



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.



HÁ CONVERGÊNCIA DO PIB PER CAPITA DA AGROPECUÁRIA NO BRASIL ENTRE 1980 A 2004?

GABRIELA SPOHR; CLAILTON ATAÍDES FREITAS;

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA

SANTA MARIA - RS - BRASIL

caf@ccsh.ufsm.br

APRESENTAÇÃO ORAL

Evolução e estrutura da agropecuária no Brasil

Há Convergência do PIB per capita da agropecuária no Brasil entre 1980 a 2004?

Grupo de Pesquisa: **5 - Evolução e estrutura da agropecuária no Brasil**

Resumo: Este artigo tem como objetivo a realização dos testes de hipóteses de convergência absoluta, condicional e sigma convergência, das taxas de crescimento per capita da agropecuária dos Estados brasileiros, ao longo do período de 1980 a 2004. Esses modelos foram testados contemplando a estrutura de dados em painel. Os testes econométricos apontam um processo de convergência absoluta e quando condicionada ao capital humano a convergência torna-se mais acentuada. Contudo, as estimativas não mostram a existência de convergência sigma.

Palavras-chaves: convergência, agricultura, econometria.

Abstract This article has the objective to accomplish by the hypothesis test convergence absolut, conditional and sigma convergence of GDP growth per capita in the farming field for the brasilian states in the period of 1980 to 2004. These models were tested contemplating the structure of data in panel. The econometric tests puts forward to an absolut convergence porecess, and when conditioned to the human capital its becomes more. However, the estimates do not show the existence of sigma convergence .

Key Words: convergence, agriculture, econometrics.



1. INTRODUÇÃO

As diferenças entre países ou mesmo entre regiões dentro do mesmo país são significativas tanto em termos de renda per capita, tecnologia, acumulação de capital e capacidade de investimento, como nas definições de políticas sociais e econômicas.

Uma radiografia estanke do mundo mostraria que, em termos comparativos, existem em um extremo os países ricos com as suas economias bem estruturadas, e no outro extremo os países pobres com dificuldades de manter taxas de crescimento econômico acima do crescimento demográfico. Entre os dois extremos está a maioria dos países com suas economias em transição, os quais são predominantemente classificados como em desenvolvimento e se caracterizam por apresentar elevadas taxas de crescimento econômico, mas padecem de vários problemas na área social¹.

A questão da redução do hiato entre ricos e pobres a muito vem sendo objeto de estudo de vários pesquisadores de diferentes centros de pesquisas espalhados pelo mundo. Uma das linhas de investigação diz respeito aos testes de convergência de renda per capita entre países de diferentes níveis de desenvolvimento. A idéia central desses modelos é de que haveria um ponto de *steady-state* (estado estacionário) e todos os países ou regiões tenderiam ao mesmo nível de renda ao longo do tempo, uma vez que a taxa per capita de crescimento de um determinado país no período t relaciona-se inversamente ao seu o nível de produto inicial².

Dentre os estudos destacam-se Barro e Sala-i-Martin (1990, 1992) os quais analisaram a convergência de renda nos Estados Unidos da América; Alam (1992) realizou uma investigação empírica sobre a convergência da renda per capita dos países membros da OECD. Sala-i-Martin (1996) testa 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 há ainda Lopes (2004) que se propôs a analisar o processo de convergência de PIB per capita em termos setoriais, ou melhor, testou se havia convergência da taxa de crescimento da produção para alguns produtos agrícolas, como arroz, feijão, milho e soja.

Contudo, estudo acerca do processo de convergência da renda per capita da agropecuária entre os Estados no Brasil ainda não foi realizado. Portanto, o presente trabalho tem como objetivo contribuir com o debate, 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 de equilíbrio estável.

Para enfrentar essa problemática, delinea-se como objetivo precípua a realização de testes de convergências absoluta, condicional e sigma convergência, nos moldes dos estudos apresentados anteriormente, das taxas de crescimento per capita da agropecuária dos Estados brasileiros, ao longo do período de 1980 a 2004.

Como os dados estão esturados de forma a combinar séries temporais com *cross-section*, o que caracteriza uma estrutura de painel, os modelos serão rodados para captar os efeitos fixos e aleatórios, próprios da modelagem econométrica de dados de painel.

¹ Freitas, Bacha e Fossati (2007).

² Esta hipótese é conhecida como convergência- β , há também as hipóteses de convergência- β condicional e convergência- σ . Todas serão devidamente relatadas no decorrer do trabalho.



O trabalho está estruturado em 5 seções, sendo o primeiro contemplado por esta introdução. O conceito e inferências sobre os tipos de convergência, as implicações empíricas e teóricas, assim como, a revisão dos modelos sobre a hipótese de convergência são apresentados na seção 2. A seção 3 apresenta o referencial metodológico e é desenvolvido os modelos empíricos para testar o processo de convergência do produto agropecuário. Ainda nessa seção, tem-se a fonte de dados. Na seção 4 realizam-se as estimativas dos modelos de convergência- β , convergência- β condicional e convergência- σ . E, finalmente, a seção 5 destina-se a apresentar as conclusões do estudo.

2. ASPECTOS TEÓRICOS DA ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA

2.1 Tipos de convergência

O modelo de crescimento neoclássico, o qual implica progresso tecnológico e poupança exógena, assim como taxas de retornos decrescentes dos fatores de produção, apresenta tendência a um estado estacionário. Ou seja, se as economias em análise têm preferências e tecnologias parecidas, aquelas mais pobres apresentarão crescimento do seu PIB mais rápido vis-à-vis as mais ricas, podendo conseguindo ao longo do tempo reduzir o *gap* de desenvolvimento que existem entre elas.

Se a única diferença entre dois Estados (ou região) for o estoque inicial de produto, o paradigma neoclássico prediz que as economias pobres irão crescer mais rápido do que as ricas Sala-i-Martin (1996, apud Barros e Vergolino, 1998). Com base nessa abordagem teórica, o crescimento dos Estados mais ricos, tende a se esgotar quando não há novo 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 tempo³. Em Ellery Junior & 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 tempo⁴.

Trazendo essa abordagem para mais próxima do presente objeto de estudo, é possível admitir que a taxa de crescimento de cada Estado, em termos setoriais, varia inversamente ao nível de seu produto per capita inicial. Assim, os i-ésimos Estados que possuem a agropecuária menos competitiva ou mais pobre, tendem a apresentar taxas de crescimento acima dos Estados que estão mais próximos da fronteira (aqueles que possuem os maiores PIB's per capita da agropecuária brasileira).

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)⁵, 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 os Estados, então, o crescimento econômico de cada um deles irá convergir para seu próprio

³ Souza e Porto Junior, 2002.

⁴ Ellery Junior & Gomes (2003).

⁵ Essa visão é criticada, inicialmente, por Romer (1986) e Lucas (1988) que contestam a validade da hipótese de convergência absoluta e reabrem o debate sobre o papel da mudança tecnológica no crescimento econômico. Ver Souza e Porto Junior (2002).



nível do estado constante per capita e não para um nível comum. Esse tipo de convergência é chamada de convergência- β condicional, e pressupõe que Unidades Federativas apresentem crescimento mais rápido quanto maior for a distância em relação à sua taxa de crescimento ao longo do tempo. Essa é baseada na teoria do crescimento endógeno com rendimentos crescentes, já que contempla na função de produção a variável capital humano, que por sua natureza trata-se de um insumo não rival.

Para completar os testes de convergência tem-se a Convergência- σ (sigma), a qual testa a dispersão de renda entre os Estados. A hipótese é confirmada se o crescimento da renda per capita de um grupo de Estados apresenta convergência para uma média, indicando que as dispersões do PIB da agropecuária estariam decrescendo como tempo. Ou seja, a variância do produto agropecuário estaria declinando e convergindo para um valor comum.

2.2 Aplicações empíricas dos modelos de convergência

Existe um contraste evidente quando comparadas economias ricas em relação às economias subdesenvolvidas. As desigualdades podem referir-se aos desequilíbrios regionais, a difusão irregular da tecnologia, a estrutura econômica, ao processo de industrialização, entre outras. Como afirmam Barreto, Neto e Tebaldi (2001), tem ressurgido o interesse em questões relacionando desigualdade de renda e crescimento econômico na literatura de desenvolvimento.

Notadamente, o crescimento econômico transcorreu de maneira desigual ao longo da história, privilegiando algumas regiões em detrimento de outras. Mas, de acordo com Barros e Vergolino (1998), esse crescimento foi convergente. Os autores acrescentam que as fontes primárias mais importantes para o resultado foram a taxa de crescimento do capital, que é função da poupança regional, e o crescimento da oferta de trabalho. Essas variáveis levam as economias a um valor comum no nível de equilíbrio do produto por trabalhador.

A moderna teoria do crescimento econômico teve como pioneiros os trabalhos de Ramsey (1928), Solow (1956) e Swan (1956). Os modelos propostos desenvolveram um sistema que permitiu determinar a relação entre a acumulação de capital, a poupança e o crescimento econômico. O crescimento do produto per capita torna-se proporcional à relação capital/trabalho. No estado estacionário, o produto, o capital e o trabalho crescem todos a mesma taxa, a taxa de crescimento populacional (fator trabalho). Nesse sentido, o crescimento do produto per capita só é possível com avanços tecnológicos, dados de forma exógena ao modelo⁶.

Os modelos neoclássicos de crescimento regional enfatizam a hipótese de convergência e retorno decrescente dos fatores de produção, poupança exógena e tecnologia. Evidências sobre a redução das diferenças entre países ou regiões, ou seja, a hipótese de convergência, são inicialmente apresentadas por Baumol (1986), o qual se utiliza de uma amostra de 16 países industrializados. O autor confirmou forte processo de convergência da renda no período de 1870 a 1979. As economias que são inicialmente desenvolvidas cresceram menos, já aquelas mais pobres, cresceram mais rapidamente ao longo do período analisado.

Já Silva e Silva (2000) analisaram os níveis de desenvolvimento das regiões europeias, ao longo do período de 1980-95. e verificaram a inexistência de uma dinâmica clara de convergência de renda. Por outro lado, Alam (1992) utilizando-se de dados da produtividade

⁶ Ver trabalho de Maciel, Andrade e Teles (2005).



de 16 Estados dos EUA 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 evidências claras 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 àqueles que estão próximo ao equilíbrio do estado-estacionário. A estimativa empírica da convergência- β condicional foi de, aproximadamente, 2% ao ano.

Sala-i-Martin (1996) expande o trabalho sobre convergência apresentado por Barro e Sala-i-Martin em 1990 e 1992, para o Japão e cinco países europeus, além dos Estados Unidos, e confirma a convergência absoluta com crescimento de 2% ao ano entre a renda dessas economias.

No Brasil, vários autores realizaram estudos sobre convergência. Em todos os casos, foi encontrado evidências de convergência entre os estados brasileiros.

Ferreira e Ellery Jr (1996) verificaram a existência de convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros no período de 1970 até 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 no período 1939 a 1995. Os resultados indicam a presença dos 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 e pode-se verificar o processo de convergência do produto per capita das Regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste do país para o período que vai de 1985 a 2015.

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 nos anos de 1980 a 2000. Concluíram que a convergência anual da renda per capita ocorre a uma taxa aproximada de 5%, quando as diferenças no capital humano são controladas.

Lopes (2004) inova ao empregar o instrumental teórico de convergência para testar se os níveis de produtividade de produtos agrícolas específicos, os quais, arroz, algodão, batata, cana-de-açúcar, laranja, mandioca, soja, café, feijão, fumo, milho. Apenas seis culturas apresentaram convergência absoluta (café, cana-de-açúcar, fumo, laranja, mandioca e soja).

3. REFERENCIAL METODOLÓGICO E METODOLOGIA

3.1 O modelo de convergência- β absoluta

Recorre-se a função de produção neoclássica do tipo Cobb-Douglas para iniciar as deduções das funções econométricas que irão permitir realizar os testes de convergência. Matematicamente, a formulação mais simples de uma metafunção genérica Cobb-Douglas é dada por:

$$Y = F(K, L) \tag{01}$$



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

Trata-se de uma função de produção que apresenta retornos constantes à escala o que implica $F(\alpha K, \alpha L) = \alpha Y$, ou seja, duplicando-se os insumos, dobra-se o produto. 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 $dK/d(t)$ ou ΔK . Sendo δ a taxa de depreciação, a equação para a taxa de crescimento do capital⁷ pode ser apresentada como:

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

Como K deprecia a uma taxa exógena constante d , assim $K = dK/dt = I - \delta K$. Dessa maneira, uma quantidade constante de capital dK , em cada período t , não é utilizado.

Implicação dessa hipótese, de acordo com o modelo neoclássico, é que as possibilidades de crescimento econômico dos Estados, ou regiões mais desenvolvidos (supondo um nível tecnológico constante), tenderiam a se esgotar devido à queda na taxa de retorno (α) de novos investimentos, ao passo que as economias dos Estados menos dinâmicos, com os aportes de novos investimentos, tenderiam a crescer mais rapidamente. Se isso ocorrer de fato, haverá convergência, caso contrário, se os Estados mais desenvolvidos em termos tecnológicos sustentarem taxa de crescimento maior vis-à-vis os demais mais pobres, ocorrerá um processo de divergência.

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 per capita, e substituindo-os na equação (01), então,

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

Transformando a equação (03) em termos per capita e considerando a equação (04) resulta em:

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

Ao logaritizar e derivar em relação ao tempo o capital per capita, chega-se a:

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

Se $\Delta L/L$ é igual a n (a taxa de crescimento do trabalho) e multiplicando todos os termos da equação (06) por K/L tem-se⁸:

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

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

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

⁷ Lopes (2004).

⁸ Considerando que a trajetória de crescimento da força de trabalho (L) é dado por: $L = L_0 e^{nt}$, onde L_0 o trabalho inicial, n a taxa de crescimento do trabalho. Ao logaritizar essa equação e deriva-la com relação ao tempo, chega-se a $\Delta L/L = n$



Agora, considerando a função de produção com tecnologia pode-se especificá-la como sendo:

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

onde A é a tecnologia e α é o parâmetro da função.

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

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

onde A_0 é a tecnologia inicial e g é o parâmetro que representa a taxa de crescimento tecnológico constante exógena⁹,

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

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

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

Definindo o capital per capita em termos de tecnologia como sendo $\tilde{k} = K/AL$ 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 as taxas constantes n e g , respectivamente, e considerando a equação de acumulação de capital, como a equação (08), mas agora em termos de tecnologia chega-se a:

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

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

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

O estado estacionário pode ser definido como o ponto no tempo em que a variação do estoque de capital seja 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 a 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.

⁹ Ao logaritmizar 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, $\Delta A/A = g$.



Substituindo \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 $\tilde{y} = K/AL$, ou seja, o produto em termos de unidade efetiva de trabalho, então, é possível especificar a expressão para o PIB per capita agropecuário no estado estacionário como:

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

onde gt é constante (porque a taxa de progresso tecnológico é a mesma para todas as economias).

Retomando a função de produção Cobb-Douglas estendida para considerar a tecnologia, 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 suposição, admite-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, considerando a equação (15), e a definição $\tilde{y} = \frac{y}{A}$, após algumas simplificações obtém-se:

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

Derivando a equação acima (20) em relação ao tempo:

$$\frac{d\tilde{y}}{dt} = \alpha k^{\alpha-1} \Delta k \quad (21)$$

Considerando as equações (19) e (21), obtém-se:

$$\hat{y} = \frac{\Delta k}{k} \alpha \quad (22)$$

Substituindo a equação (22) na equação (18) tem-se a taxa de crescimento do produto agropecuário:

$$\Delta y / y = \hat{y} = g + \hat{y} \quad (23)$$

Admitindo as equações (17) e (23), considera-se a equação que descreve o comportamento do produto agropecuário em volta do estado estacionário como:

$$\hat{y} = g + (\alpha - 1)(n + g + \delta)(\log y - \log y^*) \quad (24)$$

Ou de outro modo,

$$\hat{y} = g + \lambda(\log y - \log y^*) \quad (25)$$

em que $\lambda = (1 - \alpha)(n + g + \delta)$ é a taxa de crescimento que depende 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 (25) expressa a distância que separa um *i*-ésimo Estado da fronteira. Assim, pode-se tirar as seguintes conclusões considerando a equação (25):

a) Se $(\log y - \log y^*) = 0$, o *i*-ésimo Estado se encontra em seu estado estacionário, ou seja, o produto agropecuário y , crescerá de acordo com o progresso tecnológico ($\hat{y} = g$).

b) Se $(\log y - \log y^*) < 0$, o produto do *i*-ésimo Estado está abaixo do seu nível de estado estacionário. Sendo assim, o PIB da agropecuária do Estado em questão crescerá a uma taxa maior que a do progresso tecnológico.

c) Se $(\log y - \log y^*) > 0$, o PIB da agropecuária do *i*-ésimo Estado é maior do que o seu nível de estado estacionário, ou seja, crescerá a uma taxa menor que g .

De posse da equação (25), e subtraindo $\log y_0$ dos dois lados dessa equação, resulta em uma equação representativa do modelo de crescimento do PIB da agropecuária por trabalhador efetivo, entre o período T e 0 . Dessa forma, fica determinada a distância em cada Estado do nível inicial de renda per capita agrícola e o valor do estado estacionário:

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

Ao dividirmos a equação (26) por T nos dois lados, obtém-se a equação da taxa média de crescimento do produto agropecuário, dada por:

$$\frac{1}{T}\log\left(\frac{y_T}{y_0}\right) = g + \frac{(1 - e^{\lambda T})}{T}\log y_0^* + \frac{(e^{\lambda T} - 1)}{T}\log y_0 + \varepsilon_{o,T} \quad (27)$$

onde, 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 ; $\varepsilon_{o,T}$ = é o vetor dos resíduos.

Mais didaticamente a equação (27) pode ser formalizada como:

$$\frac{1}{T}\log\left(\frac{y_T}{y_0}\right) = a + \beta \log y_0 + \varepsilon_{o,T} \quad (28)$$

onde, $g + \frac{(1 - e^{\lambda T})}{T}\log y_0^* = a$; $\frac{(e^{\lambda T} - 1)}{T} = \beta$

Os coeficientes a e β representam, respectivamente, o intercepto da função e o parâmetro de convergência a ser estimado. Se $\beta < 0$ está ocorrendo convergência do PIB no setor agropecuário, isto é, a taxa de crescimento do produto agropecuário entre o período considerado está relacionando-se negativamente com o \log do produto no período inicial. Então, nesse caso, se diz que há convergência. Já λ representa o tempo que levará para que a economia se aproxime do seu estado estacionário. Esse coeficiente (λ) é chamado de velocidade de convergência. Assim, quanto mais baixo for o valor de λ , menor será o tempo para que as Unidades da Federação se aproximem do estado estacionário, sinalizando que o processo de convergência ocorrerá mais rapidamente.

3.2 O modelo de convergência- β condicional



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 (28), 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:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_T}{y_0} \right) = a + \beta \log y_0 + \omega CH + \varepsilon_{0,T} \quad (29)$$

onde, 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 humano¹⁰ média, por Estado e ω é o coeficiente que se refere 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 neperiano do produto no período 0 seja negativo, ou seja, que β seja negativo. Para o coeficiente ω , que se refere capital humano (CH), a expectativa é um sinal positivo, pois, quanto mais anos de estudo tiver o trabalhador da agropecuária, mais facilmente as novas tecnologias serão assimiladas e assim, maiores serão as aferições obtidas com esta.

3.3 O modelo de convergência- σ

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, 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 dos Estados do Brasil, no tempo t .

Considerando a equação (27), mas aplicada para períodos discretos tem-se:

$$\frac{1}{t} \cdot \log \left[\frac{y_{i,j,0+t}}{y_{i,j,0}} \right] = a_i - (1 - e^{-\beta}) \cdot [\log(y_{i,j,0}) - g_i \cdot (t-1)] + u_{i,j,0,0+t} \quad (30)$$

onde, $a_i = a = \text{constante}$, significando que no estado estacionário o valor do produto per capita (\tilde{y}_i^*) é igual para todos os estados. μ_{it} é um distúrbio aleatório que tem média e variância σ_u^2 e é independente do $\log(y_{i,t-1})$. A tendência no tempo é definida por $g_i \cdot (t-1)$ que reflete o progresso tecnológico exógeno e é igual para todos os estados.

Se representarmos σ_u^2 como a variância do \log do produto agropecuário per capita do i -ésimo Estado, então, a dispersão de $(\log y_{i,t})$ entre as economias, definido como σ_t^2 , evolui da seguinte maneira:

$$\sigma_t^2 = (1 - \beta)^2 \cdot \sigma_{t-1}^2 + \sigma_u^2 \quad (31)$$

Considerando mais detidamente a equação (31) é possível tirar algumas conclusões: i) haverá estabilidade no crescimento, em termos estaduais, do produto agropecuário per capita se $0 < \beta < 1$; ii) se $\beta < 0$ não há convergência- β , então, a variância do produto em questão aumenta ao longo do tempo. Isto é, se não apresenta convergência- β , não apresenta

¹⁰ Variável que representa os anos médios de estudo do trabalhador na agropecuária.



convergência- σ . De outra maneira, convergência- β é necessária para convergência- σ , conforme ressaltado por Sala-i-Martin (1996).

O valor da variância no estado estacionário é dado por:

$$(\sigma^2)^* = \frac{\sigma_u^2}{1 - (1 - \beta)^2} \quad (32)$$

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,

$$\sigma_t^2 = (\sigma^2)^* + (1 - \beta)^2 \cdot [\sigma_{t-1}^2 - (\sigma^2)^*] \quad (33)$$

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 utilizado a equação:

$$Var(\ln \text{ produto agropecuária}) = \psi_1 + \psi_2 t + \varepsilon_t \quad (34)$$

onde, Var é a variância, ψ_1 é a constante e ψ_2 é o parâmetro a ser estimado, ou seja, a convergência sigma e, t é o tempo e ε_t é o termo de erro.

Espera-se que $\psi_2 > 0$, assim a variância do logaritmo do PIB da agropecuária entre os estados brasileiros está se reduzindo ao longo do tempo.

3.4 Especificando os modelos de convergência na estrutura própria de dados de painel

Para a realização dos testes de convergência são utilizados dados em painel referentes ao produto agropecuário per capita das Unidades de Federação. A regressão de dados em painel considera simultaneamente, em um único modelo estatístico, dados de um conjunto de estados (*cross-sections*) em repetidas observações.

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, o qual consiste em gerar um estimador para o componente de variância e aplicar GLS. Essas transformações estão em Greene (1997, p. 636 e 637).

Portanto, três métodos de estimação com dados em painel são empregados: regressão com *pooling*, ou modelo restrito, em que os coeficientes são comuns a todas as Unidades da Federação (UF); o modelo de efeitos fixos com mínimos quadrados com variáveis binárias (*LSDV*)¹¹ em que as diferenças entre as UF são representadas nos termos constantes e o modelo de efeitos aleatórios estimado por mínimos quadrados generalizados, o qual incorpora os efeitos individuais no termo de erro.

Evidentemente as equações apresentadas anteriormente não estão adaptadas para a estimação com dados em painel. Para isso, é preciso reespecificá-la incorporando as informações relativas às N seções cruzadas e os T observações da série temporal. As principais especificações da estrutura em painel são os modelos de efeitos fixos e aleatórios, os quais são testados através da estatística F, com o modelo *Pooling* que a rigor despreza a estrutura em painel, por não contemplar o problema de correlação contemporânea entre as seções cruzadas e autocorrelação da série temporal. A especificação *pooling* consiste em

¹¹ Refere-se à denominação em inglês *least square dummy variable*.



empilhar os dados e rodá-los por mínimos quadrados ordinários, o modelo pode ser apresentado como:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{it}}{y_{i,0}} \right) = a + \beta \log y_{i,0} \quad (35)$$

onde a representa o intercepto comum para todos os N e T .

A formulação geral do modelo de efeitos fixos para captar apenas as diferenças entre os Estados (N), mantendo T constante é dada por:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \sum_{j=1}^N \beta_{1j} D_{jt} + \beta \log y_{i,0} + \varepsilon_{it} \quad (36)$$

Como se pode notar, o intercepto da equação (36) foi retirado para se evitar a multicolinearidade perfeita, fenômeno estatístico conhecido como a armadilha das variáveis *dummies*. Ademais, pressupõe-se que o vetor de resíduo ε_{it} seja aleatoriamente distribuído, com média zero e variância constante.

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 it da equação (36) é uma variável aleatória representativa de uma população maior, conforme argumentado por Silva e Cruz Júnior (2004), podendo ser escrito como:

$$a_{it} = \bar{a}_i + \mu_i \quad (37)$$

Ao substituir a equação (37) na equação (35), tem-se o modelo de efeitos aleatórios:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \bar{a}_i + \beta \log y_{i,0} + v_{it} \quad (38)$$

onde v_{it} resulta da soma $\mu_i + \varepsilon_{it}$, sendo o vetor de resíduo ε_{it} é o erro da regressão global e μ_i é o erro relativo às seções cruzadas N e T^{12} .

No modelo de efeito aleatório, ou modelo de correlação de erro (devido ao erro composto v_{it}), o intercepto a , segundo Gujarati (2006), representa o valor médio de todos os interceptos de corte transversal e o ε_i representa o desvio aleatório do intercepto individual de seu valor médio. Nesse caso, não é observável, sendo conhecido como variável latente.

Já o modelo de efeitos fixos para convergência- β condicional é dado pela equação:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = \sum_{j=1}^N \beta_{1j} D_{jt} + \beta \log y_{i,0} + \omega CH_{i,0} + \varepsilon_{it} \quad (39)$$

onde CH representa o estoque de capital humano observada nas UF e para o coeficiente ω espera-se que o sinal seja positivo expressando assim a importância da variável capital humano sobre o processo de convergência.

Para a 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 a convergência- β condicional apenas

¹² O erro composto v_{it} assume algumas propriedades, as quais estão apresentadas e discutidas em Greene(1997). Aqui, assume-se que v_{it} é homocedástico e que não há correlação contemporânea.



uma regressão será estimada para o período de 1980 a 2000 e para o teste de convergência- σ o período de 1980 a 2004 devido à deficiência em dados. Ao todo a base de dados será composta por 80 observações.

Adotam-se os seguintes passos: os dados coletados no IPEADATA, após organizados e sistematizados em planilhas Excel; utiliza-se o *software* EVIEWS 3.1 para realização da análise dos dados em painel; analisa-se os resultados obtidos.

3.5 Fonte de dados

As principais fontes de informações foram o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – dados macroeconômicos e regionais (IPEADATA) e o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), tanto para a pesquisa do PIB do setor agropecuário como para a população habitada na zona rural.

O PIB do setor agropecuário é representado em mil e deflacionado implicitamente do PIB nacional. A população residente rural é dada em habitantes.

O período analisado teve como delimitador a disponibilidades de dados sobre a população residente rural. Os anos analisados serão 1980, 1991, 1996, 2000 e 2004. Dividindo os dados do PIB da agropecuária pela população rural, obtém-se o PIB per capita do setor agropecuário.

Os dados sobre a proxy de 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.

4. TESTE DA HIPÓTESE DE CONVERGÊNCIA DO PIB PER CAPITA DO SETOR AGROPECUÁRIO BRASILEIRO

A Tabela 1 apresenta os resultados da convergência- β absoluta, para os modelos restritos, fixo e aleatório.

Tabela 1 – Resultado da regressão do teste de convergência- β absoluta.

Modelo	Coeficiente	Período		
		1980 a 2004	1991 a 2004	1996 a 2004
Modelo Restrito (Equação 35)	a	0,003775	0,007254	0,005391
	t	(1,8592)	(3,3311)	(2,0268)
	β	-0,001990	-0,002298	-0,001184
	t	(-0,8766)	(-0,9934)	(-0,4450)
	β	-0,037576	-0,040400	-0,061743
Efeitos Fixos Equação (36)	t	(-8,0211)	(-8,7557)	(-24,8776)
	Acre	-0,028610	-0,027791	-0,044731
	Alagoas	-0,019144	-0,021201	-0,028688
	Amazonas	-0,013361	-0,017973	-0,025472
	Amapá	0,024171	0,033715	0,045241
	Bahia	0,002307	0,005864	0,009408
	Ceará	-0,013745	-0,016244	-0,029609
	Distrito Federal	0,016507	0,006561	0,014621

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

	Espírito Santo	0.024652	0.032490	0.049629
	Goiás	0.059164	0.070782	0.110710
	Maranhão	-0.013077	-0.007298	-0.014072
	Minas Gerais	0.035458	0.040547	0.062543
	Mato Grosso do Sul	0.082251	0.092896	0.142467
	Mato Grosso	0.055268	0.071711	0.117020
	Pará	0.028417	0.029701	0.046788
	Paraíba	0.001822	0.006999	0.008624
	Pernambuco	0.008163	0.012453	0.017377
	Piauí	-0.026615	-0.023911	-0.038019
	Paraná	0.052567	0.066249	0.103216
	Rio de Janeiro	0.017935	0.020762	0.031678
	Rio Grande do Norte	-0.020245	-0.024624	-0.046173
	Rondônia	0.014774	0.019317	0.032010
	Roraima	-0.020933	-0.015707	-0.008553
	Rio Grande do Sul	-0.028610	0.070879	0.108086
	Santa Catarina	-0.019144	0.061990	0.097199
	Sergipe	-0.013361	0.006419	0.005931
	São Paulo	0.024171	0.078759	0.119780
	Tocantins	0.002307	0.000156	0.001601
	<i>a</i>	0.002526	0.007397	0.005226
Efeitos	<i>t</i>	(1.74860)	(3,2980)	(2,0455)
Aleatórios	<i>β</i>	0,001409	-0,002682	-0,000821
(Equação 38)	<i>T</i>	(0,84034)	(-1,1308)	(-0,3204)
	Acre	0.010937	-0.000275	0.000255
	Alagoas	0.011631	-0.000864	0.000582
	Amazonas	0.003735	-0.000503	-0.001332
	Amapá	-0.006028	0.000413	0.001123
	Bahia	4.95E-05	-6.96E-05	8.59E-05
	Ceará	0.003775	-0.000864	0.001455
	Distrito Federal	0.009534	-0.001811	0.000805
	Espírito Santo	0.007279	-0.000134	0.001549
	Goiás	-0.006239	0.000829	-0.000925
	Maranhão	-0.003856	0.000338	-9.73E-06
	Minas Gerais	0.002289	4.74E-05	-0.000143
	Mato Grosso do Sul	0.001060	0.000515	-0.000248



Mato Grosso	-0.015938	0.001641	-0.002474
Pará	-0.005114	-0.000223	-0.000420
Paraíba	-0.004925	-5.11E-05	0.000956
Pernambuco	-0.003372	-8.39E-05	0.000632
Piauí	-0.001212	-0.000128	0.000489
Paraná	-0.008292	0.001120	-0.001082
Rio de Janeiro	0.002435	-0.000273	0.000431
Rio Grande do Norte	0.001871	-0.000664	0.000589
Rondônia	-0.000193	-2.38E-07	-0.000150
Roraima	0.016916	-0.000197	-0.000616
Rio Grande do Sul	-0.003339	0.000526	-0.000322
Santa Catarina	-0.004900	0.000528	-0.000509
Sergipe	-0.004887	5.58E-05	-0.000261
São Paulo	-0.007245	0.000333	-0.000814
Tocantins	0.004030	-0.000206	0.000355

Fonte: Compilação própria a partir dos resultados das regressões estimadas.

Com base nas informações disponível na Tabela (1), realizou-se o teste Chow¹³ para verificar qual modelo é mais apropriado para a hipótese de convergência- β absoluta do PIB agropecuário no Brasil. A hipótese nula a ser testada é a de que todos os parâmetros de intercepto estimados são iguais, enquanto a hipótese alternativa considera que pelo menos um deles é diferente dos demais.

A estatística F, quando comparado o modelo restrito e o modelo de efeitos aleatórios, é de (0,3506) que é menor que o valor tabelado (1,61), com 26 e 80 graus de liberdade. Ou seja, o modelo restrito correspondente a equação (35) é preferível ao modelo de efeitos aleatórios.

Quando comparados o modelo restrito e o modelo de efeitos fixos, equação (35), através do Teste Chow, o valor calculado para a estatística F foi de 3,0544, sendo superior ao valor crítico(1,61), com 26 e 80 graus de liberdade. Neste caso, rejeita-se a hipótese nula, de que os coeficientes estimados para o intercepto são iguais para todos os Estados. Portanto, o modelo de efeitos fixos é utilizado para testar a hipótese de convergência do PIB da agropecuária dos estados brasileiros.

Verificando os resultados do modelo de efeitos fixos na Tabela 1, pode-se constatar que em todos os períodos o sinal do coeficiente estimado β se mostra coerente com o predito na teoria, isto é, negativo e os t foram significativos para todos os períodos. Assim, os resultados da estatística de regressão indicam relação inversa entre a taxa média de crescimento e o logaritmo PIB agropecuária per capita inicial, ou seja, em média, a renda per capita do setor agropecuário das UF no Brasil está convergindo para um dado estado estacionário.

¹³ 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).

De acordo com a modelagem proposta de efeitos fixos as diferenças entre as UF podem ser capturadas pelo termo de intercepto, onde cada Estado apresenta um intercepto, mas é constante ao longo do tempo. De acordo com a Tabela 1, as Unidades da Federação como Mato Grosso do Sul, São Paulo e Rio Grande do Sul apresentaram os maiores interceptos, ou seja, para estes Estados o crescimento do produto agropecuário é mais significativo vis-à-vis aos demais Estados.

Assim como Lopes (2004), que observou a existência de convergência da produtividade da terra em seis (café, cana-de-açúcar, fumo, laranja, mandioca e soja) das onze culturas estudadas, os resultados obtidos com o modelo de efeito fixo confirmam o processo de convergência absoluta.

A partir da estimativa de β pode-se calcular a velocidade de convergência, definida por λ na equação (38). No modelo de efeitos fixos, o valor do coeficiente β é de (-0,037576), assumindo que o número de anos (T) é 25 (de 1980 a 2004)¹⁴, obtém-se $\lambda = -0,11214$ por ano, ou seja, cerca de 11% da diferença entre y_0 (produto agropecuário inicial) e y^*_T (nível de produto máximo ou de estado estacionário) desaparecerá a cada ano.

Admitindo que as conclusões convergência- β absoluta são fracas, novos testes são realizados utilizando-se a convergência- β condicional, a qual pressupõe que cada estado converge para seu próprio estado estacionário. Utiliza-se o capital humano como fator condicionante para controlar adequadamente as diferenças estruturais entre as UF do Brasil.

Na Tabela 2 são apresentados os resultados da estimação em painel dos parâmetros β e ω da equação (39), utilizando os efeitos fixos para a convergência- β condicional.

Tabela 2 – Teste de Convergência- β Condicional - Equação (39)

Regressores	Estimativas
β	-0,070128
t	(-9,6883)
ω	0,051777
T	(4,7268)

Fonte: Compilação própria a partir dos resultados da regressão estimada.

No período¹⁵ de 1980 a 2000 o coeficiente estimado β apresenta o sinal esperado e seu teste estatístico é estatisticamente significativo. Quanto a contribuição do capital humano para o processo de convergência do PIB no setor agropecuário, observa-se que este também apresentou sinal esperado e seu teste estatístico foi significativo. A convergência- β condicionada ao capital humano é maior que a convergência- β absoluta.

Conforme já ressaltado, convergência sigma testa a hipótese de convergência do PIB da agropecuária através da análise da dispersão. Realizando o teste Chow, opta-se pelo modelo restrito, diferente da análise para a convergência absoluta e convergência condicionada ao capital humano (que, utilizam o modelo de efeito fixo), cujos os resultados estão na tabela a seguir.

Tabela 3 – Teste da convergência- σ para o período de 1980 a 2004 – Equação (34)

Regressores	Estimativas
ψ_1	-0,0819

¹⁴ Faz-se a análise para os anos de 1980 a 2004 pois representam o maior período.

¹⁵ Analisa-se somente o período de 1980 a 2004 devida a deficiência de dados.

t	(-0,9553)
ψ_2	0,1261
t	(4,0240)

Fonte: Compilação própria a partir dos resultados das regressão estimada.

A condição suficiente para que se confirme a convergência- σ é a de que o coeficiente ψ_2 da equação (34) seja negativo, ou seja, $\psi_2 < 0$ (Lopes, 2004). Mas, de acordo com a Tabela 4, observa-se que o sinal do coeficiente ψ_2 é positivo, implicando que não há uma queda da dispersão do PIB nas unidades federativas.

5. CONCLUSÃO

Neste trabalho testou-se a convergência do PIB per capita na agropecuária das Unidades Federativas do Brasil através dos modelos de convergência absoluta, convergência condicional e convergência sigma. O estudo investiga se as taxas de crescimento do setor agropecuário verificadas nos estados brasileiros entre 1980 e 2004 estão convergindo ou não para um ponto de equilíbrio estável. Para testar a hipótese de convergência do produto no setor agropecuário, desenvolveu-se um modelo resultando na equação que relaciona a taxa de crescimento e o produto inicial agropecuário entre os estados brasileiros. A metodologia de dados em painel foi utilizada pelas características da base de dados.

Foram estimados três modelos que utilizam dados em painel (modelo restrito, modelo de efeitos fixos e modelo de efeitos aleatórios), e, a partir do teste Chow, foram comparadas as regressões estimadas e aceitou-se as estimativas obtidas pelo modelo de efeitos fixos, ou seja, os interceptos são diferentes para cada Estado. O sinal negativo para a variável do produto agropecuário inicial, para a convergência- β , confirma a hipótese de convergência- β indicando assim, que as desigualdades no setor estão diminuindo.

Os testes econométricos apontam um processo mais acelerado de convergência quando condicionada ao capital humano, na qual cada economia se aproximam do seu estado estacionário mais rapidamente quanto mais distante se encontrar dele. Este resultado pode ser explicado pelo fato de que esses Estados possuem estrutura econômica distinta e, por consequência, irão convergir para o mesmo ponto aquelas economias que possuem parâmetros semelhantes. Esta é a essência da idéia da formação de clubes de convergência, que poderá ser abrangida em outro trabalho, assim como a hipótese de convergência do produto agropecuário por regiões.

Os resultados não mostram a existência de convergência sigma, a qual analisa a dispersão do logaritmo do produto per capita relativa entre os Estados. Ou seja, a variância do produto agropecuário nos estados brasileiros não está declinando.

Com isso, conclui-se que as desigualdades econômicas do setor agropecuário no Brasil estão diminuindo e que o capital humano tem papel ativo. Assim, os resultados encontrados confirmam a importância de investimentos no capital humano para o crescimento e desenvolvimento da agropecuária e da economia nacional.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALAM, M.S. Convergence in Developed Countries: An Empirical Investigation. **Review of World Economics**, 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, abr./1998.



- AZZONI, C. Economic Growth and Regional Income Inequality in Brazil. **The Annals of Regional Science**. v. 35, pp. 133-152, 2001.
- BACHA, E.L. et al. **A Transição Incompleta: Brasil desde 1945**. Rio de Janeiro, 1986.
- BACHA, C.J.C.; ROCHA, M. T. **Aumenta a Participação da Agropecuária no PIB Brasileiro**. 1997.
- BARCELOS, F.H.G. A CEPAL, O Desenvolvimento e a Questão Agrária no Brasil (1950-1964). **X Encontro Regional de História – ANPUH-RJ**, 2002.
- BARRETO, F.A.F.D.; NETO, P.J.M.; TEBALDI, E. Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico no Nordeste Brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, n. Especial p. 842-859, nov./2001
- BARRO, R.J.; SALA-i-MARTIN, X.J. Economic Growth and Convergence Across the United States. **National Bureau of Economic Research**. Aug./1990.
- BARRO, R.J.; SALA-I-MARTIN, X.J. Convergence. **The Journal of Political Economy**, Volume 100, Issue 2, 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, jul./1998.
- BAUMOL, W.J. **Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show**. December, 1986.
- BIDERMAN, C. **Distribuição Regional do Crédito Bancário e Convergência no Crescimento Estadual Brasileiro**. ANPEC, 2004.
- BONELLI, R. **Impactos Econômicos e Sociais de Longo Prazo da Expansão Agropecuária no Brasil: Revolução Invisível e Inclusão Social**. Relatório de pesquisa realizado para a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa), mai./2001.
- CASHIN, P. Economic Growth and Convergence Across the Seven Colonies of Australasia: 1861-1991. **The Economic Society of Australia**, 1995.
- CARVALHO JUNIOR, C. V.; PESSOTI, G.C.; PEREIRA, I.G.A. Panorama da Economia Baiana Sob a Ótica do PIB 1975/2000. Dez anos de economia baiana. Salvador: **Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais da Bahia**, 2002.
- CORRÊA, S. T.; COUTO, E. P. A História do Algodão no Brasil e seu Desenvolvimento no Estado do Mato Grosso, o Atual Maior Produtor do País. 2001.CRAVO, T.; SOUKIAZIS, E. **O Capital Humano Como Fator Condicionante Para o Processo de Convergência entre os Estados do Brasil**. 2006
- DIAS, G.L.S.; AMARAL, C.M. Mudanças Estruturais na Agricultura Brasileira: 1980-1998. **Red de Desarrollo Agropecuario**. Santiago de Chile, enero de 2001.
- DUARTE, A. **Crescimento e Flutuações**. FEUC 2002-2003, 2004.ELLERY JUNIOR, R.; GOMES. V. **Modelo de Solow, Resíduo de Solow e Contabilidade do Crescimento**. Mar./2003.
- FERREIRA. P.C.G.; ELLERY JUNIOR. R.G. Convergência entre a renda *per-capita* dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, v.16 n° 1, pp. 83-103,abr./1996.
- FREITAS, R. E.; ALVES, P. F. Da Frente para Trás: Prestação de Serviços à Agropecuária e Especialização Regional no Brasil. **Texto para Discussão** n. 1215, Brasília, 2006.
- FREITAS, C.A.; BACHA, C. J. C. Análise do crescimento desigual do setor agropecuário brasileiro em termos de produtos e estados, período de 1970 a 1996. In: CONGRESSO



- BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, XL, Passo Fundo, 2002. *Anais...* Brasília, 1998.
- 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, abr./2007.
- GASQUES, J.C.; BASTOS, E.T. Crescimento da Agricultura. **Boletim de Conjuntura**, 2003.
- GASQUES, J.G.; CONCEICAO, J.C.P.R. Crescimento e Produtividade da Agricultura Brasileira, **Texto para Discussão n. 502**, Jul./1997.
- GASQUES, J.C.; REZENDE, G.C.; VILLA VERDE, C.M.; SALERNO, N.S.; CONCEICAO, J.C.P.R.; CARVALHO, J.C.S. Desempenho e Crescimento do Agronegócio no Brasil. **Texto para Discussão n. 1009**, Brasília, 2004.
- GASQUES, J.G.; VILLA VERDE, C.M. Crescimento da Agricultura Brasileira e Política Agrícola nos Anos Oitenta, **Texto para Discussão n. 204**, 1990.
- GONÇALVES, J.S. Crescimento do Produto e Conteúdo da Produtividade Agropecuária Brasileira no Período de 1975 a 2003. **Informações Econômicas**, SP, 2007.
- GREENE, W.H. **Econometric Analysis**. New Jersey. Prentice-Hall, e ed., 1997.
- GROLI, P. A.; OLIVEIRA, C.A.; JACINTO, P.A. Crescimento Econômico e Convergência com a Utilização de Regressões Qualitativas: Um Estudo para os Municípios do Rio Grande do Sul (1970-2001). III Encontro de Economia Gaúcha, **Anais ...Porto Alegre**, 2006.
- IBGE – Disponível em: <<http://www.ibge.org.br>>. Acesso em 09/09/2007.
- IPEADATA – 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.
- LOPES.J.L. **Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período de 1960 a 2001**. Piracicaba, 2004. 208 p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- MACIEL, P.J.; ANDRADE, J.; TELES, V.K. Convergência Regional Revisada: Uma Análise do Equilíbrio Geral para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. **Anais**. Belo Horizonte: ANPEC, 2005.
- MAFILLI, D.W. **Estudo da Rentabilidade Bancária no Brasil no Período de 1999 a 2005**. Minas Gerais, 2007. Dissertação (Mestrado) – Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração da Faculdade de Ciências Econômicas Universidade Federal de Minas Gerais.
- MAGALHAES, A. M. Clubes de convergência no Brasil: uma abordagem com correção espacial. **Anais da ANPEC**. Salvador, 2001.
- MARQUES, L.D. Modelos Dinâmicos com Dados em Painel: Revisão de Literatura. Faculdade de Economia do Porto, 2000.
- MENEZES, T.A.; AZZONI, C. R. **Convergência de Salários entre as Regiões Metropolitanas Brasileiras: Custo de Vida e Aspectos de Demanda e Oferta de Trabalho**. 2006.
- NETO, P.A.N. **Expectativa, Confiança e Investimento: Um Estudo para o Brasil**. Minas Gerais, 2005. Dissertação (Mestrado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas Universidade Federal de Minas Gerais.
- OLIVEIRA, V.H. Crescimento Econômico e Equidade Social nos Municípios Cearenses: Uma Evidência Empírica entre 1991 e 2000. **2º Encontro de Economia do Ceará**, 2006



- OREIRO, J.L. **Progresso Tecnológico, Crescimento econômico e as Diferenças Internacionais nas Taxas de Crescimento da Renda per capita.** Uma Crítica aos Modelos Neoclássicos de Crescimento, 1999.
- PEREIRA, A.S. **Uma Análise do Capital Humano e Crescimento Econômico Brasileiro no Período de 1970-2001.** Porto Alegre, 2004.
- REBEIRO, S.W. Desempenho do Setor Agrícola, Década 1960/70. **IPEA**, Series Estudos para o Planejamento, Brasília, 1973.
- SALA-i-MARTIN, X.J. Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence. **European Economic Review**, 1996.
- SANTOS, J.M. **Convergência Versus Divergência das Rendas Per Capita: Uma Aplicação da Teoria do Crescimento Econômico na Mesorregião Noroeste Rio-Grandense – 1996/1998.** Passo Fundo, dez./2001.
- SILVA, O.M.; CRUZ JÚNIOR, J.C. Dados em Painel: uma análise do modelo estático, 2004.
- SILVA, S.; SILVA, M.R. Crescimento Econômico nas Regiões Europeias: Uma Avaliação sobre a Persistência das Disparidades Regionais no Período 1980-95. **VI Encontro da APDR**, Açores, 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, 2002.