

Teste da Convergência do PIB *Per Capita* da Agropecuária no Brasil entre 1980 e 2004

Gabriela Spohr¹
Clailton Ataídes de Freitas²

Resumo: Este estudo testa as hipóteses das convergências absoluta, condicional e sigma, para o PIB agropecuário *per capita* (PIBAGpc). Nas simulações com a convergência- β absoluta, os parâmetros foram significativos ($\alpha = 1\%$) e sinais desses estão em consonância com a teoria econômica. Esses resultados sustentam a convergência do PIBAGpc de cada UF para o estado estacionário. A convergência- β condicional revelou a significância ($\alpha = 1\%$) dos parâmetros estimados e os seus sinais coerentes teoricamente. Portanto, PIBAGpc de cada UF converge para seu próprio estado estacionário, quando considerado o desempenho ativo do capital humano. Contudo, os resultados da convergência- σ não sustentaram a hipótese de convergência do PIBAGpc brasileiro.

Palavras-chave: convergência, agropecuária, modelos neoclássicos.

Abstract: *This study tests the absolute, conditional and sigma convergence hypothesis, for the agricultural GDP per capita (GDPAGpc). In the simulations with the absolute β -convergence, parameters were significant ($\alpha = 1\%$) and signs of these theoretically consistent. These results support the convergence of GDPAGpc for each state of the country to a steady state condition. The conditional β -convergence revealed significant ($\alpha = 1\%$) of the estimated parameters and their signals theoretically consistent. Therefore, the GDPAGpc of each state of the country converges to its own steady state when the active performance of the human capital is considered. However, the results of σ -convergence did not support the Brazilian GDPpc convergence hypothesis.*

Key-words: *convergence, agriculture, neoclassical models.*

Classificação JEL: Q19; E13; C23.

¹ Economista. E-mail: gabii_spo@yahoo.com.br

² Professor adjunto do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: caf@ccsh.ufsm.br

1. Introdução

As diferenças entre países ou mesmo entre regiões de um mesmo país são significativas sob várias dimensões, como renda *per capita*, tecnologia, acumulação de capital e capacidade de investimento, poupança interna, entre outras.

Uma radiografia estante do mundo mostraria que, em termos comparativos, existem, em um extremo, os países ricos com as suas economias bem estruturadas, e no outro, os países pobres com dificuldades de manter taxas de crescimento econômico acima do crescimento demográfico. Entre essas duas realidades bem distintas está a maioria dos países com suas economias em transição, os quais são predominantemente classificados como em desenvolvimento e se caracterizaram por apresentar elevadas taxas de crescimento econômico, mas padecem de vários problemas na área social (FREITAS, BACHA e FOSSATI, 2007).

A questão da redução do hiato entre ricos e pobres tem sido objeto de estudo de vários cientistas de diferentes centros de pesquisas no mundo. Uma das linhas de investigação diz respeito aos testes de convergência (convergência- β , convergência- β condicional e convergência- σ)³. Entre os estudos destacam-se Barro e Sala-i-Martin (1990, 1992), que analisaram a convergência de renda nos Estados Unidos da América; Alam (1992), que realizou uma investigação empírica sobre a convergência da renda *per capita* dos países membros da OECD; Sala-i-Martin (1996) testou, ainda, a hipótese de convergência entre a renda do Japão e cinco países europeus, além dos EUA. Especificamente nessa linha, no Brasil, existem os estudos realizados por Ferreira e Ellery (1996), Azzoni (2001), Souza e Porto Júnior (2002) e Lopes (2004).

No entanto, não foram encontrados na literatura brasileira recente especializada estudos relacionados aos testes de convergência ressaltados anteriormente para a agropecuária brasileira por Unidades Federativas (UF), no período considerado (1980 a 2004). Nesse sentido, acredita-se que essa seja a principal contribuição empírica deste estudo. Além disso, busca-se contribuir com o debate acadêmico, ao responder se as taxas de crescimento do setor agropecuário, verificadas nos estados brasileiros entre 1980 e 2004, estão convergindo ou não para um ponto que se denomina estado estacionário. Para enfrentar essa problemática, delinea-se como finalidade precípua a realização de testes de convergências absoluta, condicional e sigma convergência.

Os dados estão estruturados de forma a combinar séries temporais com *cross-section*, caracterizando uma estrutura de painel com dados balanceados.

³ Na seção seguinte há uma discussão mais detalhada sobre os tipos de convergência.

Os modelos são empregados para captar os efeitos fixos e aleatórios, próprios da modelagem econométrica de dados de painel.

O presente estudo se compõe de cinco seções, sendo a primeira contemplada por esta introdução. A seção 2 apresenta a fundamentação teórica da análise de convergência. Na seção 3 estão os aspectos metodológicos. Na seção 4 estão os principais resultados estimados. Por fim, a seção 5 destina-se a apresentar as conclusões do estudo.

2. Referencial teórico

A base teórica dos modelos de convergência é a Teoria Neoclássica, que implica progresso tecnológico, poupança exógena, taxas de retornos decrescentes dos fatores de produção e tendência a um estado estacionário. Segundo a concepção teórica dos modelos de convergência, se as economias em análise têm preferências e tecnologias parecidas, aquelas mais pobres tendem a apresentar crescimento do seu PIB mais rápido *vis-à-vis* as mais ricas, reduzindo o *gap* de desenvolvimento existente entre elas.

Se a única diferença entre duas regiões for o estoque inicial de produto, o paradigma neoclássico prediz que as economias pobres irão crescer mais rápido que as ricas (SALA-I-MARTIN, 1996 *apud* BARROS e VERGOLINO, 1998). Se for esse o caso, o crescimento dos estados mais ricos tende a se esgotar quando não ocorrer incremento tecnológico, devido à queda na taxa de retornos dos investimentos. Dessa forma, existiria um ponto de equilíbrio estável (estado estacionário) e todas as economias tenderiam ao mesmo nível de crescimento do PIB ao longo do tempo (SOUZA e PORTO JUNIOR, 2002). Para Ellery Junior e Gomes (2003), uma economia encontra-se no estado estacionário quando todas as suas variáveis (estoque de capital, produto, consumo, investimento e poupança) assumirem um valor constante no tempo.

Um dos testes de convergência utilizados para mensurar se o hiato entre as rendas *per capita* está aumentando ou diminuindo é a convergência- β (beta), a qual implica retornos constantes (ou decrescentes) à escala. No entanto, segundo Souza e Porto Junior (2002)⁴, o modelo de convergência absoluta é criticado por se basear na hipótese de que todos os países apresentam padrões de preferências e níveis de tecnologia comuns.

Naturalmente, quando a tecnologia e as preferências diferem entre os países ou entre as UF, o crescimento econômico de cada uma delas irá convergir para seu próprio nível do estado estacionário *per capita* e não para um nível comum. Esse tipo de convergência é chamado de convergência- β condicional e pressupõe que

⁴ Essa visão é criticada por Romer (1986) e Lucas (1988). Para uma discussão mais detalhada, ver Souza e Porto Junior (2002).

as unidades federativas apresentem crescimento mais rápido, quanto maior for hiato em relação a sua taxa de crescimento ao longo do tempo. A mecânica desse teste é baseada na teoria do crescimento endógeno com rendimentos crescentes, visto que contempla na função de produção a variável capital humano, que, por sua natureza, trata de um insumo não rival, ao contrário dos demais insumos da função de produção.

As dispersões do PIB da agropecuária entre as UF brasileiras podem ser diagnosticadas também através do teste de convergência- σ (sigma). Se tal hipótese é confirmada pelos testes estatísticos, então, tem-se que a variância do produto agropecuário estaria declinando e convergindo para um valor comum.

Existe um contraste evidente quando comparadas economias ricas em relação às economias subdesenvolvidas. As desigualdades podem referir-se aos desequilíbrios regionais, à difusão irregular da tecnologia, à estrutura econômica, ao processo de industrialização, ao crescimento econômico desigual entre as regiões, entre outras. Contudo, apesar do crescimento econômico transcorrer de maneira desigual ao longo da história, privilegiando algumas regiões em detrimento de outras, de acordo com Barros e Vergolino (1998), esse crescimento foi convergente nas últimas décadas.

As evidências sobre a redução das diferenças entre países ou regiões foram diagnosticadas também por Baumol (1986), que se utilizou de uma amostra de dezesseis países industrializados. O autor confirmou forte processo de convergência da renda no período de 1870 a 1979, uma vez que as economias, inicialmente desenvolvidas, cresceram menos do que as mais pobres ao longo do período analisado.

Já Silva e Silva (2000) analisaram os níveis de desenvolvimento das regiões europeias ao longo do período de 1980 a 1995 e verificaram a inexistência de uma dinâmica clara de convergência de renda. Por outro lado, Alam (1992), utilizando-se de dados da produtividade de 16 estados norte-americanos no período do Pós-Guerra, observa relação inversa entre o nível inicial de produtividade e a taxa de crescimento, ou seja, confirma a hipótese de convergência.

Aperfeiçoando o trabalho de Baumol (1986), Barro e Sala-i-Martin (1990, 1992) encontraram fortes evidências sobre convergência da renda nos EUA, em vários períodos de 1840 a 1988. Os resultados do trabalho comprovam que as economias mais abaixo do estado estacionário crescem mais rapidamente, *vis-à-vis* àquelas que estão próximas ao equilíbrio do estado-estacionário. Sala-i-Martin (1996) expande o trabalho sobre convergência apresentado por Barro e Sala-i-Martin (1990 e 1992) para o Japão e cinco países europeus, além dos Estados Unidos, e confirma a convergência absoluta.

No Brasil, vários autores realizaram estudos sobre convergência. Em todos os casos, foram encontradas evidências de convergência. Como no estudo de Ferreira e Ellery Jr (1996), em que os autores verificaram a existência de convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros no período de 1970

a 1990, porém, a velocidade de convergência apresentou-se pequena em relação às estimações realizadas nos Estados Unidos.

Almeida *et al.* (1998) investigaram a possibilidade da existência do processo de convergência da produtividade do trabalho na indústria de transformação brasileira para o período de 1950 a 1985. O principal resultado empírico encontrado foi da fraca evidência de convergência nos diferentes gêneros industriais.

Azzoni (2001) analisa a evolução da desigualdade regional no Brasil de 1939 a 1995. Os resultados indicam a presença de sinais da convergência da renda, dependendo dos ciclos econômicos passados pela economia brasileira.

No trabalho de Maciel, Andrade e Teles (2005), foi realizada uma análise dinâmica das cinco regiões brasileiras no período que vai de 1985 a 2015. Pode-se verificar o processo de convergência do produto *per capita* das regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste do País.

Cravo e Soukiazis (2006) examinam o processo de convergência entre os estados brasileiros utilizando diferentes conceitos de convergência e dando especial atenção para o papel do capital humano como fator condicionante para a convergência, de 1980 a 2000. Esses autores concluíram que a convergência da renda *per capita* ocorre a uma taxa aproximada de 5% ao ano.

Os estudos supracitados realizaram os testes de convergência tendo especificado a renda *per capita* como variável dependente nos modelos estimados. No entanto, Lopes (2004) emprega o instrumental teórico de convergência para testar se os níveis de produtividade de arroz, algodão, batata, cana-de-açúcar, laranja, mandioca, soja, café, feijão, fumo, milho estariam ou não convergindo para um dado estado estacionário. As conclusões da autora apontam para um processo de convergência em seis dessas culturas (café, cana-de-açúcar, fumo, laranja, mandioca e soja).

3. Metodologia

3.1. Construção do modelo analítico

Os trabalhos acima mencionados partem da função de produção neoclássica do tipo Cobb-Douglas na sua especificação mais simples, dada por:

$$Y = F(K, L) \quad (01)$$

em que Y é definido como PIB da agropecuária, K estoque de capital e L o trabalho.

A equação acima pressupõe retornos constantes à escala, o que implica $F(\alpha K, \alpha L) = \alpha Y$. Ao pressupor que, do total produzido uma parte é consumida

(*c*) e o restante, investido (*I*) e poupado (*s*), então, o fluxo de poupança pode ser definido por $sY(t)$, em que *s* é a fração poupada do produto e $K(t)$ é o estoque de capital existente no período *t*.

O investimento (aumento do estoque de capital existente na economia) é dado por $\frac{dK}{d(t)}$ ou ΔK . Sendo δ a taxa de depreciação, a equação para a taxa de crescimento do capital pode ser apresentada como:

$$\Delta K = sY - \delta K \quad (02)$$

Como *K* deprecia a uma taxa exógena constante *d*, então, uma quantidade constante de capital dK , em cada período *t*, não é utilizada. Implicação dessa hipótese, de acordo com o modelo neoclássico, é que as possibilidades de crescimento econômico das regiões mais desenvolvidas (supondo-se um nível tecnológico constante), tenderiam a se esgotar devido à queda na taxa de retorno (α) de novos investimentos, ao passo que as menos dinâmicas, com os aportes de novos investimentos, tenderiam a crescer mais rapidamente. Se isso ocorrer, de fato haverá convergência de renda, caso contrário, se as UF mais desenvolvidas, em termos tecnológicos, sustentarem taxa de crescimento maior *vis-à-vis* às mais pobres, ocorrerá um processo contrário.

Substituindo a equação (01) na equação (02) tem-se:

$$\Delta K = sF(K, L) - \delta K \quad (03)$$

Se $k = K/L$ e $y = Y/L$ são respectivamente, o capital e o produto, e substituindo-os na equação (01), então,

$$y = f(k) \quad (04)$$

Ao transformar a equação (03) em termos *per capita* e considerando-se a equação (04), após algumas simplificações chega-se:

$$\Delta K/L = s.f(k) - \delta k \quad (05)$$

Ao logaritimizarmos e derivarmos a equação (05) em relação ao tempo ao e ao capital *per capita*, chega-se à seguinte especificação:

$$\frac{\Delta k}{k} = \frac{\Delta K}{K} - \frac{\Delta L}{L} \quad (06)$$

Se $\Delta L/L$ é igual a *n* (a taxa de crescimento do trabalho), e multiplicando-se todos os termos da equação (06) por K/L , tem-se⁵:

⁵ Considerando-se que a trajetória de crescimento da força de trabalho (*L*) é dada por: $L = L_0 e^{nt}$. Ao logaritimizá-la e derivá-la com relação ao tempo, chega-se: $\Delta L/L = n$.

$$\Delta k = \Delta K/L - nk \quad (07)$$

Substituindo-se a equação (05) na equação (07), obtém-se:

$$\Delta k = sy - (n + \delta)k \quad (08)$$

Ao incorporar a tecnologia à função de produção (1), tem-se:

$$Y = K^\alpha (AL)^{1-\alpha} \quad (09)$$

em que A é o nível tecnológico determinado exogenamente e α é o parâmetro da função.

Admite-se que o nível tecnológico da agropecuária brasileira tenha crescido ao longo do tempo como:

$$A = A_0 e^{gt} \quad (10)$$

em que A_0 é a tecnologia inicial e g é o parâmetro que representa a taxa exógena de crescimento tecnológico constante⁶.

Ao logaritmizar e derivar a equação (10) com relação ao tempo, nota-se que a tecnologia cresce à taxa g constante ao longo do lapso temporal.

Dividindo-se a equação (9) por L , a fim de obter a função de produção *per capita*:

$$y = k^\alpha A^{1-\alpha} \quad (11)$$

Definindo-se o capital *per capita* em termos de tecnologia como $\tilde{k} = K/AL$ e logaritimizando e derivando em relação ao tempo, é possível especificar a equação de acumulação de capital com tecnologia como:

$$\Delta \tilde{k} = \frac{\Delta K}{K} - \frac{\Delta A}{A} - \frac{\Delta L}{L} \quad (12)$$

Se o trabalho e a tecnologia crescem a taxas constantes n e g , respectivamente, e considerando-se a equação de acumulação de capital, como a equação (08), mas agora em termos de tecnologia, chega-se a:

$$\Delta \tilde{k} = s f(\tilde{k}) - (n + g + \delta) \tilde{k} \quad (13)$$

Sendo a taxa de crescimento do estoque de capital no estado estacionário igual a zero ($\tilde{k} = 0$), a equação (13) se resume a:

$$\tilde{k}^* = \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (14)$$

⁶ Ao logaritimizar a equação (10) e derivá-la com relação ao tempo, resulta em $\Delta A = g \cdot A_0 e^{gt} = g \cdot A$, sendo assim, $\Delta A/A = g$.

O estado estacionário pode ser definido como o ponto no tempo em que a variação do estoque de capital é constante, ou seja, o nível de capital por trabalho efetivo converge para um nível constante \tilde{k}^* . Para obter a taxa de crescimento do produto agropecuário (\hat{y}), sob suposição neoclássica de retornos constantes à escala, a função de produção em unidades efetivas de trabalho é:

$$\hat{y} = f(\hat{k}) = (\hat{k})^\alpha \quad (15)$$

Se duas economias apresentarem os mesmos parâmetros de preferências e tecnologias, o resultado é que a economia inicialmente mais pobre – com valor inicial de \tilde{k} mais baixo – tende a crescer mais em termos *per capita*. A hipótese de rendimentos decrescentes do capital faz com que o capital se mova para regiões onde a taxa de retorno é superior.

Substituindo-se \tilde{k}^* da equação (14) na função de produção (15), encontra-se o valor do produto agropecuário no estado estacionário:

$$\tilde{y}^* = \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (16)$$

Ao logaritmizar a equação acima e admitir que $\tilde{y} = K/AL$, então, é possível especificar a expressão para o PIB *per capita* agropecuário no estado estacionário como:

$$\ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) = \ln A_0 + gt + \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) \ln s - \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) \ln(n + g + \delta) \quad (17)$$

em que gt é constante, uma vez que se admite que a taxa de progresso tecnológico é a mesma para todas as economias.

Considerando-se a função de produção Cobb-Douglas com incorporação tecnológica, equação (9), após logaritmizá-la e derivá-la com relação ao tempo, tem-se:

$$\frac{\Delta y}{y} = \alpha \frac{\Delta k}{k} + \frac{\Delta A}{A} \quad (18)$$

Por pressuposição, considera-se que a taxa de crescimento do produto agropecuário em termo tecnológicos (\hat{y}) é dada por:

$$\hat{y} = \Delta \tilde{y} / \tilde{y} \quad (19)$$

Então, com base na equação (15), e na definição $\tilde{y} = \frac{y}{A}$, após algumas simplificações, obtém-se:

$$\tilde{y} = k^\alpha \quad (20)$$

Diferenciando-se a equação (20) em relação ao tempo e considerando-se as equações (19) e (21), obtém-se:

$$\dot{\hat{y}} = \frac{\Delta k}{k} \alpha \quad (21)$$

Ao substituir a equação (21) na equação (18), tem-se a taxa de crescimento do produto agropecuário *per capita*:

$$\Delta y/y = \hat{y} = g + \dot{\hat{y}} \quad (22)$$

Ao se admitir as equações (17) e (22), pode-se descrever o comportamento do produto agropecuário em volta do estado estacionário como:

$$\hat{y} = g + (\alpha - 1)(n + g + \delta)(\log y - \log y^*) \quad (23)$$

Ou, de outro modo,

$$\hat{y} = g + \lambda(\log y - \log y^*) \quad (24)$$

em que $\lambda = (\alpha - 1)(n + g + \delta)$ é a taxa de crescimento do produto agropecuário, que depende diretamente da taxa de crescimento da população (n), da tecnologia (g), da depreciação do capital (δ) e da elasticidade (α).

A diferença de log do lado direito da equação (24) expressa a distância que separa uma i -ésima UF da fronteira. Assim, pode-se concluir, considerando essa equação:

- i) Se $(\log y - \log y^*) = 0$, a i -ésima UF encontra-se em seu estado estacionário, ou seja, o produto agropecuário y , crescerá de acordo com o progresso tecnológico ($\dot{y} = g$).
- ii) Se $(\log y - \log y^*) < 0$, o produto da i -ésima UF está abaixo do seu nível de estado estacionário. Sendo assim, o PIB da agropecuária dessa UF em questão crescerá a uma taxa maior que a do progresso tecnológico.
- iii) Se $(\log y - \log y^*) > 0$, o PIB da agropecuária da i -ésima UF é maior do que o seu nível de estado estacionário, ou seja, crescerá a uma taxa menor que g .

De posse da equação (24), e subtraindo $\log y_0$ dos dois lados dessa equação, o resultado é uma equação representativa do modelo de crescimento do PIB da agropecuária por trabalhador efetivo, entre o período 0 e T . Dessa forma, fica determinada a distância de cada UF do nível inicial de renda *per capita* agrícola do valor do estado estacionário:

$$\log\left(\frac{y_T}{y_0}\right) = gT + (1 - e^{\lambda T}) \log y_0^* + (e^{\lambda T} - 1) \log y_0 \quad (25)$$

Ao dividir a equação (25) por T nos dois lados, obtém-se a equação da taxa média de crescimento do produto agropecuário, dada por:

$$\frac{1}{T} \log\left(\frac{y_T}{y_0}\right) = g + \frac{(1 - e^{\lambda T})}{T} \log y_0^* + \frac{(e^{\lambda T} - 1)}{T} \log y_0 + \varepsilon_{0,T} \quad (26)$$

em que, T = tamanho do intervalo do tempo; y_T = PIB *per capita* do setor agropecuário no tempo T ; y_0 = PIB *per capita* do setor agropecuário no tempo 0 ; $\varepsilon_{0,T}$ = é o vetor dos resíduos.

De modo mais didático, a equação (26) pode ser formalizada como:

$$\frac{1}{T} \log\left(\frac{y_T}{y_0}\right) = \alpha + \beta \log y_0 + \varepsilon_{0,T} \quad (27)$$

sendo que $g + \frac{(1 - e^{\lambda T})}{T} \log y_0^* = \alpha$; $\frac{(e^{\lambda T} - 1)}{T} = \beta$; os coeficientes α e β representam, respectivamente, o intercepto da função e o parâmetro de convergência a ser estimado.

O processo de convergência do PIB no setor agropecuário ocorre se $\beta < 0$, uma vez que a taxa de crescimento do produto agropecuário, entre o ano base e o final, está relacionando-se negativamente com o \log do produto no período inicial. Já λ representa a taxa de convergência em direção ao estado estacionário. Esse coeficiente é também chamado de velocidade de convergência. Assim, quanto maior for o valor de λ , mais rapidamente a UF irá se aproximar do estado estacionário, sinalizando que o processo de convergência ocorrerá mais rapidamente.

O modelo de convergência- β condicional leva em consideração a inclusão de mais variáveis que possam captar as diferenças dos parâmetros. Dessa forma, baseando-se na equação (27), o modelo da taxa de crescimento médio *per capita* da produção agropecuária, y , no intervalo entre 0 e T , passa a ser dado pela equação:

$$\frac{1}{T} \log\left(\frac{y_T}{y_0}\right) = \alpha + \beta \log y_0 + \omega CH_T + \varepsilon_{0,T} \quad (28)$$

em que a variável dependente corresponde à taxa de crescimento do PIB agropecuário *per capita*, y , entre o período de 0 e T e, CH , é a variável que representa o capital humano⁷ e ω é o coeficiente relacionado ao capital humano.

Espera-se que o relacionamento entre a taxa de crescimento do produto da agropecuária entre o tempo 0 e T e o logaritmo do produto no período 0 seja negativo, ou seja, que β seja negativo. Para o coeficiente ω , que se refere ao capital humano (CH), a expectativa é um sinal positivo, pois, quanto mais anos médios

⁷ Variável que representa os anos médios de estudo dos trabalhadores na agropecuária.

de estudo tiverem os trabalhadores da agropecuária nas UFs, mais facilmente as novas tecnologias serão assimiladas e assim, melhores resultados em termos de crescimento da produção nessas UFs podem ser alcançados. Assim, o papel desempenhado por *CH* no modelo de convergência condicional é verificar se o processo de convergência se efetiva após descontar o efeito positivo dessa variável.

Apesar de existir relação entre os conceitos de convergência- β e convergência- σ , eles têm papéis teóricos distintos, uma vez que convergência- β mostra se os países ou setores de uma economia, que estão abaixo de seu estado estacionário, estão crescendo mais rápido *vis-à-vis* àqueles que estão próximo ao, ou no próprio estado estacionário. Já a convergência- σ testa a tendência de dispersão da variável produto agropecuário, através do tempo. Assim, pode-se definir convergência- σ como queda da dispersão, mensurada em termos de desvio padrão (σ_t) do *log* do PIB *per capita* da agropecuária das UFs do Brasil, no tempo t .

Ao representar σ_u^2 como a variância do *log* do produto agropecuário *per capita* da i -ésima UF, então, a dispersão de ($\log y_{i,t}$) entre as economias, definida como σ_t^2 , evolui da seguinte maneira:

$$\sigma_t^2 = (1 - \beta)^2 \cdot \sigma_{t-1}^2 + \sigma_u^2 \quad (29)$$

Considerando-se mais detidamente a equação (29) é possível tirar algumas conclusões:

- i) Se há estabilidade no crescimento em termos regionais do produto agropecuário *per capita*, então, $0 < \beta < 1$;
- ii) Se não há convergência- β , então, $\beta < 0$, o que implica dizer que a variância do produto em questão aumenta ao longo do tempo. Assim, deve se ter claro que a convergência- β é necessária para convergência- σ , conforme ressaltado por Sala-i-Martin (1996).

O valor da variância no estado estacionário é dado por:

$$(\sigma^2)^* = \frac{\sigma_u^2}{1 - (1 - \beta)^2} \quad (30)$$

A dispersão do estado estacionário decresce com β , mas cresce com variância do distúrbio, σ_u^2 . Se há convergência- β ($\beta > 0$), a σ_t^2 se aproxima do valor do estado estacionário, sendo assim,

$$\sigma_t^2 = (\sigma^2)^* + (1 - \beta)^2 \cdot [\sigma_{t-1}^2 - (\sigma^2)^*] \quad (31)$$

Desse modo, σ_t^2 pode diminuir ou aumentar dependendo se o valor inicial de σ^2 está abaixo ou acima do valor do estado estacionário.

Para testar a hipótese de convergência- σ , será utilizada a equação:

$$Var(\ln Y_t) = \psi_1 + \psi_2 tend + \varepsilon_t \quad (32)$$

em que Var é a variância, Y = produto agropecuário *per capita* da UF no ano t , $tend$ é a tendência medida em anos; e ψ_1 , ψ_2 representam, respectivamente, o intercepto da função e o coeficiente angular e ε_t é o termo de erro.

Como a equação (32) é tipicamente um modelo log-lin, então, se $\psi_2 < 0$, se espera que a variância do logaritmo do PIB da agropecuária entre as UF esteja se reduzindo ao longo do tempo. Isso significa que, nesse caso, em média, o crescimento do PIB *per capita* da agropecuária brasileira tende ao estado estacionário.

3.2. Fonte e base de dados

As fontes de informações foram o Ipea (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada) – dados macroeconômicos e regionais (Ipeadata); e o IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), tanto para a pesquisa do PIB do setor agropecuário quanto para a população rural. O PIB *per capita* do setor agropecuário brasileiro é resultante da divisão do PIB da agropecuária de cada UF pela sua respectiva população rural.

Os dados sobre o capital humano, os anos médios de escolaridade dos trabalhadores no setor agropecuário, serão obtidos através de uma compilação feita em Freitas (2004) para os anos de 1980, 1991 e 2000. Os anos de escolaridade de 1996 são obtidos em dois estágios. Primeiramente, calcula-se a taxa de crescimento anual dos anos de escolaridade de 1991 a 2000, obtida por meio da fórmula: $VP = VF(1 + i)^n$, sendo que VP é valor do ano inicial (1991) e VF é o valor do ano final (2000), i é a taxa desejada e n é o número de anos entre 1991-2000. De posse da taxa i , passa-se ao segundo estágio, que consiste em utilizar essa mesma fórmula, mas isola-se o VF . Mas, agora, $n = 7$. Os anos de escolaridade de 2004 são calculados utilizando-se o mesmo recurso, isto é, a taxa i continua sendo a mesma, mas o VP é o ano de 2000 e $n = 5$.

O período analisado teve como delimitador a disponibilidade de dados sobre a população residente rural. Os anos analisados foram 1980, 1991, 1996, 2000 e 2004 nas 27 UFs. Como os testes de convergência são realizados em termos de taxa de crescimento, a base de dados fica constituída por quatro cortes temporais, sendo que cada um desses se compõe de 27 observações referentes às UFs. Assim, o painel fica constituído por um conjunto de 108 observações.

3.3. Os modelos econométricos

Para a realização dos testes de convergência são utilizados dados em painel referentes ao produto agropecuário *per capita* das UFs. Essa modelagem em dados de painel permite contemplar a correlação contemporânea se a mesma

estiver presente na base de dados e realizar o tratamento de possíveis problemas de heterocedasticidade. Para tanto, computa-se um estimador robusto de MQG, que consiste em gerar um estimador para o componente de variância e aplicar GLS. Essas transformações estão em Greene (1997, p. 636-637).

Portanto, dois métodos de estimação com dados em painel são empregados: i) o modelo de efeitos fixos com mínimos quadrados com variáveis binárias (*LSDV*)⁸ em que as diferenças entre as UF são representadas nos termos constantes e ii) o modelo de efeitos aleatórios estimado por mínimos quadrados generalizados, que incorpora os efeitos individuais no termo de erro.

Evidentemente, as equações apresentadas na seção anterior não estão adaptadas para a estimação com dados em painel. Para isso, é preciso reespecificá-la incorporando as informações relativas às N seções cruzadas, referentes às UFs e aos T número de cortes temporais igual a quatro. As principais especificações da estrutura em painel são os modelos de efeitos fixos e aleatórios, que são testados através da estatística F , com o modelo *pooling* que, a rigor, despreza a estrutura em painel e, por essa razão, não vai ser testada no presente estudo. Contudo, o *pooling* consiste em empilhar os dados e rodá-los por mínimos quadrados ordinários. O modelo pode ser apresentado como:

$$\frac{1}{T} \log\left(\frac{y_{N,T}}{y_{N,0}}\right) = \alpha + \beta \log y_{N,0} + u_{N,T} \quad (33)$$

em que os subscritos N, T representam as UFs no ano T ; Os subscritos $N, 0$ representam as UFs no ano base α o intercepto comum para todos os N e T e o $u_{N,T}$ é o vetor de resíduos.

A formulação geral do modelo de efeitos fixos, capaz de captar apenas as contribuições particulares de cada UF no processo de convergência- β absoluta, com T constante, é dada por:

$$\frac{1}{T} \log\left(\frac{y_{N,T}}{y_{N,0}}\right) = \sum_{N=1}^j \alpha_N DUM_N + \beta \log y_{N,0} + \varepsilon_{N,T} \quad (34)$$

em que DUM_N é a variável *dummy*, a qual recebe o valor igual a 1 quando a UF em questão aparecer na série e 0 para as demais UF, α_N é o parâmetro da variável qualitativa e o subscrito j representa as UFs do Brasil.

Em relação à equação (34), cabem algumas considerações. Primeiro, a variável *DUM* capta o efeito isolado de cada UF no processo de convergência- β absoluta do PIBAGpc. Então, o sinal relativo ao parâmetro α pode ser tanto positivo quanto negativo; se for positivo indica que a taxa de crescimento do PIB da UF em questão, entre o ano base e o ano T , está contribuindo para que

⁸ Refere-se à denominação em inglês *least square dummy variable*.

a taxa de crescimento médio do produto agropecuário das UFs convergiam para um ponto de estado, ou vice-versa. Segundo, o intercepto da equação (34) foi retirado para se evitar a multicolinearidade perfeita, fenômeno estatístico conhecido como a armadilha das variáveis *dummies*.

A equação (28) representa o modelo de efeito fixo utilizado para testar a convergência- β condicional em tempo discreto. Para contemplar a estrutura de dados em painel, faz-se necessário que essa equação seja especificada como:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{N,T}}{y_{N,0}} \right) = \sum_{N=1}^j \alpha_N DUM_N + \beta \log y_{N,0} + \omega CH_{N,0} + \varepsilon_{NT} \quad (35)$$

em que *CH* representa o estoque de capital humano observada em cada UF e ω é o coeficiente associado a essa variável.

De acordo com a teoria econômica, o sinal do coeficiente ω é positivo, pois, com o incremento de estoque de capital humano, espera-se o aumento na taxa de crescimento do produto agropecuário, ou, após descontar os efeitos do capital humano, a taxa de convergência de renda reduza.

Do conteúdo teórico discutido ao longo desta seção e da anterior, permita que se apresente o conceito de meia-vida, que corresponde ao tempo necessário para que se reduza à metade a distância que separa as rendas *per capita* das UFs mais pobres e mais ricas. Matematicamente, esse conceito é especificado como:

$$MV = - \frac{\ln(2)}{\ln(1 + \lambda)} \quad (36)$$

O coeficiente λ é chamado de velocidade de convergência. A partir da equação (27) pode-se calcular λ , e este representa o tempo que levará para que a economia se aproxime do seu estado estacionário.

O modelo de efeitos fixos não considera o termo intercepto como uma variável aleatória, o que leva, naturalmente, os trabalhos empíricos a testar outras especificações da modelagem em painel, como o efeito aleatório. Assim, cada *NT* da equação (34) é uma variável aleatória representativa da população, conforme argumentado por Silva e Cruz Júnior (2004), podendo ser escrito como:

$$\alpha_{N,T} = \bar{\alpha}_{NT} + \mu_{N,T} \quad (37)$$

Ao substituir a equação (37) na equação (33), tem-se o modelo de efeitos aleatórios para o teste de convergência- β absoluta:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{N,T}}{y_{N,0}} \right) = \bar{\alpha}_N + \beta \log y_{N,0} + \nu_{N,T} \quad (38)$$

em que $\nu_{N,T}$ resulta da soma $\mu_{N,T} + \varepsilon_{N,T}$, sendo o vetor ε o erro da regressão global e μ é o erro relativo às seções cruzadas N e T ⁹.

No modelo de efeito aleatório, o intercepto α , segundo Gujarati (2006), representa o valor médio de todos os interceptos de corte transversal e o $\varepsilon_{N,T}$ representa o desvio aleatório do intercepto individual de seu valor médio. Nesse caso, não é observável, sendo conhecido como variável latente.

Ao adaptar a convergência- σ , apresentada na equação (32), para contemplar a base de dados em painel de efeitos fixos, passa a ser especificada como:

$$Var(\ln Y_{NT}) = \psi_1 + \sum_{N=1}^j \alpha_N DUM_N + \psi_2 tend + \varepsilon_i \quad (39)$$

Para o teste de convergência- β absoluta faz-se três regressões divididas por períodos, de 1980 a 2004, de 1991 a 2004 e de 1996 a 2004. Para os testes de convergência- β condicional e convergência- σ , as estimativas são realizadas considerando-se todo o período de análise (1980 a 2004), devido ao melhor ajuste da reta de regressão.

4. Resultados e Discussão

Nesta seção realiza-se uma análise comparativa do desempenho do PIB agropecuário *per capita* (PIBAGpc) dos estados brasileiros, que está apresentado na subseção 4.1. Essa análise é particularmente útil para comparar com os resultados, estimados através dos modelos de convergências, apresentados e discutidos na subseção 4.2.

4.1. Análise comparativa relativa e absoluta dos PIB agropecuários das UFs brasileiras

Como pode ser observado através das 2ª e 3ª colunas da Tabela 1, o estado de Mato Grosso do Sul possui o maior PIBAGpc, nos dois cortes temporais considerados e manteve a taxa média de crescimento anual desse produto em 2,34%. Por essa razão, a UF pode ser considerada fronteira do crescimento na agropecuária brasileira no período de 1980 a 2004.

A diferença relativa entre o PIBAGpc de Mato Grosso do Sul e das demais UFs pode ser visualizada nas 4ª e 5ª colunas da Tabela 1. Verifica-se, por exemplo, que, em 2004, os PIBAGpc's de São Paulo e Mato Grosso correspondiam a mais de 85% do obtido por aquela UF. Assim, essas duas UFs também estão muito

⁹ O erro composto $\nu_{N,T}$ assume algumas propriedades, as quais estão apresentadas e discutidas em Greene (1997).

próximas da fronteira de crescimento da agropecuária brasileira. Entretanto, em 14 UFs essa proporção não chega a 10%, retratando que a diferença de renda no setor agropecuário no Brasil ainda é muito expressiva. No entanto, será que essa diferença de renda *per capita* diminuiu de 1980 a 2004? Essa questão é enfrentada na subseção a seguir.

Tabela 1. Produto agropecuário *per capita* das UFs do Brasil (1980 a 2004)

Unidade Federativa	PIBAGp (1980) (a)	PIBAGpc (2004) (b)	$\frac{a}{\text{PIBAGpc} - \text{MS}}$ (1980)	$\frac{b}{\text{PIBAGpc} - \text{MS}}$ (2004)	Taxa crescimento média anual (80-04)
Mato Grosso do Sul	7,48	11,85	1,00	1,00	2,34
São Paulo	3,58	10,30	0,48	0,87	7,51
Rio Grande do Sul	3,56	7,30	0,48	0,62	4,20
Goiás	3,14	7,98	0,42	0,67	6,17
Minas Gerais	2,66	3,24	0,36	0,27	0,87
Paraná	2,64	7,66	0,35	0,65	7,61
Santa Catarina	2,55	5,70	0,34	0,48	4,94
Mato Grosso	2,10	11,07	0,28	0,93	17,09
Espírito Santo	2,06	1,65	0,28	0,14	-0,80
Roraima	1,80	0,59	0,24	0,05	-2,69
Rio de Janeiro	1,53	1,73	0,20	0,15	0,52
Distrito Federal	1,42	0,93	0,19	0,08	-1,38
Rondônia	1,34	1,83	0,18	0,15	1,46
Pará	1,26	2,63	0,17	0,22	4,35
Acre	1,22	0,61	0,16	0,05	-2,00
Amazonas	1,17	1,07	0,16	0,09	-0,34
Tocantins	1,11	1,03	0,15	0,09	-0,29
Amapá	1,08	2,38	0,14	0,20	4,81
Alagoas	1,08	0,53	0,14	0,04	-2,04
Bahia	1,03	1,32	0,14	0,11	1,13
Sergipe	0,90	1,70	0,12	0,14	3,56
Pernambuco	0,83	1,40	0,11	0,12	2,75
Rio Grande do Norte	0,71	0,73	0,09	0,06	0,11
Maranhão	0,68	1,10	0,09	0,09	2,47
Ceará	0,67	0,60	0,09	0,05	-0,42
Paraíba	0,61	1,14	0,08	0,10	3,48
Piauí	0,48	0,61	0,06	0,05	1,08

Notas: a) PIBAGpc = produto interno bruto agropecuário *per capita* a preços constantes em (mil) R\$ de 2000.

b) $\frac{b}{\text{PIBAGpc} - \text{MS}}$ = produto *per capita* relativo, tendo Mato Grosso do Sul como referência no setor.

Fonte: Elaboração própria a partir do Ipeadata.

4.2. Análise dos resultados estimados através dos modelos de convergência

Os Anexos A e B apresentam as estimativas do modelo de convergência- β absoluta para os painéis com efeitos fixos e aleatórios, respectivamente, para três intervalos temporais: o período como um todo (1980-2004), constituído por 108 observações; o subperíodo (1991-200), com 81 observações; e o último subperíodo (1996-2004), com 54 observações.

A escolha entre os modelos de efeitos fixos e aleatórios, equações (34) e (38), é realizada através do Teste Chow¹⁰. A hipótese nula subjacente a esse teste é a de que todos os interceptos diferenciais estimados são iguais em termos estatísticos, enquanto a hipótese alternativa considera que pelo menos um deles é diferente dos demais.

Assim, com base nos Anexos A e B, calcula-se a estatística F do Teste Chow, que é igual a 3,0544. Esse valor é superior ao crítico que é, aproximadamente, igual a 2,4, com 27 e 108 graus de liberdade e com $\alpha = 1\%$. Neste caso, rejeita-se a hipótese nula de que os coeficientes estimados para o intercepto são iguais para as UFs. Portanto, o modelo de efeitos fixos (Anexo A) é o mais apropriado, em termos estatísticos, para testar a hipótese de convergência do PIBAGpc no Brasil.

Com base nas informações apresentadas no Anexo A, pode-se constatar que em todos os períodos considerados (1980-2004, 1991-2004 e 1996-2004) os sinais dos coeficientes estimados β se mostram coerentes com o predito na teoria, isto é, negativo, e as suas razões *t* significativas em termos estatísticos com $\alpha = 1\%$. Dessa forma, os resultados das regressões indicaram relação inversa entre a variável dependente (taxa média de crescimento do PIBAGpc do ano *T* e relação ao ano base) e a independente (o logaritmo PIBAGpc ano base), ou seja, em média, a taxa de crescimento da renda *per capita* do setor agropecuário das UFs no Brasil tendem a convergir para um dado estado estacionário em todos os períodos analisados, que se refere à taxa de crescimento do PIBAGpc de Mato Grosso do Sul.

Ainda de acordo com essa modelagem, as diferenças entre as UFs podem ser capturadas pelo termo de intercepto. As magnitudes dos interceptos (Anexo A) ressaltam a importância da UF em questão para a formação do PIB agropecuário no Brasil. Nesse sentido, os estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, São Paulo e Goiás são os que mais contribuem para o crescimento do setor agropecuário brasileiro, visto que apresentaram os maiores interceptos nos três períodos analisados. No outro extremo, têm-se Alagoas, Ceará, Acre e Roraima, com interceptos negativos, retratando a pouca contribuição relativa dos mesmos para o setor em foco.

¹⁰ Compara as somas dos quadrados dos resíduos (SQR) de regressões estimadas nas formas restrita (com intercepto comum para todas as seções cruzadas) e irrestrita (com variáveis *dummies* para representar diferenças entre seções cruzadas).

Com base no Anexo A, pode-se calcular a taxa de convergência (λ) a partir do coeficiente β , cujo valor é de -0,037576. Considerando-se todo o período de análise, tem-se $T = 25$ (número de anos entre 1984-2000), pode-se calcular facilmente a velocidade da convergência (λ). Substituindo tais informações na equação (27), resulta em $\lambda = -0,1124$. Isso significa que, a cada ano, em média, a taxa de crescimento do PIBAGpc converge para um dado estado estacionário em cerca de 11% ao ano.

Essa taxa expressa uma alta velocidade de convergência, mas isso fica mais claro com o conceito de meia-vida (MV). Ao substituir o valor de λ na equação (36) chega-se a um $MV = 6$. Esse valor significa que são necessários cerca de seis anos para que se possa eliminar 50% da desigualdade entre as taxas de crescimento do PIBAGpc das UFs, em *ceteris paribus*.

Esse mesmo cálculo feito para os subperíodos (1991-2004) e (1996-2004) resulta em MV igual a 6 e 7 anos, respectivamente. Dessa forma, tanto para o período de análise como um todo, quanto para os subperíodos, nota-se que ainda são necessários cerca de seis anos, mantendo-se as condições atuais, para que se consiga reduzir as desigualdades de crescimento da renda *per capita* no setor agropecuário pela metade.

A seguir, realiza-se a estimação da convergência- β condicional, que permite a inclusão de mais variáveis no modelo de convergência para permitir captar diferenças estruturais entre as UFs. Utiliza-se, para tanto, o capital humano como fator condicionante para controlar essas diferenças entre as UFs do Brasil.

A Tabela a seguir apresenta apenas os resultados da estimação em painel dos efeitos fixos dos parâmetros β e ω da equação (35), embora a especificação dos efeitos aleatórios também tenha sido estimada. A opção por não apresentar os resultados desses efeitos se deve ao fato de o Teste Chow revelar que o modelo de efeito fixo, para o caso da convergência- β condicional – como no caso anterior, é o que proporcionou o melhor ajuste da base de dados¹¹.

Considerando-se todo período de análise (1980 a 2004), o coeficiente estimado β (Tabela 2) apresenta o sinal esperado de acordo com a teoria econômica, sendo o mesmo altamente significativo em termos estatísticos a 1% de significância. Assim, há evidências estatísticas e teóricas para afirmar que a taxa de crescimento do PIBAGpc, em cada UF, relaciona-se negativamente ao seu nível de produto inicial (ano 1980), havendo, portanto, indícios de convergência da taxa de crescimento do PIBAGpc. Assim, o crescimento econômico do setor agropecuário brasileiro de cada UF converge para seu próprio nível do estado estacionário.

Quanto à contribuição do capital humano para o processo de convergência do PIB no setor agropecuário, observa-se que este também apresenta o sinal

¹¹ Além do mais, existe a limitação natural do número de páginas impostas pelas normas da RESR.

esperado e seu teste estatístico também é significativo à $\alpha = 1\%$. Assim, com a presença do capital humano, o processo de convergência da taxa de crescimento do PIBAGpc em cada UF ocorre a uma taxa maior, indicando que, ao se aumentar o nível de educação no setor agropecuário, o processo de convergência de renda nesse setor é facilitado.

Tabela 2. Resultados do teste de convergência- β condicional (equação 35)

Coefficiente	Período 1980 a 2004
β	-0,070128
Estatística t	(-12,16139)
ω	0,051777
Estatística t	(6,345576)
SQR	(0,015408)
R^2	(0,875116)
α_{AC}	-0,026102
α_{AL}	-0,001110
α_{AM}	-0,024093
α_{AP}	-0,020221
α_{BA}	0,003904
α_{CE}	-0,010144
α_{DF}	-0,015688
α_{ES}	-0,032837
α_{GO}	-0,058083
α_{MA}	-0,026741
α_{MG}	0,020067
α_{MT}	-0,038587
α_{PA}	0,037139
α_{PB}	-0,003569
α_{PE}	0,003695
α_{PI}	-0,032566
α_{PR}	0,028355
α_{RJ}	-0,044011
α_{RN}	-0,030771
α_{RO}	-0,032981
α_{RR}	-0,056080
α_{RS}	0,055373
α_{SC}	0,007973
α_{SE}	-0,004401

Fonte: Resultados da pesquisa.

Seguindo os mesmos procedimentos adotados na estimação da convergência- β absoluta, procede-se o cálculo da velocidade de convergência. De acordo com a Tabela 2, o valor do parâmetro $\beta = -0,07013$, tendo $T = 25$, então, $\lambda > 1$. A interpretação mecânica desse resultado é que a taxa de crescimento do PIBAGpc das UFs convergem para o seu próprio estado estacionário de forma instantânea. Devido a isso, a razão MV perde a sua importância.

A diferença de resultados do conceito de meia-vida entre os modelos de convergência- β absoluta e convergência- β condicional, se deve à presença do capital humano. Essa variável influencia de forma positiva o desempenho do PIB agropecuário brasileiro, conforme evidenciado em Freitas e Bacha (2004).

As duas formas funcionais testadas até o momento sustentaram a hipótese de convergência, e na sequência, estima-se o modelo de convergência- σ . Cabe ressaltar que foram realizados testes prévios para a escolha entre os modelos de painéis de efeitos fixos e aleatórios, de acordo com o Teste Chow. Da mesma forma que nos demais casos, o modelo de efeitos fixos é o que apresentou, para o conjunto dos dados, o melhor ajuste da regressão. Pelas mesmas razões sinalizadas anteriormente, a tabela a seguir apresenta apenas os resultados da convergência- σ para o painel de efeito fixo.

Conforme ressaltado na seção 3, a convergência sigma testa a hipótese de convergência do PIB da agropecuária através da análise da dispersão. A condição suficiente para que se confirme tal hipótese é a de que o coeficiente ψ_2 da equação (39) seja negativo. No entanto, conforme é possível notar na Tabela 3, o sinal desse coeficiente é positivo. Qual a implicação teórica desse resultado? Significa que não há uma queda da dispersão do PIB nas UFs, ou, de outro modo, as variações do PIBAGpc entre as UFs não estão reduzindo ao longo do tempo. Isso sinaliza que o PIBAGpc de determinados grupos de estados tendem a crescer mais rapidamente do que a de outros grupos, provocando fortes oscilações no logaritmo dessa variável.

Dessa forma, os resultados estimados pelos testes de convergência até então realizados apontam para caminhos distintos. Os obtidos com a convergência- σ indicam não convergência de renda no setor agropecuário no Brasil, entretanto, os coeficientes estimados através dos modelos de convergências absoluta e condicional foram estatisticamente significativos e com os sinais esperados, indicando que é possível sustentar, em termos estatísticos, a hipótese de convergência.

Tabela 3. Resultados da regressão do teste de convergência- σ (equação 39)

Coefficiente	Período (1980 a 2004)
ψ_1	-0,0819
Estatística t	(-0,9553)
ψ_2	0,12610
Estatística t	(4,385683)
SQR	(9,737990)
R^2	(0,398841)
α_{AC}	0,069939
α_{AL}	-0,260618
α_{AM}	-0,044468
α_{AP}	-0,099854
α_{BA}	-0,298129
α_{CE}	-0,219737
α_{DF}	0,177040
α_{ES}	0,024461
α_{GO}	-0,037149
α_{MA}	-0,076394
α_{MG}	-0,239341
α_{MS}	0,212299
α_{MT}	0,032037
α_{PA}	-0,246379
α_{PB}	-0,249462
α_{PE}	-0,281962
α_{PI}	-0,155483
α_{PR}	-0,079812
α_{RJ}	-0,287774
α_{RN}	0,284564
α_{RO}	-0,270578
α_{RR}	0,541813
α_{RS}	-0,087747
α_{SC}	-0,051662
α_{SE}	-0,176404
α_{SP}	-0,114695
α_{TO}	-0,278098

Fonte: Resultados da pesquisa.

Esses resultados contraditórios exigem uma análise mais aprofundada dos dados da Tabela 1. Nela, é possível verificar que, para um grupo de estados, a taxa de crescimento anual foi negativa no período de 1980 a 2004, a saber: Roraima, Distrito Federal, Acre, Alagoas, Ceará, Espírito Santo, Amazonas e Tocantins. Os três últimos, em 2004, com PIB *per capita* entre R\$ 1.000,00 e R\$ 2.000,00, bem acima dos cinco primeiros. Isso significa que, ao invés de haver convergência, o que se teve para esse grupo de estados foi um comportamento contrário ao apregoado pela teoria de convergência, mas em sintonia com os resultados da convergência- σ discutidos anteriormente.

No entanto, as estimativas econométricas dos dois primeiros modelos de convergência estimados nada mais são que valores médios e, em média, é aceitável o processo de convergência do PIBAGpc, visto que vários estados brasileiros que tinham baixos PIBAGpc em 2004, como Paraíba, Maranhão, Pernambuco, Sergipe, Pará e Amapá, experimentaram expressivas taxas de crescimento anual. Além disso, os demais estados das regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste (exceto Minas Gerais) que em 2004 tinham PIBAGpc acima de R\$ 5.500,00, têm mantido expressivas taxas de crescimento.

Dessa forma, entre os 27 estados brasileiros, em oito não há indícios de convergência, pois as taxas de crescimento experimentadas pelos mesmos foram negativas, e em seis, positivas, mas inferiores a 1,2%. Porém, para 12 estados, as taxas de crescimento do PIBAGpc foram expressivas, superando, inclusive àquela obtida pelo estado de Mato Grosso do Sul. Isso pode ter contribuído para a significância estatística dos testes de convergência.

No entanto, as taxas de crescimento do PIBAGpc experimentadas pelos estados brasileiros são muito diferentes, conforme a última coluna da Tabela 1, e isso justifica a grande dispersão dessa taxa de crescimento e a manutenção da mesma ao longo do tempo, o que acabou refletindo negativamente no teste de convergência sigma para a agropecuária brasileira. Contudo, outros testes precisam ser realizados, como por exemplo, os testes de clube de convergência, que não estava no escopo do presente estudo para uma avaliação mais precisa sobre essa questão.

5. Conclusões

O presente estudo teve por objetivo testar as hipóteses de convergência absoluta, condicional e sigma das taxas de crescimento *per capita* da agropecuária dos estados brasileiros, no período de 1980 a 2004.

As estimativas do modelo de convergência- β absoluta revelaram que o sinal do coeficiente β se mostrou coerente com as expectativas *a priori*, e em termos estatístico significativo, indicando que a renda *per capita* do setor agropecuário das UFs no Brasil convergiu para um dado estado estacionário.

Além disso, verificou-se que a velocidade de convergência da renda para seu estado estacionário é muito alta, requisitando em torno de seis anos para que essa desigualdade fosse amenizada.

O segundo teste de convergência realizado foi o da convergência- β condicional – modelado com capital humano. Os resultados alcançados com o mesmo estão de acordo com a teoria econômica e os parâmetros estimados são significativos em termos estatísticos, havendo, portanto, indícios estatísticos de que o crescimento econômico do setor agropecuário brasileiro converge para seu próprio nível do estado estacionário. Nesse mesmo modelo, verificou-se que o capital humano contribuiu positivamente para a convergência da renda *per capita* nesse setor, uma vez que os efeitos positivos dessa variável contribuíram para aumentar a taxa de convergência do PIBAGpc das UFs brasileiras.

O terceiro modelo de convergência estimado foi a sigma. Os resultados alcançados, contrários aos obtidos pelos dois modelos anteriores, não permitiram sustentar a hipótese de convergência da renda *per capita* agropecuária no Brasil. Isso significa que a diferença de renda entre os estados não se reduziu ao longo do tempo, ou que determinados grupos de estados cresceram de forma mais robusta *vis-à-vis* a outros, provocando fortes oscilações no logaritmo dessa variável e isso acabou por comprometer os resultados econométricos relativos a esse modelo.

Portanto, os modelos de convergências- β absoluta e condicional indicaram, em termos estatísticos, a redução das desigualdades da renda *per capita* do setor agropecuário no Brasil. No entanto, o modelo de convergência sigma não sustentou a hipótese de convergência da renda nesse setor. Por essa razão, são recomendados novos testes, como os do modelo de clubes de convergência, uma vez que tal modelagem pressupõe que as condições iniciais das UFs sejam distintas, podendo levar à existência de múltiplos estados estacionários.

6. Referências Bibliográficas

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

ALMEIDA, M.B.; *et al.* Padrões de convergência da produtividade do trabalho nos Estados Brasileiros: uma análise desagregada para a indústria de transformação. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 29, n. 2, p. 159-174, 1998.

AZZONI, C. Economic growth and regional income inequality in Brazil. *The Annals of Regional Science*. v. 35, n.01, p.133-152, 2001.

BARRO, R.J.; SALA-i-MARTIN, X.J. Economic growth and convergence across the United States. *National Bureau of Economic Research*. Cambridge, 1990. 61p. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w3419.pdf>. Acesso em 06 jun. 2007.

BARRO, R.J.; SALA-I-MARTIN, X.J. Convergence. *The Journal of Political Economy*, Chicago, v.100, n.2, p.223-251, 1992.

BARROS, M.A.; VERGOLINO, J.R. Educação, crescimento, convergência do PIB *per capita* no nordeste do Brasil: Uma Análise Microrregional – 1970-1991. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 29, n. especial, p. 805-825, 1998.

BAUMOL, W.J. Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show. *The American Economic Review*, v.76, n.5, p.1072-1085, 1986.

CRAVO, T; SOUKIAZIS, E. O *capital humano como fator condicionante para o processo de convergência entre os estados do Brasil*, 2006. Disponível em: <http://www.bancodonordeste.gov.br/pdf>. Acesso: Acesso em 02 jan. 2007

ELLERY JUNIOR, R.; GOMES, V. *Modelo de Solow, resíduo de Solow e contabilidade do crescimento*, 2003. Disponível em: <http://www.victorgomes.com.br>. Acesso: 21/12 2006.

FERREIRA, P.C.G.; ELLERY JUNIOR, R.G. Convergência entre a renda *per-capita* dos estados brasileiros. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, v.16 n° 1, p. 83-103, 1996.

FREITAS, C.; BACHA, C. J. C. Contribuição do capital humano para o crescimento da pecuária brasileira – período de 1970 a 1996. *Revista Brasileira de Economia*, v.58 (4), p.533-557, Rio de Janeiro, 2004.

FREITAS, C.A.; BACHA, C.J.C.; FOSSATI, D.M. Avaliação do desenvolvimento do setor agropecuário no Brasil: período de 1970 a 2001. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 16, n. 1 (29), p. 111-124, 2007.

GREENE, W.H. *Econometric analysis*. 3ª ed. New Jersey: Prentice-Hall, 1997. 1075p.

GUJARATI, D. *Econometria básica*. 3ª ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 812 p.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Estatísticas* – Disponível em: <<http://www.ibge.org.br>>. Acesso em 09 de set. 2007.

IPEADATA. Instituto de Economia Aplicada. *Regional*. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em 15/09/2007.

JONES, C. I. *Introdução à teoria do crescimento econômico*. São Paulo: Campus, 1999. 192 p.

LOPES, J. L. *Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período de 1960 a 2001*. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo. Piracicaba, 2004. 208 p.

MACIEL, P.J.; ANDRADE, J.; TELES, V.K. Convergência Regional Revisada: Uma Análise do Equilíbrio Geral para o Brasil. In: Encontro Nacional de Economia, 33. *Anais*. Belo Horizonte: ANPEC, 2005.

SALA-i-MARTIN, X.J. Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence. *European Economic Review*, vol. 40(6), pages 1325-1352, 1996.

SILVA, O.M.; CRUZ JÚNIOR, J.C. Dados em painel: uma análise do modelo estático. 2004. In: SANTOS, M. L.; VIEIRA, W. C. (Coord.). *Métodos quantitativos em economia*. Viçosa: UFV, 2004. 653 p.

SILVA, S.; SILVA, M. R. Crescimento econômico nas regiões Européias: uma avaliação sobre a persistência das disparidades regionais no período 1980-95. Encontro da APDR, 6., Açores. *Anais*. Açores: APDR, 2000.

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

Anexo A. Resultados das regressões do teste de convergência- β absoluta (equação 35)

Coeficientes	Período		
	1980 a 2004	1991 a 2004	1996 a 2004
β	-0,037576	-0,040400	-0,061743
Estatística t	(-8,0211)	(-8,7557)	(-24,8776)
SQR	(0,003207)	(0,015408)	(0,003207)
R ²	(0,963937)	(0,875116)	(0,963937)
α_{AC}	-0,028610	-0,027791	-0,044731
α_{AL}	-0,019144	-0,021201	-0,028688
α_{AM}	-0,013361	-0,017973	-0,025472
α_{AP}	0,024171	0,033715	0,045241
α_{BA}	0,002307	0,005864	0,009408
α_{CE}	-0,013745	-0,016244	-0,029609
α_{DF}	0,016507	0,006561	0,014621
α_{ES}	0,024652	0,032490	0,049629
α_{GO}	0,059164	0,070782	0,110710
α_{MA}	-0,013077	-0,007298	-0,014072
α_{MG}	0,035458	0,040547	0,062543
α_{MS}	0,082251	0,092896	0,142467
α_{MT}	0,055268	0,071711	0,117020
α_{PA}	0,028417	0,029701	0,046788
α_{PB}	0,001822	0,006999	0,008624
α_{PE}	0,008163	0,012453	0,017377
α_{PI}	-0,026615	-0,023911	-0,038019
α_{PR}	0,052567	0,066249	0,103216
α_{RJ}	0,017935	0,020762	0,031678
α_{RN}	-0,020245	-0,024624	-0,046173
α_{RO}	0,014774	0,019317	0,032010
α_{RR}	-0,020933	-0,015707	-0,008553
α_{RS}	-0,028610	0,070879	0,108086
α_{SC}	-0,019144	0,061990	0,097199
α_{SE}	-0,013361	0,006419	0,005931
α_{SP}	0,024171	0,078759	0,119780
α_{TO}	0,002307	0,000156	0,001601

Fonte: Resultados da pesquisa.

Anexo B. Resultado da regressão do teste de convergência- β absoluta (equação 38)

Coeficiente	Período		
	1980 a 2004	1991 a 2004	1996 a 2004
α	0,002526	0,007397	0,005226
Estatística t	(1,74860)	(3,2980)	(2,0455)
β	0,001409	-0,002682	-0,000821
Estatística t	(0,84034)	(-1,1308)	(-0,3204)
SQR	(0,044283)	(0,025297)	(0,016134)
R ²	(0,120434)	(0,029899)	(0,020112)
α_{AC}	0,010937	-0,000275	0,000255
α_{ALS}	0,011631	-0,000864	0,000582
α_{AM}	0,003735	-0,000503	-0,001332
α_{AP}	-0,006028	0,000413	0,001123
α_{BA}	4,95E-05	-6,96E-05	8,59E-05
α_{CE}	0,003775	-0,000864	0,001455
α_{DF}	0,009534	-0,001811	0,000805
α_{ES}	0,007279	-0,000134	0,001549
α_{GO}	-0,006239	0,000829	-0,000925
α_{MA}	-0,003856	0,000338	-9,73E-06
α_{MG}	0,002289	4,74E-05	-0,000143
α_{MS}	0,001060	0,000515	-0,000248
α_{MT}	-0,015938	0,001641	-0,002474
α_{PA}	-0,005114	-0,000223	-0,000420
α_{PB}	-0,004925	-5,11E-05	0,000956
α_{PE}	-0,003372	-8,39E-05	0,000632
α_{PI}	-0,001212	-0,000128	0,000489
α_{PR}	-0,008292	0,001120	-0,001082
α_{RJ}	0,002435	-0,000273	0,000431
α_{RN}	0,001871	-0,000664	0,000589
α_{RO}	-0,000193	-2,38E-07	-0,000150
α_{RR}	0,016916	-0,000197	-0,000616
α_{RS}	-0,003339	0,000526	-0,000322
α_{SC}	-0,004900	0,000528	-0,000509
α_{SE}	-0,004887	5,58E-05	-0,000261
α_{SP}	-0,007245	0,000333	-0,000814
α_{TO}	0,004030	-0,000206	0,000355

Fonte: Resultados da pesquisa.