e } 0 < \xi_{it} < 1 \forall i = 1, \dots, N \quad (7)$$

Onde:  $L_t$  é uma função tal que  $L > 0$  e  $L \rightarrow \infty$  quando  $t \rightarrow \infty$ ;  $\xi_{it}$  é uma variável aleatória i.i.d. limitada no intervalo unitário; e  $\alpha$  é um parâmetro que governa a taxa de queda da variação nas unidades transversais ao longo do tempo. Da perspectiva operacional, Phillips & Sul (2007) demonstram que é possível assumir  $L_t = \ln t$ .

Dada a estrutura em (7), a formulação assegura que há uma convergência  $b_{it} \rightarrow b_i$  para todo  $\alpha \geq 0$ . Por conseguinte, é possível formular o seguinte teste de hipóteses para uma convergência (absoluta):

$$\begin{cases} H_0 : \alpha \geq 0 \text{ e } b_i = b \forall i = 1, \dots, N \\ H_1 : \begin{cases} \text{Possibilidade 1 : } \alpha < 0 \\ \text{Possibilidade 2 : } b_i \neq b \text{ para algum } i \end{cases} \end{cases} \quad (8)$$

Dessa forma, tal abordagem permite testar a formação de clubes de convergência. Por exemplo, existindo dois clubes,  $G_1$  e  $G_2$ , tal que  $G_1 + G_2 = N$ , então a hipótese alternativa pode ser descrita da seguinte maneira:

$$H_1 : b_{it} \rightarrow \begin{cases} b_1 \text{ se } i \in G_1 \text{ e } \alpha \geq 0 \\ b_2 \text{ se } i \in G_2 \text{ e } \alpha \geq 0 \end{cases} \quad (9)$$

Com a estrutura descrita até aqui e alguma álgebra, Phillips & Sul (2007) deduzem a seguinte equação estimável:



(10)

onde  $\frac{\hat{H}_t}{\hat{H}_1}$  é a razão da variância do cross-section entre os períodos 1 e  $t$  dadas pela formulação (6),  $\beta_0$  e  $\beta_1$  são parâmetros a serem estimados, sendo que  $\beta_1 = 2\alpha$ , e  $u_t$  é um termo de erro. Assim, sob a hipótese nula, os coeficientes de (10) podem ser testados com base num teste-t unilateral, robusto a auto correlação e heterocedasticidade.

Nesta análise, a magnitude do coeficiente  $\beta_1 = 2\alpha$  indica a velocidade de convergência. Assim, por consequência de (8) e (9), a condição necessária para convergência é  $\beta_1 \geq 0$ , e sempre que essa condição for atendida haverá indício de convergência dos níveis do produto per capita agropecuário ao longo do tempo. A condição suficiente para convergência (absoluta) é que  $b_{it} \rightarrow b_i = b$ .

A rejeição da hipótese nula de convergência para todo o painel pode estar indicando a existência de pontos separados de equilíbrio ou múltiplos estados estacionários, o que equivale a hipótese alternativa (9). Quando isso ocorre, pode-se ter a formação de clubes de crescimento e/ou a presença de membros dentro do painel que não fazem parte de nenhum clube. Nesse contexto, a aplicação sequencial do teste proposto por Phillips & Sul (2007) permite a identificação de clubes de convergência sem que se recorra às características regionais que condicionem o devido agrupamento deste clube.<sup>6</sup> Este procedimento se dá em um algoritmo, cuja lógica é descrita pelos seguintes passos:

**Passo 1:** Ordenam-se os estados de acordo com o nível do produto per capita agropecuário do período final (ou uma média dos últimos períodos).

**Passo 2:** Selecionam-se os  $k$  primeiros estados de maior produto, formando um subgrupo  $G_k$ .

**Passo 3:** Calcula-se a estatística  $t$  para o  $\beta_1$  estimado da equação (8) usando os dados dos  $k$  estados deste subgrupo.

**Passo 4:** O algoritmo repete os passos 2 e 3, escolhendo um grupo formado por  $k^*$  economias tal que esta estatística  $t$ , denominada de  $t_k$ , tal que:  $k^* = \arg \max_{1 \leq k \leq N} t_k$ ; s.r.  $\min t_k > -1,65$ .<sup>7</sup>

**Passo 5:** Forma-se o primeiro subgrupo de convergência e repete-se o procedimento para todas as economias remanescentes, formando sequencialmente os grupos de convergência.

### 2.3 Os dados

Os procedimentos descritos acima foram aplicados a um painel para os 26 estados brasileiros levando em conta o período de 1985 a 2006. As principais fontes de informações foram do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada — dados regionais (IPEADATA) — e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), tanto para a pesquisa do PIB do setor agropecuário como para a população residente na zona rural.

<sup>6</sup>Observe que em trabalhos anteriores os clubes de convergência sempre eram selecionados com base em algum critério como, por exemplo, educação, desigualdade, etc.

<sup>7</sup>A restrição refere-se ao nível de significância da análise, 5%, para a distribuição  $t$  unilateral e grandes amostras. Se a condição  $\min t_k > -1,65$  não for válida para  $k = 2$ , então o estado com maior produto *per capita* é excluído da amostra e um novo e subsequente subgrupo é formado. E assim se repete esse passo sucessivamente. Se a condição  $\min t_k > -1,65$  não for válida para todos os pares sequenciais de economias, conclui-se que o painel não apresenta clubes de convergência e o procedimento é encerrado.

O PIB estadual agropecuário é dado em preços básicos em R\$ de 2000 (mil) e foi convertido para R\$ de 2010 através do deflator implícito do PIB. A população residente rural é dada em número de habitantes. Os dados disponíveis para esta segunda variável são os anos de 1980, 1991, 1996, 2000 e 2007. Para o ano de 2007 não se tem informações para os estados do Acre, Alagoas e Distrito Federal. Como se está abordando o período de 1985 a 2006 foi necessário extrapolar esta variável dentre os anos supracitados supondo uma taxa de crescimento populacional rural constante entre os períodos. Para o caso do Acre, Alagoas e do Distrito Federal, o período 2000-2007 foi preenchido supondo-se que a taxa de crescimento populacional foi a mesma para o período 1996-2000.

Dividindo os dados do PIB da agropecuária pela população rural, obtém-se o PIB *per capita* do setor agropecuário. O Estado do Tocantins foi fundado apenas em 1988 e, como não existem dados para o período pré-fundação deste estado, uma maneira viável de incluí-lo na análise consiste em: i) inverter a cronologia dos dados dentro do período em análise; ii) realizar uma previsão dinâmica; e; iii) preencher a série invertendo novamente a cronologia dos pontos previstos.<sup>8</sup>

Apesar de existirem técnicas mais avançadas para a extensão dessa variável, essa técnica não deve incorrer em sérios problemas, pois os dados gerados para o período anterior à fundação dos estados são filtrados, e devem apenas contribuir para a formulação do coeficiente de transição relativo, descrito em (4). Além disso, Phillips & Sul (2007) recomendam que os primeiros anos da amostra sejam descartados para amenizar o efeito das observações iniciais; seguindo essa sugestão, o efeito dos dados gerados para o período anterior à fundação desses estados desaparece ao se testar a hipótese de convergência.<sup>9</sup>

A Figura 2 apresenta a trajetória do PIB *per Capita* Agropecuário do conjunto de estados formado pelo Acre, Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Minas Gerais, Paraná, Rondônia, Roraima, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, São Paulo e Tocantins. E a Figura 3 apresenta a trajetória do PIB *per Capita* Agropecuário do conjunto de estados formado por Alagoas, Amazonas, Amapá, Bahia, Ceará, Maranhão, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte e Sergipe. As estatísticas descritivas de cada uma das séries são expostas ao final do texto, na Tabela A.1 do Apêndice.

### 3 Resultados e Discussões

Inicialmente, testa-se a convergência global através da equação (10) para o conjunto de dados que abrange todas as 27 unidades federativas. Os resultados indicam uma estimativa de  $\beta_1$  igual a  $-0,85612$ , com respectiva estatística  $t$  de  $-17,81105$ . Já que este valor é menor que  $-1,65$ , rejeita-se a hipótese nula de convergência global. Ou seja, conclui-se que os PIBs Agropecuários *per capita* estaduais não estão convergindo para um nível comum. Isso sugere que a hipótese de convergência absoluta deveria ser descartada, no entanto, como

---

<sup>8</sup>O que foi feito aqui pode ser entendido como uma “previsão para trás”; para todas as séries partiu-se de uma especificação ARMA(5,5) e testaram-se ordens (p,q) que melhor se ajustassem aos dados. Para todos os seis estados o processo AR(1) obteve maior êxito para explicar a dinâmica da renda *per capita*.

<sup>9</sup>A análise que se segue é robusta a inclusão dos estados com fundação mais recente, ou seja, a análise não se altera ao excluirmos estes estados da amostra.

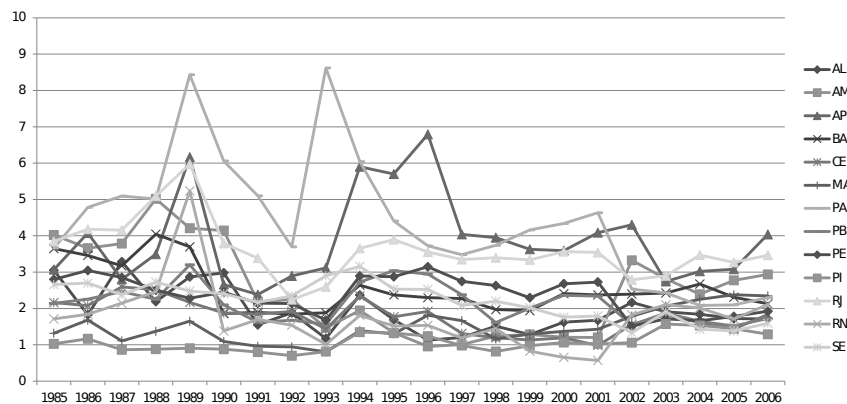


Figura 2: PIB Agropecuário per Capita, em milhares de R\$ de 2010

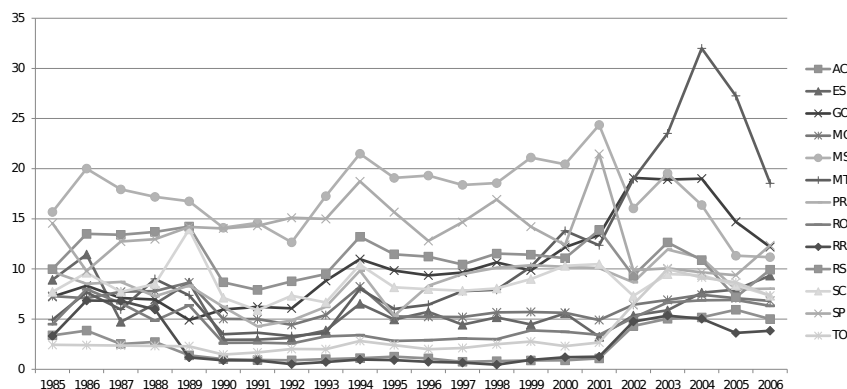


Figura 3: PIB Agropecuário per Capita, em milhares de R\$ de 2010

foi discutido anteriormente, mesmo que a hipótese de convergência nesse primeiro passo deva ser rejeitada, ainda é possível encontrar convergência de renda dentro de um grupo de estados.

Assim, dá-se continuidade ao procedimento descrito na seção anterior para identificação de possíveis clubes de convergência. Após a ordenação dos PIBs agropecuários *per capita*, forma-se inicialmente um núcleo inicial com o Mato Grosso, que detém a PIB agropecuário *per capita* mais elevado, e o próximo estado com o maior PIB agropecuário per capita dentre os restantes (Goiás). O algoritmo prossegue tentando adicionar novos estados ao núcleo formado por estes dois estados. O primeiro clube de convergência identificado é formado pelos estados do Acre, Espírito Santo, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Paraná, Rondônia, Roraima, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, São Paulo e Tocantins. Para este grupo obtêm-se  $\beta_1$  estimado igual a 0,161, com estatística *t* de 1,071.

Em seguida, testa-se a hipótese de que os estados remanescentes formam um segundo grupo de convergência; como se obtêm uma estatística *t* da ordem de -0,013 (maior que -1,65) não se deve rejeitar esta hipótese; ou seja, o segundo clube de convergência é formado pelos estados da Alagoas, Amazonas, Amapá, Bahia, Ceará, Maranhão, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio

de Janeiro, Rio Grande do Norte e Sergipe.

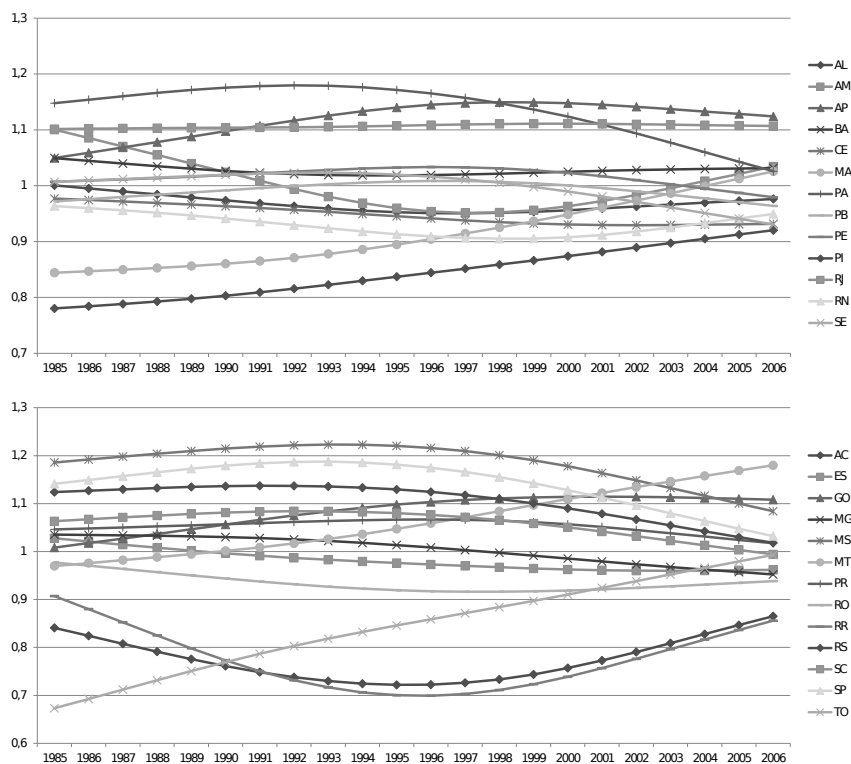
Uma síntese das estimativas é organizada na Tabela 1, a seguir.

**Tabela 1:** Clubes de convergência identificados

Parâmetro	Estimado	Estatística $t$	Parâmetro	Estimado	Estatística $t$
$\beta_0$	-2,335	-5,898	$\beta_0$	-1,559	-5,554
$\beta_1$	0,161	1,071	$\beta_1$	-0,001	-0,013

Fonte: Elaboração própria.

As estimativas de  $\beta_1$  relatam uma evidência de convergência do nível do PIB agropecuário per capita para os grupos. Na Figura 4, a seguir, são expostas as dinâmicas de transição para o *steady-state* condicionado aos dados de cada grupo.

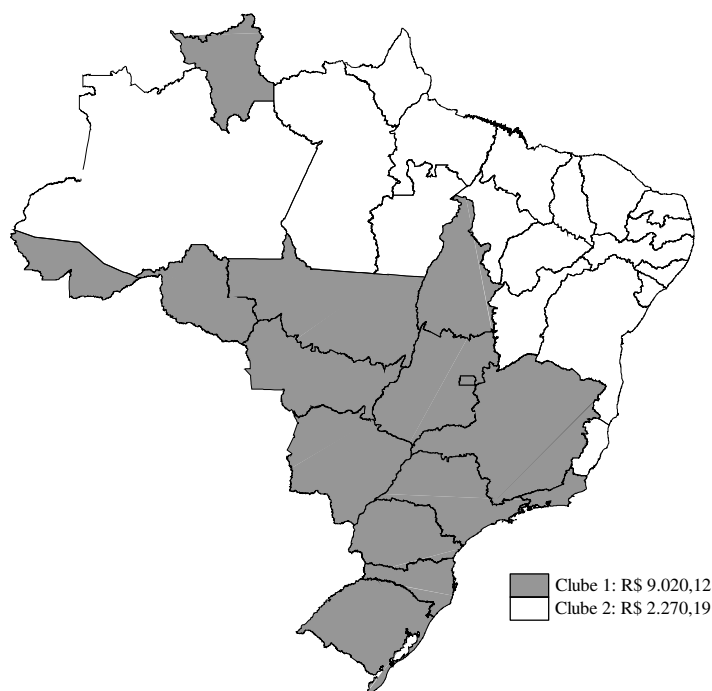


Nota: O estado estacionário sugerido é a média dos PIBs agropecuários per capita dos estados que participam de cada clube.

**Figura 4:** Dinâmica de transição para o *steady-state*

A inspeção visual da dinâmica de transição para o *steady-state* desses estados sugere que há forte evidência a favor da hipótese de  $\sigma$  convergência,

pelo menos dentro de cada grupo. A discussão detalhada do que pode vir ocorrendo em cada grupo não é o foco deste trabalho, entretanto, um caso particular de interesse é o caso do Mato Grosso. Vê-se que esse estado vem se “descolando” do primeiro grupo e que, se tal tendência persistir, haverá evidência de que este estado irá divergir do painel.<sup>10</sup>



Fonte: Elaboração própria.

**Figura 5:** Clubes de convergência identificados

A Figura 5 exposto revela a existência de uma possível relação entre a disposição geográfica dos estados e a formação de clubes de convergência. Vê-se uma nítida distinção entre o clube 1, de renda mais elevada, formado pelos estados das regiões Sul, Sudeste (com exceção do Rio de Janeiro) e Centro-Oeste, juntamente com os estados do Acre, Rondônia e Roraima; e o clube 2, que apresenta renda relativamente mais baixa, formado por todos os estados da Região Nordeste, juntamente com os estados do Amazonas, Amapá, Bahia, Pará e Rio de Janeiro.

Os estados que compõem o clube 1 se destacam, em grande parte, na produção de soja, milho, arroz, carne bovina, carne suína e as principais frutas e hortaliças do país (laranja, tomate, cebola, etc.). Além disso, a maior parte da produção agropecuária destinada à exportação concentra-se neste clube e quase toda a área cultivada possui abundância de recursos hídricos, assim como clima e temperatura favoráveis. Também se deve salientar que o setor agropecuário neste clube possivelmente apresenta um nível de capital humano maior do que no clube 2.

O clube 2, por sua vez, é composto de estados que apresentam baixo nível de produtividade quando comparado com os estados do clube 1. Dentre os

<sup>10</sup>Séries temporais mais longas provavelmente iriam comprovar esta hipótese.

fatores determinantes deste hiato estão: baixos níveis de investimentos em tecnologia e capital humano e a dificuldade de acesso ao crédito. Também vale ressaltar que grande parte da Região Nordeste encontra-se no semi-árido, e que a produção agropecuária dos estados desse clube é, em sua maioria, de subsistência.

O setor agropecuário da Região Norte é predominantemente composto por áreas de matas e florestas destacando-se, então, as atividades extrativistas e da silvicultura. A produção de *commodities*, que tem forte peso na produção agrícola nacional total, não é expressiva nesta região, ainda que se observe a produção de arroz, milho e soja. Ressalte-se, ainda, a produção de frutas nativas da região como açaí e cupuaçu, que ainda tem pouca representatividade econômica na produção agrícola total do país.

#### 4 Conclusões

Como descrito, a hipótese de progresso tecnológico heterogêneo motivou um estudo da análise de convergência que levasse em consideração este componente. Phillips & Sul (2007) formularam um modelo de fatores não linear composto de um elemento idiossincrático, que varia no tempo e que mensura os efeitos individuais de transição para um *steady-state* condicionado aos dados, e um fator de tendência estocástica comum, capaz de capturar os efeitos da tecnologia livremente disponível. A análise dessa modelagem sugere um teste estatístico capaz de selecionar adequadamente uma amostra de economias que representem um determinado clube de convergência.

Através dessa metodologia, a análise aqui apresentada buscou dirimir certas discordâncias entre alguns estudos e reforçar grande parte dos achados dos estudos anteriores que empregam diversos tipos de metodologias aos dados da renda agropecuária *per capita*.

O estudo aqui exposto constata que (i) não ocorre  $\beta$  convergência absoluta; (ii) ocorre  $\beta$  convergência condicional, no sentido de que estados com características comuns tendem a convergir para um mesmo *steady-state*, formando clubes de convergência; (iii) a hipótese de que, estados com PIB *per capita* agropecuário inicial relativamente mais baixo devem crescer mais rapidamente, deve ser vista com cautela, no entanto, esta teoria parece se verificar para grande parte dos estados nesta condição; (iv) a convergência das taxas de crescimento econômico entre os grupos não ocorre, mas se verifica uma convergência do nível das rendas *per capita* estaduais dentro de cada clube; (v) a análise sugere indícios de dois clubes de convergência: um primeiro, com renda *per capita* agropecuária mais elevada, formado pelos estados do Acre, Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Minas Gerais, Paraná, Rondônia, Roraima, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, São Paulo e Tocantins; e um segundo grupo, cuja renda de logo prazo parece ser um terço da renda do primeiro grupo, composto pelos estados das Alagoas, Amazonas, Amapá, Bahia, Ceará, Maranhão, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte e Sergipe; (vi) a análise da dinâmica de transição para o estado estacionário do primeiro grupo sugere que, se a renda agropecuária *per capita* do estado do Mato Grosso continuar se comportando da mesma maneira, esse estado possivelmente irá divergir do painel; (vii) parece haver evidências de  $\sigma$  convergência, pelo menos dentro dos grupos e; (viii) a disposição geográfica parece influenciar no processo de formação de clubes de

convergência, corroborando a hipótese de que os estados do Sul, Sudeste e Centro-oeste vêm se segregando dos estados do Norte e do Nordeste havendo, entretanto, a necessidade de se ressaltar que o Rio de Janeiro participa do clube de menor renda e que Roraima, Acre e Rondônia pertencem ao grupo de renda agropecuária *per capita* mais elevada.

### Referências Bibliográficas

- Almeida, E. S. D., Perobelli, F. S. & Ferreira, P. G. C. (2008), 'Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **46**(01), 31–52.
- Barro, R. J. (1991), 'Economic growth in a cross section of countries', *NBER Working Papers* (3120).
- Barro, R. J. & Sala-i-Martin, X. (1992), 'Convergence', *Journal of Political Economy* **100**(2), 223–251.
- Dassow, C. and Azevedo Junior, W. C. D., Costa, M. G. S. D. & Figueiredo, A. M. R. (2011), 'Crescimento econômico municipal em Mato Grosso: uma análise de convergência de renda', *Revista Brasileira de Economia* **65**(4).
- Durlauf, S. N. & Johnson, P. A. (1995), 'Multiple regimes and cross-country growth behaviour', *Journal of Applied Econometrics* **10**(4), 365–384.
- Figueiredo, N. M. S. & Corrêa, A. M. C. J. (2006), 'Tecnologia na agricultura brasileira: Indicadores de modernização no início dos anos 2000', Discussion Papers 1163 Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA.
- Fochezatto, A. & Stulp, V. J. (2008), 'Análise de convergência da produtividade da mão-de-obra agropecuária entre os estados brasileiros: aplicação de matrizes de Markov, 1990-2000.', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **46**(3), 739–765.
- Johnson, P. A. & Takeyama, L. (2003), 'Absolute, conditional or club convergence in the U.S. states?', Vassar College, Department of Economics. Mimeo.
- Lopes, J. L. (2004), 'Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período de 1960 a 2001', ESALQ/USP. Tese. mimeo.
- Phillips, P. C. B. & Sul, D. (2007), 'Transition modeling and econometric convergence tests', *Econometrica* **75**(6), 1771–1855.
- Quah, D. (1996), 'Empirics for economic growth and convergence', *European Economic Review* **40**(6), 1353–1375.
- Spohr, G. & Freitas, C. A. (2011), 'Teste da convergência do PIB per capita da agropecuária no Brasil entre 1980 e 2004', *Revista de Economia e Sociologia Rural (Impresso)* **49**, 341–368.

### Apêndice A

Tabela A.1: Estatísticas descritivas dos PIBs agropecuários per capita 1985-2006

	AC	AL	AM	AP	BA	CE	ES	GO	MA
Média	2,211659	1,956372	2,506689	3,887123	2,531970	1,759213	5,882510	10,51732	1,508256
Mediana	1,186862	1,824023	2,317691	3,609548	2,373424	1,829226	5,465149	9,738649	1,379506
Máximo	5,260522	3,287464	5,015473	6,789864	4,042997	2,596057	11,44530	19,08805	2,378409
Mínimo	0,750287	1,127593	0,956088	2,381474	1,846187	0,982410	2,934583	4,896820	0,806710
Desv. Padrão	1,594332	0,622932	1,239484	1,224348	0,656192	0,448875	2,298503	4,276168	0,453518
Assimetria	0,688576	0,722389	0,372541	1,039727	1,003026	0,078501	0,682556	0,850001	0,518357
Curtose	1,813047	2,611805	1,902431	3,074634	2,839563	2,193210	2,778579	2,770893	2,357223
Jarque-Bera	3,029955	2,051572	1,613155	3,968888	3,712489	0,619263	1,753178	2,697287	1,363942
p-valor	0,219813	0,358515	0,446383	0,137457	0,156258	0,733717	0,416200	0,259592	0,505619
Soma	48,65650	43,04019	55,14715	85,51670	55,70335	38,70268	129,4152	231,3810	33,18162

	MG	MS	MT	PA	PB	PE	PI	PR	RJ
Média	6,317281	17,42351	10,99048	4,382535	2,136076	2,384750	1,077172	8,438482	3,610941
Mediana	6,072273	17,59523	7,857223	4,250227	2,118036	2,475038	1,025340	8,596705	3,506193
Máximo	8,649203	24,35881	31,99289	8,616415	3,202673	3,146920	1,572838	11,94109	5,972946
Mínimo	4,427863	11,17963	3,308577	2,081765	1,516564	1,511138	0,699360	4,283441	2,242808
Desv. Padrão	1,232799	3,322125	8,109509	1,777247	0,514446	0,501220	0,251936	2,044086	0,788724
Assimetria	0,265055	-0,172253	1,285717	0,901333	0,554733	-0,298693	0,515593	-0,459797	1,208985
Curtose	1,805667	2,688816	3,605736	3,542931	2,274386	1,793825	2,159444	2,427644	5,344542
Jarque-Bera	1,565161	0,197559	6,397590	3,249015	1,610979	1,660752	1,622391	1,075475	10,39817
p-valor	0,457225	0,905942	0,040811	0,197009	0,446869	0,435885	0,444326	0,584068	0,005522
Soma	138,9802	383,3173	241,7906	96,41577	46,99368	52,46450	23,69778	185,6466	79,44070

	RN	RO	RR	RS	SC	SE	SP	TO
Média	1,742451	4,526520	2,585652	11,08554	8,575278	2,202681	13,66322	3,395968
Mediana	1,704647	3,800032	1,197972	11,15328	8,114127	2,273861	14,11547	2,300128
Máximo	5,234479	7,990652	6,849435	14,23260	13,93663	3,159619	21,46430	9,980633
Mínimo	0,569067	2,582993	0,463449	7,181531	5,878011	1,331998	9,379330	0,864259
Desv. Padrão	0,921650	1,760336	2,266840	2,050602	1,719629	0,507768	3,014960	2,857061
Assimetria	2,414977	0,507949	0,718773	-0,111793	1,317858	-0,15803	0,615279	1,317041
Curtose	10,61046	1,760593	1,938714	2,006406	5,373640	2,169192	3,443965	3,179826
Jarque-Bera	74,47695	2,354165	2,926793	0,950786	11,53273	0,724290	1,568764	6,389832
p-valor	0,000000	0,308177	0,231449	0,621641	0,003131	0,696181	0,456402	0,040970
Soma	38,33393	99,58344	56,88434	243,8819	188,6561	48,45898	300,5908	74,71130

Fonte: Elaboração dos Autores.



**Tabela A.2:** Crescimento do rendimento médio entre 1990 e 2008 dos principais produtos agrícolas

	Valor da produção em 2008 (R\$ mil reais)	Crescimento do rendimento médio 2006 a 2008/1990 a 1992 (%)
Lavouras permanentes		
Café (em grão) (Toneladas)	10 468 475,00	7,03
Laranja (Toneladas)	5 100 062,00	-76,94
Banana (cacho) (Toneladas)	3 165 312,00	1130,86
Uva (Toneladas)	1 527 395,00	36,5
Mamão (Toneladas)	1 021 821,00	27,63
Maçã (Toneladas)	872 625,00	-76,21
Cacau (em amêndoa) (Toneladas)	822 139,00	-34,22
Coco-da-baía (Mil frutos)	799 744,00	94,00
Manga (Toneladas)	765 376,00	-51,66
Maracujá (Toneladas)	483 588,00	-87,59
Lavouras temporárias		
Soja (em grão) (Toneladas)	38 728 692,00	50,47
Milho (em grão) (Toneladas)	20 746 305,00	88,60
Cana-de-açúcar (Toneladas)	20 650 551,00	23,40
Feijão (em grão) (Toneladas)	7 161 004,00	71,02
Arroz (em casca) (Toneladas)	6 998 506,00	88,98
Mandioca (Toneladas)	5 610 590,00	13,51
Fumo (em folha) (Toneladas)	4 171 066,00	21,72
Algodão herbáceo (em caroço) (Toneladas)	3 927 494,00	177,97
Trigo (em grão) (Toneladas)	2 702 078,00	58,80
Tomate (Toneladas)	2 438 352,00	53,72

Fonte: Elaboração dos Autores com base nos dados do IBGE.