

TESTE DA CONVERGÊNCIA DO PIB *PER CAPITA* DA AGROPECUÁRIA NO BRASIL: COMENTÁRIOS E CONTRIBUIÇÕES

Christiano Penna (UFC – Campus Sobral)
Fabrício Linhares - (CAEN / UFC)

Resumo: O presente trabalho discute a controvérsia entre os testes de β e σ – convergência dos PIBs agropecuários *per capita*, a qual foi recentemente apresentada por SPOHR e FREITAS (RESR, vol. 49, nº 02, p. 341-368, abr/jun 2011). Aqui se argumenta que esta contradição possivelmente advém de não-linearidades no processo de convergência, o que pode caracterizar a formação de clubes de convergência. O teste da β – convergência é refeito de modo mais rigoroso, de acordo com a metodologia proposta em CASELLI, ESQUIVEL e LEFORT (1996) e, posteriormente, a formação de clubes de convergência é testada através da metodologia proposta em PHILLIPS e SUL (2007), a qual tem a vantagem de acomodar diversos tipos de heterogeneidade. A formação de três clubes de convergência é constatada e se esclarece a contradição anteriormente reportada.

Abstract: This paper discusses the controversy between the convergence tests of per capita agricultural GDP, which was recently presented by SPOHR and FREITAS (RESR, vol.49, No. 02, p. 341-368, April / June 2011). Here it is argued that this contradiction probably arises from nonlinearities in the convergence process, which can characterize the formation of convergence clubs. The convergence test is redone in a more rigorous way, according to the methodology proposed in CASELLI, ESQUIVEL and LEFORT (1996) and subsequently the formation of convergence clubs is tested using the methodology proposed in PHILLIPS and SUL (2007), which has the advantage of accommodating various types of heterogeneity. The formation of three convergence clubs is confirmed and the contradiction previously reported is clarified.

1 – INTRODUÇÃO:

Testes de hipótese com base em diferentes abordagens podem se tornar contraditórios, o que gera uma vantagem em termos acadêmicos e uma desvantagem em termos de políticas públicas. A vantagem vem do fato de que se abre espaço para novas indagações, novas propostas e, conseqüentemente, novas pesquisas. Por outro lado, se determinada hipótese for capaz de influenciar a tomada de decisão no âmbito das políticas públicas, então contradições podem impor um alto custo aos gestores e planejadores, pois os mesmos passam a não ter certeza sobre qual política, dentre um conjunto de políticas excludentes, seria a mais eficaz e efetiva.

SPOHR e FREITAS (2011) apresentaram recentemente nesta revista (RESR, vol. 49, nº 02, p. 341-368, abr/jun 2011) testes da hipótese da convergência do PIB agropecuário *per capita* (*PIBAG_{pc}*) em termos de σ e β – convergência absoluta e condicional. Estes dois conceitos têm seus alicerces na teoria neoclássica de crescimento e sugerem que: quando a dispersão da renda real *per capita* entre um grupo de economias se reduz ao longo do tempo, diz-se que ocorre σ – convergência e, quando a correlação parcial entre a taxa de crescimento da renda real *per capita* e o nível de renda real inicial é negativo, diz-se que há β – convergência; se esta correlação negativa for não-condicionada a características estruturais comuns entre as economias, diz-se que a β – convergência ocorre em termos absolutos, já se a correlação for condicionada a tais características, diz-se que há β – convergência condicional.¹

Os autores relatam que os testes da β – convergência, tanto absoluta quanto condicional, suportam a hipótese de convergência, entretanto, o teste com base na σ – convergência conduzido pelos autores contradiz tal hipótese. A controvérsia entre estes testes motiva novas pesquisas científicas e uma delas, como sugerem os autores, é a de que se adentre na questão de clubes de convergência. Este é o ponto positivo do trabalho dos autores. Contudo, o gestor de políticas públicas que analisa tal estudo parece ficar de mãos atadas em relação ao rumo de que política seguir.

Em termos de políticas públicas, se os *PIBAG_{pc}* dos estados vêm convergindo ao longo do tempo, têm-se indícios de que possíveis desarmonias (em termos de eficiência relativa entre os estados) vêm se auto-ajustando. Isto sugere que não há necessidade de nenhum tipo de intervenção por parte do poder público, pois os *PIBAG_{pc}* estariam se tornando naturalmente mais equânimes no longo prazo. De outro modo, se a hipótese da convergência é violada, então seria necessário estudar maneiras de se direcionar recursos para os estados com crescimento lento ou estagnado, sem que se prejudique o grupo de estados mais eficientes, de forma que se alavanque o crescimento econômico agregado e se contribua para o bem-estar geral da nação.

Torna-se evidente, então, que é fundamental para os gestores e planejadores de políticas que se obtenha uma resposta rápida e satisfatória em relação ao que vêm ocorrendo em termos de convergência dos *PIBAG_{pc}* estaduais. Para tanto, o presente trabalho busca preencher algumas lacunas teóricas e empíricas deixadas em aberto no trabalho de SPOHR e FREITAS (2011) – daqui em diante S&F (2011) –, assim como dar uma resposta aceitável aos gestores públicos do que vem, de fato, ocorrendo em relação ao processo de convergência dos *PIBAG_{pc}* estaduais brasileiros. Isto é feito a partir de uma análise teórico-empírica inicial que revela que, havendo não-linearidades e formação de clubes de convergência, então os testes de σ e β – convergência tornam-se necessariamente contraditórios. Posteriormente, discutem-se estimadores para dados em painel mais apropriados dos que os utilizados em

¹ Todas estas questões são muito bem expostas e discutidas em Spohr e Freitas (2011). Havendo necessidade, o leitor pode se remeter ao referido trabalho.

S&F (2011); estimadores do tipo são discutidos em ISLAM (1995), CASELLI, ESQUIVEL e LEFORT (1996) e BOND, HOEFFLER e TEMPLE (2001). Em seguida, se introduz a metodologia de PHILLIPS e SUL (2007), que é uma abordagem de séries temporais capaz de identificar clubes de convergência sobre o pressuposto de diversos tipos de heterogeneidade. Esta metodologia é capaz de absorver uma série de particularidades associadas à realidade da agropecuária brasileira, o que a torna bastante atrativa. Na quinta seção são apresentados os dados e os resultados da pesquisa empírica e na sexta seção são feitos os comentários finais.

2 – β & σ – CONVERGÊNCIA FRENTE À FORMAÇÃO DE CLUBES

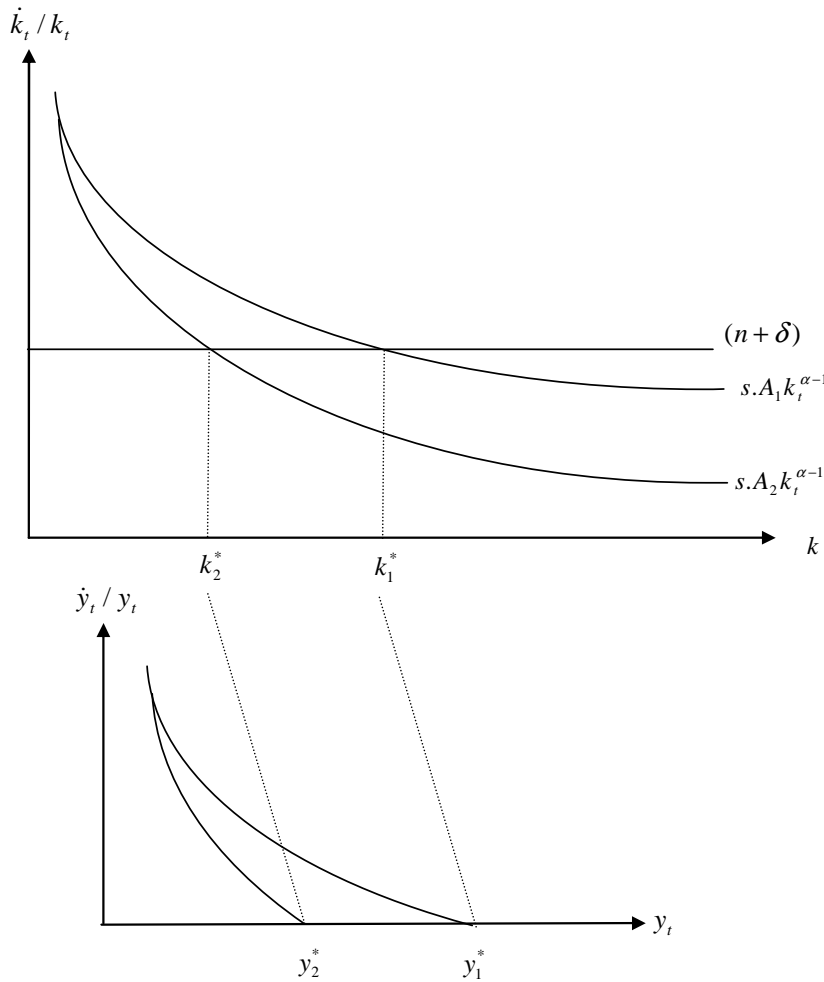
S&F (2011) ressaltam, assim como BARRO e SALA-I-MARTIN (1991), que a β – convergência é uma condição necessária para que ocorra σ – convergência. Deve-se ressaltar, entretanto, que esta condição não é suficiente para a segunda, ou seja, $\sigma \Rightarrow \beta$. Dificilmente se teria argumentos teóricos ou empíricos que questionassem esta relação. A “volta”, entretanto, é que parece esclarecer a possível contradição encontrada na análise de S&F (2011), pois, sob um arcabouço não-linear onde se tenha a formação de clubes de convergência, a hipótese de que a β – convergência implica em σ – convergência tende a ser violada.

Um exemplo analítico com base na dinâmica de transição elucidada esta questão. Suponha um modelo de crescimento neoclássico que trata de dois conjuntos de economias idênticas, a não ser devido ao caráter tecnológico. Partindo-se de um modelo como, por exemplo, o de BARRO E SALA-I-MARTIN (1997), em que a tecnologia é um pouco mais refinada para o primeiro grupo de economias quando comparada ao componente tecnológico do segundo grupo, isto é, $A_1 > A_2$. Como se pode observar na FIGURA 1, a seguir, isto é suficiente para gerar duas posições de estado estacionário, $k_1^* > k_2^*$, no plano $[(\dot{k}_t / k_t), k_t]$, o que, por sua vez, garantiria que a renda *per capita* destes grupos de economias convergiria, respectivamente, para y_1^* e y_2^* , com $y_1^* > y_2^*$.

Quando o esquema descrito passa a ser visto no plano $[(\dot{y}_t / y_t), y_t]$ tem-se, então, a essência do que se pretende capturar nos dois testes de convergência. Note-se que se os dados estão bem alinhados com a teoria, então, ao longo da dinâmica de transição e, partindo-se de uma regressão para a média, a β – convergência seria constatada, uma vez que existiria uma correlação negativa entre a taxa de crescimento da renda real *per capita* e o nível de renda inicial. Há, entretanto, uma violação da hipótese de σ – convergência, pois a dispersão da renda real *per capita* entre os dois grupos de economias não viria se reduzindo ao longo do tempo.² Este exemplo teórico reforça o fato de que $\beta \not\Rightarrow \sigma$ e sugere uma explicação para a contradição encontrada por S&F (2011). Com efeito, se a formação de clubes de convergência é equivocadamente negligenciada, então há uma tendência de que as análises de β – convergência e σ – convergência surtam resultados contraditórios.

² Também pode ser feita uma analogia muito próxima a esta para os modelos Schumpeterianos. Ver, por exemplo, o modelo de Howitt (2000).

FIGURA 1: β & σ – CONVERGÊNCIA FRENTE À FORMAÇÃO DE CLUBES



Fonte: Elaborado pelo autor

3 – TESTANDO A HIPÓTESE DE SIGMA E BETA CONVERGÊNCIA

S&F (2011) investigaram a hipótese de β – convergência através de uma análise de dados em painel que, basicamente, segue a seguinte estrutura:³

$$(1/\tau)\ln(y_{i,t}/y_{i,t-\tau}) = \alpha_i + \eta_t + \rho \ln(y_{i,t-\tau}) + Z'_{i,t} \psi + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

onde, a variável dependente é a taxa média de crescimento da renda *per capita* da economia i entre o período inicial, $y_{i,t-\tau}$, e final, $y_{i,t}$; α_i é o efeito fixo capaz de controlar o componente idiossincrático; η_t é o efeito aleatório; o parâmetro ρ , a ser estimado, equivale a $-T^{-1}(1 - e^{-\beta T})$, onde β pode ser entendido como a velocidade de convergência para o estado estacionário; ψ é um vetor de parâmetros a serem estimados e $Z_{i,t}$ é um conjunto de variáveis adicionais de controle⁴ e; ε_t representa o termo de erro.

Um primeiro comentário sobre a estrutura de dados em painel descrita em (1) repousa sobre o parâmetro de defasagem, τ . É usual que se tome um τ constante, do contrário se

³ A equação (1) é uma formalização da equação apresentada em (38) no trabalho de Spohr e Freitas (2011).

⁴ S&F (2011), por exemplo, utilizaram os anos médios de escolaridade dos trabalhadores no setor agropecuário.

estaria incorporando efeitos temporais diferenciados para cada uma das observações do painel. Esta condição referente aos dados longitudinais parece não ter sido respeitada na análise de S&F (2011), pois os autores trabalham⁵ com os períodos 1980-2004; 1991-2004; 1996-2004 e 2000-2004, ou seja, se teria $\tau = 24, 13, 8$ e 4 . Assim, a estratégia de organização dos dados pode estar contaminando todo o resultado apresentado pelos autores.

Ao explorar a idéia de se trabalhar com dados em painel, S&F (2011) também poderiam ter discutido alguns trabalhos que se tornaram referência nesta área como, por exemplo, ISLAM (1995), CASELLI, ESQUIVEL e LEFORT (1996) e BOND, HOFFLER e TEMPLE (2001). Estes autores ressaltam o caráter endógeno do regressor $\ln(y_{i,t-\tau})$ em (1) e sugerem que esta regressão se equipara a seguinte equação de painel dinâmico:

$$\ln(y_{i,t} / y_{i,t-\tau}) = \alpha_i + \eta_t + \psi \ln(y_{i,t-\tau} / y_{i,t-2\tau}) + \rho \ln(y_{i,t-\tau}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

onde, $\rho = -T^{-1}(1 - e^{-\beta T}) < 0$ e os demais parâmetros e variáveis têm interpretação e descrição semelhantes às discutidas anteriormente. Note-se que a equação (2) representa um modelo de painel dinâmico cuja estrutura é um processo AR(1) na taxa de crescimento do PIBAG_{pc}. GREENE (2003) resalta que modelos dinâmicos deste tipo são relativamente atraentes, pois a variável dependente defasada seria capaz de incorporar o efeito de uma série de outras variáveis explicativas no modelo, ou seja, é de se esperar que a taxa de crescimento defasada, $\ln(y_{i,t-\tau} / y_{i,t-2\tau})$, incorpore o efeito de todas as possíveis variáveis associadas à matriz de controle, $Z_{i,t}$, daí a associação do parâmetro ψ à taxa de crescimento defasada nesta segunda especificação.

Modelos deste tipo podem ser estimados de diversas maneiras, entretanto, a literatura empírica sugere alguns inconvenientes que devem ser levados em conta antes que se opte pelo uso de um estimador em detrimento dos demais.⁶ Estes inconvenientes são expostos, principalmente, em termos de viés dos coeficientes estimados.

O primeiro tipo de viés foi levantado por ISLAM (1995), que resalta que o modelo descrito em (2) requer que o termo de erro, ε_{it} , seja não correlacionado com a variável defasada, $\ln(y_{i,t-1})$. Este requerimento foi identificado por HSIAO (1986), que demonstra que, caso tal hipótese não seja atendida, as estimativas de OLS retornariam um $\hat{\rho}$ superestimado. NICKELL (1981) também demonstra que, se T for fixo, mesmo transformando o modelo com base em variáveis centradas e fazendo uso do LSDV, ainda assim o estimador de OLS seria enviesado (neste caso, $\hat{\rho}$ seria subestimado) e, adicionalmente, inconsistente. Isto sugere que as estimativas de OLS sempre tenderiam a ser viesadas, ou para cima ou para baixo; este inconveniente ficou conhecido na literatura por “viés de painel dinâmico”.

Visando contornar o problema do viés de painel dinâmico, ISLAM (1995) argumenta que, se $T \rightarrow \infty$, o estimador de LSDV torna-se consistente e tende assintoticamente para o estimador de máxima verossimilhança. Islam também sugere que se estime (2) através do

⁵ Segundo os autores, “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.”

⁶ ISLAM (2000), por exemplo, realiza experimentos de Monte Carlo no intuito de investigar as propriedades em pequenas amostras de 10 diferentes estimadores que poderiam ser utilizados para se estimar os parâmetros de (2). Os estimadores analisados foram: mínimos quadrados ordinários (OLS), de mínimos quadrados com variável dummy (LSDV), os estimadores em nível (AH(1)) e em diferença (AH(d)) baseados em Variáveis Instrumentais propostos por Anderson-Hsiao, os estimadores de um (AGMM1) e dois estágios (AGMM2) com base no GMM propostos por Arellano, mínimos quadrados de dois (2SLS) e três (3SLS) estágios, estimador de mínimos quadrados de três estágios generalizado (G3SLS) e, por fim o estimador de Mínima Distância (MD).

estimador de distância mínima (MD), proposto por CHAMBERLAIN (1982, 1983), pois, além de ser robusto à presença de correlação serial, o mesmo é ideal quando o efeito individual, α_i , é correlacionado com as variáveis exógenas incluídas no modelo.

Outro tipo de viés que pode ser gerado na estimação de (2) está relacionado à possível endogeneidade de variáveis explanatórias presentes na matriz Z_{it} . A teoria sugere que se incluam algumas variáveis contemporâneas, tais como os anos médios de escolaridade dos trabalhadores, que podem ser conjuntamente determinadas com a taxa de crescimento do produto, ao invés de pré-determinadas. Nestes termos, surge o que se conhece por “viés de endogeneidade”.

Estimativas enviesadas neste sentido foram inicialmente identificadas por CASELLI, ESQUIVEL e LEFORT (1996). Os autores ressaltam que, quando isto ocorre, os métodos tradicionais de estimação em painel (que visam o controle por efeitos fixos através de *dummies* de tempo, por exemplo) seriam inapropriados, dada a estrutura dinâmica da regressão.⁷

Buscando corrigir esse problema, CASELLI, ESQUIVEL e LEFORT (1996) aplicam o método generalizado dos momentos baseado em primeiras diferenças (o “*first difference GMM*”, proposto por ARELLANO e BOND, 1991) no intuito de eliminar os efeitos fixos e instrumentalizar as variáveis endógenas através de suas defasagens. Sob tal abordagem, é fundamental que exista algum tipo de dependência temporal nas variáveis explicativas para garantir que as defasagens da variável endógena sirvam como bons instrumentos.⁸ Contudo, devido à reduzida variação individual das variáveis explicativas, esta dependência temporal é frequentemente rejeitada.

BLUNDELL e BOND (1997) relatam que, quando isto ocorre, as variáveis endógenas defasadas tornam-se instrumentos fracos para a regressão da equação em diferenças e que, em pequenas amostras, isto pode gerar um viés para os coeficientes estimados. O relato de BLUNDELL e BOND descreve o terceiro tipo de viés a que a literatura se refere: o “viés de pequenas amostras”.

Atentando para isto, BOND, HOEFFLER e TEMPLE (2001) sugerem que se use o “*system GMM*”, proposto por ARELLANO e BOVER (1995) e BLUNDELL e BOND (1998), o qual combina um sistema de equações que inclui regressões em diferenças e regressões em nível. Com a inclusão da equação de regressão em nível, este estimador mantém parcialmente a informação dos dados advinda da variabilidade entre unidades, o que amenizaria os problemas advindos do estimador de primeiras diferenças em pequenas amostras. Além disso, este estimador mostra melhor performance frente ao *GMM* de primeiras diferenças tanto em termos de viés quanto em termos de eficiência, principalmente quando $\hat{\rho} \rightarrow 1$.

⁷ Mesmo que todos os regressores da matriz Z em (2) fossem estritamente exógenos, ao se tomar a primeira diferença desta equação no intuito de se eliminar efeitos fixos, continuar-se-ia à mercê do viés de painel dinâmico.

⁸ Para garantir a consistência dos estimadores, é necessário testar a validade dos instrumentos utilizados. Isto pode ser feito através do teste de Sargan e do teste de Arellano-Bond. O primeiro deles testa a validade conjunta dos instrumentos ao passo que o segundo examina a hipótese de que o termo de erro não é serialmente correlacionado.

4 – IDENTIFICANDO CLUBES DE CONVERGÊNCIA: PHILLIPS E SUL (2007)

A discussão precedente sugere que as estimativas do trabalho de S&F (2011) são passíveis de críticas severas e que os coeficientes estimados pelos autores devem ser viesados. Uma maneira de se contornar tais críticas pode ser a de se abandonar as análises usuais de β – convergência e de se recorrer a análises mais sofisticadas, que adentrem, inclusive, na questão da formação de clubes de convergência. Esta seção apresenta uma abordagem condizente com o tema.

Seja X_{it} um painel de dados contendo o *PIBAGpc* dos estados, onde $i = 1, \dots, N$ e $t = 1, \dots, T$ denotam, respectivamente, as unidades *cross-section* e o tempo, usualmente se decompõe X_{it} em dois componentes, um sistemático, a_{it} , e um transitório, g_{it} , ou seja,

$$X_{it} = a_{it} + g_{it} . \quad (3)$$

A estratégia empírica de PHILLIPS e SUL (2007) foi a de se modelar o painel de dados de modo que os componentes comuns e idiossincráticos pudessem ser distinguidos, ou seja,

$$X_{i,t} = a_{i,t} + g_{i,t}t = \left(\frac{a_{i,t} + g_{i,t}t}{\mu_t} \right) \mu_t = b_{i,t} \mu_t , \quad (4)$$

onde, μ_t é um componente que determina a trajetória de longo prazo, ou seja, uma trajetória comum de crescimento dos *PIBs Agropecuários per capita* e $b_{i,t}$ é um elemento idiossincrático que varia no tempo, capaz de mensurar os efeitos individuais de transição.⁹

Nestes termos, seria possível se testar convergência de longo prazo (quando $t \rightarrow \infty$) sempre que a heterogeneidade não observável se dissipe, ou seja, sempre que $g_{i,t} \rightarrow g_i$. Inferências sobre o comportamento de $b_{i,t}$ não são possíveis sem a imposição de alguma restrição em sua dinâmica, pois o número de parâmetros desconhecidos em $b_{i,t}$ é igual ao número de observações. Uma alternativa para modelar os elementos de transição, $b_{i,t}$, vem da construção de um coeficiente de transição relativo, $h_{i,t}$, definido como:

$$h_{i,t} = \frac{\hat{x}_{i,t}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{x}_{i,t}} = \frac{b_{i,t}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N b_{i,t}} , \quad (5)$$

onde, $\hat{x}_{i,t}$ representa o *PIBAGpc* dos estados sem o componente de ciclos econômicos.¹⁰

Com efeito, as curvas traçadas por $h_{i,t}$ passam a definir uma trajetória de transição relativa e, ao mesmo tempo, mensuram o quanto o *PIBAGpc* do estado i se desloca em relação à trajetória de crescimento comum, μ_t . Assim, $h_{i,t}$ pode diferir entre os i estados no

⁹ $b_{i,t}$ pode ser idealizado como a trajetória de transição individual de \dot{i} , dado o seu deslocamento em torno da trajetória comum, μ_t , sendo necessário ressaltar que, embora exista esta heterogeneidade entre economias, é de se esperar que determinadas regiões ainda guardem características comuns entre os estados que as compõem; tais características podem ser influencia de precipitação pluviométrica, de solo, de clima, ou até mesmo de fatores culturais, tecnológicos (tal como argumentado em Phillips e Sul), institucionais, sócio-econômicos, governamentais e de outros fatores não observáveis, daí a suposição do componente comum.

¹⁰ Na prática, a variável utilizada pode ser descrita como $\log y_{i,t} = b_{i,t} \cdot \mu_t + \kappa_{i,t}$, onde $\kappa_{i,t}$ representa um efeito de ciclo de negócios. A remoção do componente de ciclos pode ser realizada através da utilização do filtro de Hodrick-Prescott (HP). Esta abordagem não requer nenhuma especificação a priori para μ_t e é bastante cômoda, pois requer um único parâmetro de *smooth* como input.

curto prazo, mas admite convergência no longo prazo sempre que $h_{i,t} \rightarrow 1$ para todo i quando $t \rightarrow \infty$. Ressalte-se ainda que, se isso ocorrer, no longo prazo a variância *cross-section* de $h_{i,t}$ converge para zero; ou seja, tem-se que:

$$\sigma_t^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_{i,t} - 1)^2 \rightarrow 0 \text{ quando } t \rightarrow \infty. \quad (6)$$

Com base nesta modelagem, PHILLIPS e SUL (2007) desenvolveram uma análise de convergência baseada no que denominaram teste $\log t$. Os autores assumem que os coeficientes de transição são tendências estocásticas lineares e permitem heterogeneidade entre os PIBAGpc estaduais ao longo do tempo; para se modelar tais coeficientes é proposta a seguinte forma semi-paramétrica:

$$b_{i,t} = b_i + \frac{\sigma_i \xi_{i,t}}{L(t)t^\alpha}, \quad (7)$$

onde, $L(t)$ é uma função *slowly varying* (SV), crescente e divergente no infinito; $\xi_{i,t} \sim i.i.d(0,1)$, α governa a taxa de queda da variação nas unidades transversais ao longo do tempo e, $\sigma_i > 0$ e $t \geq 1, \forall i$.

Notando que, $L(t) \rightarrow \infty$ quando $t \rightarrow \infty$, então essa formulação assegura que $b_{i,t} \rightarrow b_i$ para todo $\alpha \geq 0$, ou seja, sempre haverá convergência se $b_{i,t} \rightarrow b_i$ para todo $\alpha \geq 0$ e divergência caso contrário. Com efeito, têm-se duas condições para convergência do modelo:

$$\text{i) } \lim_{k \rightarrow \infty} b_{i,t+k} = b \Leftrightarrow b_i = b \text{ e } \alpha \geq 0 \quad e$$

$$\text{ii) } \lim_{k \rightarrow \infty} b_{i,t+k} \neq b \Leftrightarrow b_i \neq b \text{ ou } \alpha < 0.$$

Assim, torna-se possível estabelecer um teste da hipótese nula de convergência contra hipóteses alternativas de não-convergência. Tal teste é baseado nas seguintes hipóteses:

$$\text{Hipótese nula: } H_0 : b_i = b \ \& \ \alpha \geq 0 \quad (8)$$

$$\text{Hipóteses alternativas: } \begin{cases} H_{A1} : b_i = b, \forall i \ \& \ \alpha < 0 \\ H_{A2} : b_i \neq b, \text{ para algum } i \ \& \ \alpha \geq 0 \text{ ou } \alpha < 0 \end{cases}$$

Tal abordagem também permite testar a formação de clubes de convergência. Por exemplo, existindo dois clubes $\{G_1, G_2\}$; $G_1 + G_2 = N$ então a hipótese alternativa pode ser descrita da seguinte maneira:

$$H_A : b_{it} \rightarrow \begin{cases} b_1 \text{ e } \alpha \geq 0 \text{ se } i \in G_1 \\ b_2 \text{ e } \alpha \geq 0 \text{ se } i \in G_2 \end{cases} \quad (8')$$

Para se testar (8) supondo $L(t) = \log t$ estima-se a seguinte regressão:

$$\log \frac{H_1}{H_t} - 2 \log[L(t)] = \beta_0 + \beta_1 \log t + u_t \quad \text{para } t = T_0, \dots, T, \quad (9)$$

onde, H_1/H_t representa a relação de variância *cross-section* encontrada através de $H_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2$ e $h_{it} = \hat{w}_{it} / N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{w}_{it}$.

Sob hipótese nula, os coeficientes de (9) podem ser testados com base num teste t unilateral, robusto a autocorrelação e heterocedasticidade. Para um nível de 5%, por exemplo, a hipótese nula de convergência deve ser rejeitada se $t_{\hat{\beta}_1} < -1,65$.

Para que as observações iniciais não exerçam forte influência sobre os resultados, PHILLIPS e SUL sugerem que a regressão (9) deve ser estimada após se descartar uma fração amostral. Após extensivas simulações de Monte Carlo, estes autores sugerem que, para que se atinjam propriedades ideais em termo de tamanho e poder, (9) deve ser regredida após se cortar, aproximadamente, um terço das observações iniciais.

A rejeição da hipótese nula de convergência para todo o painel pode estar indicando a existência de pontos separados de equilíbrio ou múltiplos estados estacionários. Quando isso ocorre, pode-se ter a divergência de alguns membros do painel e/ou a formação de clubes de convergência. Neste contexto, um algoritmo que aplique sequencialmente o teste $\log t$ permite a identificação de clubes de convergência sem que se recorra às usuais características observáveis que condicionem o devido agrupamento deste clube. Este algoritmo é exposto a seguir:

- i) Ordenam-se os $PIBAG_{pc}$ estaduais de acordo com o maior $PIBAG_{pc}$ do período final;
- ii) Selecionam-se os k primeiros estados com maior $PIBAG_{pc}$, formando um sub-grupo G_k para algum $2 \leq k < N$. Estima-se a regressão $\log t$ e calcula-se a estatística de convergência $t_k = t(G_k)$ para este subgrupo. Escolhe-se um grupo formado por k^* estados tal que t_{k^*} seja maximizado sobre k de acordo com a condição: $k^* = \arg \max_k \{t_k\}$ sujeito a $\min\{t_k\} > -1,65$.¹¹

Se a condição $\min\{t_k\} > -1,65$ não for válida para $k = 2$, então o estado com maior $PIBAG_{pc}$ é excluído da amostra e um novo subgrupo, $G_{2j} = \{2, \dots, j\}$ para $3 \leq j < N$, é formado. Repete-se este passo formando-se a estatística $t_j = t(G_{2j})$. Se a condição $\min\{t_k\} > -1,65$ não for válida para todos os pares sequenciais de estados, conclui-se que o painel não apresenta clubes de convergência.

- iii) Adiciona-se um estado por vez ao grupo primário, com k^* membros, e estima-se a regressão $\log t$ novamente; sempre se inclui um novo estado ao clube de convergência se a estatística t for maior do que o critério de fixação, c^* . Quando T for pequeno ($T \leq 30$), o critério de fixação, c^* , pode ser zero para assegurar uma seleção conservadora; se T for grande, c^* pode ir assintoticamente para o valor crítico de 5%, ou seja, $-1,65$. Repete-se esse procedimento para todos os estados remanescentes e forma-se o primeiro subgrupo de convergência a partir do grupo primário G_{k^*} , suplementado pelos estados que atendem ao critério de fixação.

- iv) Forma-se um segundo grupo com os estados cuja regra de fixação falha no passo (iii); estima-se a regressão $\log t$ e se verifica se $t_{\beta} > -1,65$, que retrata o nível de significância do teste para a convergência. Se esta condição for atendida conclui-se que existem dois grupos de convergência distintos: o grupo primário G_{k^*} e o segundo grupo. Do contrário, se a condição não for atendida, repete-se do passo (i) ao passo (iii) para verificar se este segundo grupo pode ser subdividido em um número maior de clubes de convergência. Não existindo um conjunto composto por $k \geq 2$ estados no passo (ii) com $t_k > -1,65$, conclui-se que os estados remanescentes não podem ser subdivididos em subgrupos e, portanto, tais estados não convergem para um patamar comum.

¹¹ A condição $\min\{t_k\} > -1,65$ retrata o nível de significância da análise, 5%.

5 – DADOS E RESULTADOS:

As metodologias descritas acima requerem que se formule um painel contendo os *PIBAGpc* estaduais para um período relativamente longo. Ao contrário de grande parte das análises de séries temporais, neste caso, a indisponibilidade de dados não parece ser um impeditivo para o exercício. Isto porque, conforme foi descrito na metodologia, o teste $\log t$ não é aplicado diretamente nestas séries, mas sim nos coeficientes de transição relativos, $h_{i,t}$, descritos em (3).

As séries do *PIBAGpc* possuem uma alta variabilidade devido a questões como entressafas, clima, sazonalidades, oscilações de preços internacionais, etc. Assim, para que os coeficientes de transição relativos estejam em conformidade com o teste, seria necessário que as séries de *PIBAGpc* fossem super-suavizadas, pois é de se esperar que a suavização através do filtro HP, conforme sugerem Phillips e Sul, não seja capaz de extrair completamente das séries do *PIBAGpc* a alta variabilidade gerada pelas questões levantadas acima.

Com efeito, a utilização de aproximações suaves para a formulação do painel (como, por exemplo, a extrapolação das séries com base em taxas de crescimento fixas entre períodos) pode contribuir no sentido de reduzir a variabilidade existente nas séries dos *PIBAGpc* estaduais. A aplicação do filtro HP à estas séries já suavizadas, por sua vez, atuaria no sentido de suavizar ainda mais as séries, o que traria propriedades desejáveis ao coeficiente de transição relativo, $h_{i,t}$, para a aplicação do teste.

Em resumo, o teste $\log t$ requer as tendências de longo prazo dos *PIBAGpc* estaduais e, devido a isto, é de se esperar que a formulação do painel através da extrapolação das séries com base em taxas de crescimento fixas entre períodos não seja capaz de alterar as estimativas aqui reportadas. Estudos futuros podem, no entanto, analisar a robustez dos resultados frente a pequenas modificações na base de dados.

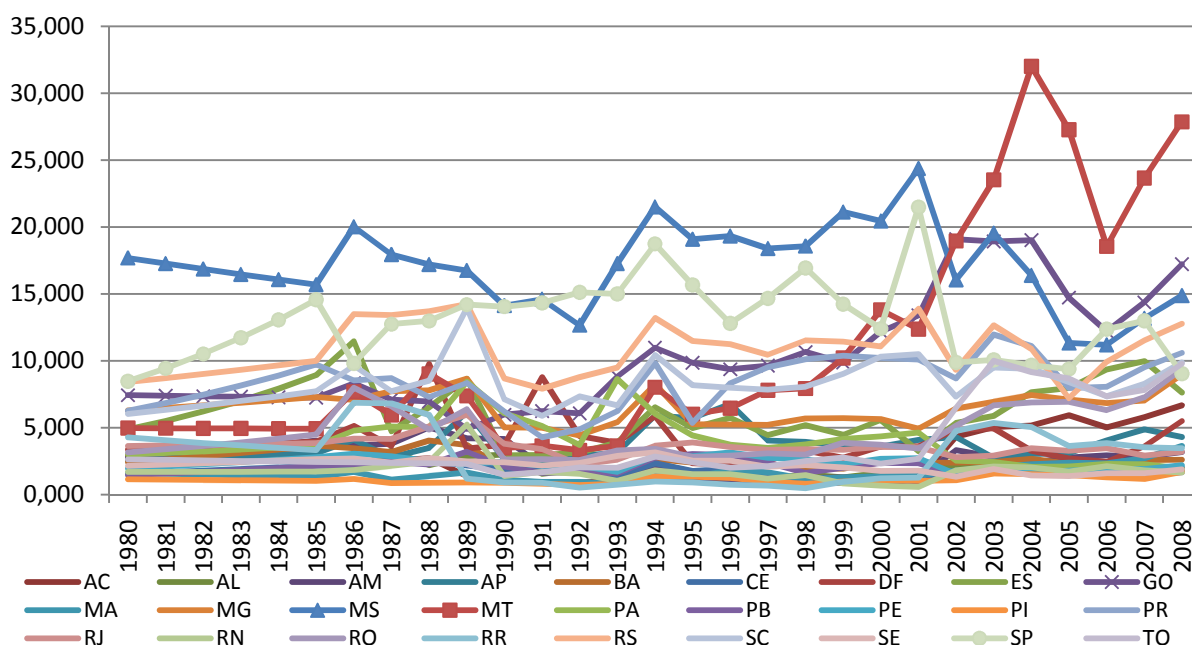
O teste para os *PIBAGpc* estaduais requer duas séries: (i) a do PIB estadual da Agropecuária, disponível em R\$ de 2000 para o ano de 1980 e para todos os anos do período 1985-2008. Entre 1980-1985 esta série foi extrapolada supondo-se uma taxa de crescimento constante entre os períodos. Para o caso do Tocantins, a extrapolação levou em conta 1980-1988. Também são necessárias as séries (ii) da população residente rural, a qual é dada em número de habitantes. Os dados disponíveis para esta segunda variável são os anos de 1980, 1991, 1996, 2000 e 2007. Para o ano de 2007 não se tem informações para os estados do Acre, Alagoas e Distrito Federal. Como se está abordando o período de 1985 a 2006 foi necessário extrapolar esta variável dentre os anos supracitados supondo uma taxa de crescimento populacional rural constante entre os períodos. Para o caso do Acre, Alagoas e do Distrito Federal, o período 2000-2007 foi preenchido supondo-se que a taxa de crescimento populacional foi a mesma para o período 1996-2000.

Dividindo os dados do PIB da agropecuária pela população rural, obtém-se o PIB *per capita* do setor agropecuário. Fazendo-se uso do deflator implícito do PIB da agropecuária pode-se converter estes dados para R\$ de 2010. As séries construídas e aqui utilizadas estão disponíveis em www.ler.ufc.br/pib_agropecuaria.xlsx e o comportamento temporal das mesmas é apresentado no GRÁFICO 1, a seguir.

Interessantemente, as séries aqui apresentadas diferem das de S&F (2011) em vários aspectos. O primeiro deles é o de que o *PIBAGpc* do Mato Grosso do Sul não é o mais elevado em 2004, como frisam os autores. No referido ano, o estado com *PIBAGpc* mais elevado foi Mato Grosso, com aproximadamente R\$ 32.000,00, seguido por Goiás, com R\$

19.012,69, e só em seguida desponta o estado do Mato Grosso do Sul, com R\$ 16.376,60 (novamente, todos estes valores estão em R\$ de 2010).¹²

GRÁFICO 1: PIB PER CAPITA DA AGROPECUÁRIA 1980-2008 (em R\$ de 2010)



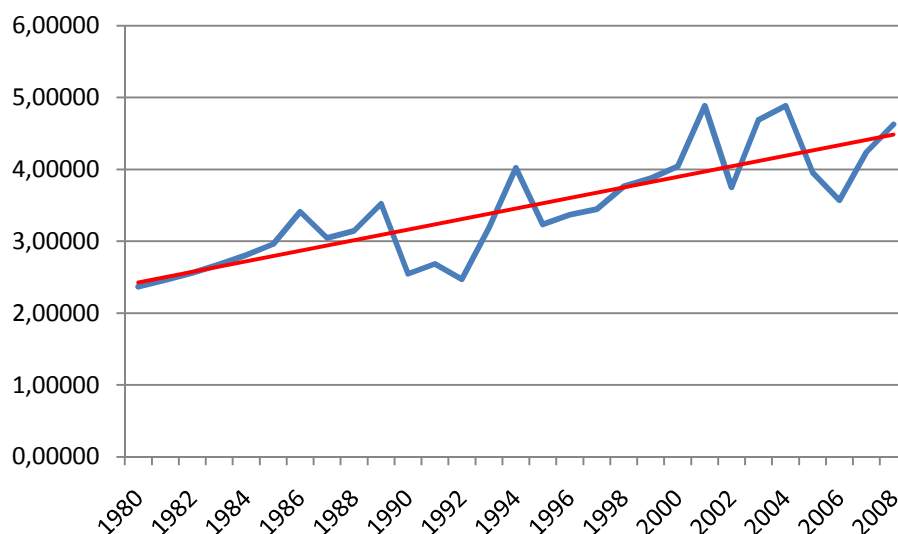
Fonte: Elaboração do autor com base em dados do IPEADATA.

Um teste simples com base na hipótese da σ – convergência pode ser diretamente aplicado ao painel de dados apresentado. Basta que se veja o comportamento de uma medida da variabilidade do conjunto de dados invariável a média. Uma boa métrica neste sentido é a média aritmética dos desvios médios dos pontos de dados a partir de sua média, ou seja, $(1/n)\sum(x - \bar{x})$. Conforme se observa no GRÁFICO 2, a seguir, vê-se que esta medida apresenta uma tendência crescente ao longo do tempo, o que sugere, assim como notado por S&F (2011), que a hipótese da σ – convergência é violada.¹³

¹² Ao se fazer uma relativização entre os PIBs Agropecuários *per capita* dos estados para os anos de 1980 e 2008 tomando-se em 1980 e em 2008 o estado com maior *PIBAGpc* como referência, também se observa que o estado do Mato Grosso do Sul perde a liderança para o estado do Mato Grosso entre 1980 e 2008 e que estados como São Paulo e Rio Grande do Sul, cedem lugar aos estados do Mato Grosso do Sul e de Goiás. Fenômenos de *catch-up* e de *pushing back* como estes chamaram a atenção de Quah (1996), que se propôs a estudar o processo de convergência através da análise do comportamento dinâmico da intra-distribuição de renda. A aplicação da metodologia proposta em QUAH (1996) ainda não foi aplicada aos *PIBAGpc* e pode ser um trabalho futuro conveniente.

¹³ O teste de σ – convergência conduzido em S&F (2011) também foi refeito e apontou para os mesmos resultados.

GRÁFICO 2: DESVIO MÉDIO DOS PIBAG_{pc} ESTADUAIS ENTRE 1980 e 2008



Fonte: Elaboração do autor com base em dados do IPEADATA.

Posto que a σ – convergência é violada, e como o conjunto de dados aqui apresentado difere dos dados de S&F (2011), resta saber se há indícios de que a hipótese de β – convergência não é transgredida. Para tanto, a equação (2) deve ser estimada através do *GMM first difference* ou através do *GMM system*. Posto que só os PIBAG_{pc} e as taxas de crescimento, ambos defasados, são utilizados como regressores, é de se esperar que a variação individual destas variáveis seja suficientemente grande para que se opte pelo método das primeiras diferenças. A equação (2) também foi estimada levando-se em consideração $\tau = 4$ (ou seja, os dados longitudinais consideram as taxas médias de crescimento entre 1980-1984, 1984-1992, 1992-1996, 1996-2000, 2000-2004 e 2004-2008, além dos PIBAG_{pc} iniciais de cada um destes sub-períodos). Os resultados são os que se seguem na TABELA 1:

TABELA 1: TESTE DE BETA-CONVERGÊNCIA PARA OS PIBAG_{pc} ESTADUAIS

$$\ln(y_{i,t} / y_{i,t-\tau}) = \alpha_i + \eta_t + \psi \ln(y_{i,t-\tau} / y_{i,t-2\tau}) + \rho \ln(y_{i,t-\tau}) + \varepsilon_{i,t}$$

Parâmetro	Coefficiente	Estatística t	P-valor
ψ	-0.432605	-6.332933	0.0000
ρ	-0.046779	-3.802124	0.0002

Nota: Estimativas via GMM First Difference com Efeitos Fixos.

Fonte: Elaboração do autor

O modelo estimado acima só é passível de análise caso a hipótese nula do teste de Sargan, a qual sugere que as variáveis instrumentais utilizadas são não-correlacionadas com os resíduos, não seja rejeitada. A estatística J para o modelo é de 11.73280 e o posto dos instrumentos é igual a 15. Isto retorna um p-valor para a estatística de Sargan de 0,5496, donde se conclui que os instrumentos aqui utilizados são válidos.

Prosseguindo com a análise e, como prevê a teoria, observa-se que o coeficiente estimado associado à renda inicial é negativo e estatisticamente significativo, entretanto, tal coeficiente é menor do que o encontrado anteriormente: S&F (2011) encontram $\hat{\rho} = -0,070128$, enquanto aqui se tem $\hat{\rho} = -0,046779$. Esta diferença se dá, possivelmente, devido ao “viés da endogeneidade” discutido na SEÇÃO 3.

Contudo, a diferença entre os estudos pouco difere em termos de análise do processo de convergência, isto porque as diferentes dimensões temporais utilizadas¹⁴ levam a velocidades de convergência muito próximas: 12,18% aqui e, 13,68% naquele estudo; o que sugere uma meia-vida, em ambos os casos, de algo próximo de 6 anos.

Em resumo, a análise até aqui delineada agrega robustez à análise de S&F (2011) e chega aos mesmos resultados encontrados anteriormente: embora se tenha sinais visíveis de violação da σ – convergência, há fortes indícios em favor da ocorrência de β – convergência. Entretanto, a pergunta inicial - que caminho o gestor de políticas deveria, então, seguir? - parece não ter sido respondida de forma plena. Como discutido na segunda seção, esta contradição pode estar indicando a formação de clubes de convergência o que, via de regra, costuma dar respostas mais satisfatórias aos condutores de políticas públicas.

No intuito de se averiguar tal questão, faz-se uso do teste proposto por PHILLIPS e SUL (2007). Conforme descrito na SEÇÃO 4, o coeficiente de transição relativa, (H_1 / H_t) , é formulado e descartam-se os 9 primeiros anos para o cômputo das estimativas. A aplicação do teste $\log t$ para todo o painel de dados dos *PIBAGpc* estaduais retorna uma estatística $t_{\hat{\beta}_1} = -10.42629$; como este valor é menor do que -1.65, este resultado sugere que não há convergência global dos níveis dos *PIBAGpc*. Há, entretanto, espaço para a divergência de alguma unidade ou a possível formação de clubes de convergência. Ao se aplicar sequencialmente o teste $\log t$, conforme descrito ao final da quarta seção, a análise sugere que vêm se formando três clubes de convergência no Brasil. Os estados que compõe cada um dos clubes, as estatísticas de teste associadas à regressão do teste $\log t$ e um mapa com a distribuição regional dos mesmos são descritas na TABELA 2, a seguir:

TABELA 2: O TESTE DE PHILLIPS E SUL (2007) PARA 1980-2008

$$\log \frac{H_1}{H_t} - 2 \log[L(t)] = \beta_0 + \beta_1 \log t + u_t \quad (15) \quad \text{DISTRIBUIÇÃO REGIONAL}$$

GRUPO	ESTADOS	PARÂMETRO	$\hat{\beta}$	$t_{\hat{\beta}}$
G1	AC, GO, MT, MS, PR, RO, RR, RS, SC, SP e TO.	β_0	-5.117	-6.529
		β_1	0.735	2.759
G2	ES, MA e MG.	β_0	-2.875	-12.975
		β_1	0.301	3.992
G3	AL, AM, AP, BA, CE, DF, PA, PB, PE, PI, RJ, RN e SE.	β_0	-2.085	-5.838
		β_1	-0.133	-1.098



Fonte: Elaboração do autor

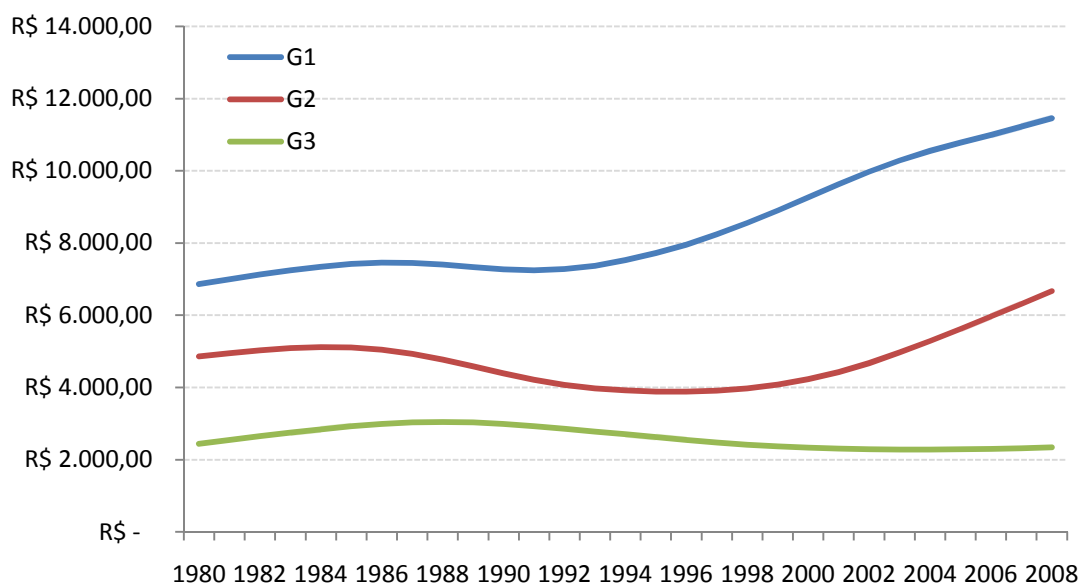
¹⁴ Aqui (1980-2008) e, naquele estudo (1980-2004).

¹⁵ H_1 / H_t representa a relação de variância *cross-section* encontrada através de $H_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2$ e $h_{it} = \hat{w}_{it} / N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{w}_{it}$, sendo que \hat{w}_{it} representa o logaritmo neperiano da renda per capita do estado i após a remoção do componente de ciclos através do filtro de Hodrick-Prescott.

A identificação do primeiro grupo é feita conforme o algoritmo descrito ao final da SEÇÃO 4. Este grupo é essencialmente formado pelas economias do centro-sul, com exceção dos estados do Acre, Roraima e Rondônia. A estatística de teste para o grupo restante é de $t_{\hat{\beta}_1} = -25.189$, como este valor é menor do que 1.65, a possibilidade de formação de subgrupos de convergência permanece. O algoritmo identifica um segundo clube formado pelos estados do Espírito Santo, Maranhão e Minas Gerais, e um terceiro clube, formado basicamente pelos estados nordestinos (com exceção do Maranhão), pelo Amazonas, Amapá e Pará, e pelo Distrito Federal e o Rio de Janeiro.

A trajetória de estado estacionário dos clubes pode ser aproximada pela média das séries filtradas, como se observa no GRÁFICO 3, a seguir.

GRÁFICO 3: TRAJETÓRIAS DE LONGO PRAZO DOS CLUBES



Fonte: Elaboração do Autor

O GRÁFICO 3 elucidada porque os testes usuais de σ -convergência são violados para o caso brasileiro. A partir dele se observa que a trajetória de estado estacionário dos estados do terceiro grupo parece ter basicamente estagnado; tal comportamento sugere que os estados pertencentes a este clube estariam muito próximos de seus $PIBAG_{pc}$ de estado estacionário. Já as trajetórias de estado estacionário do primeiro e do segundo clube, apesar de uma leve inflexão a partir da segunda metade dos anos oitenta, passam a crescer vigorosamente durante os anos 90. Os diferenciais entre os $PIBAG_{pc}$ condizente com a trajetória de estado estacionário de cada grupo chamam a atenção: em 2008, a diferença entre os $PIBAG_{pc}$ de *steady-state* entre o primeiro e o segundo clube foi da ordem de 172%, já o diferencial entre o primeiro clube e o terceiro foi de aproximadamente 490%. O objetivo do presente trabalho não é adentrar nessa questão, entretanto, estudos futuros podem explorar melhor o que, de fato, pode ter motivado tais segregações.

Como há convergência no longo prazo sempre que $h_{i,t} \rightarrow 1$, então se pode padronizar a trajetória de longo prazo para a unidade, de modo que seja possível analisar a dinâmica de transição de cada estado para sua respectiva posição de estado estacionário. As análises dos estados pertencentes ao primeiro, ao segundo e ao terceiro clube são feitas, respectivamente, nos GRÁFICOS 4.1, 4.2 e 4.3, a seguir.

GRÁFICO 4.1: DINÂMICA DE TRANSIÇÃO DO 1º CLUBE (G1)

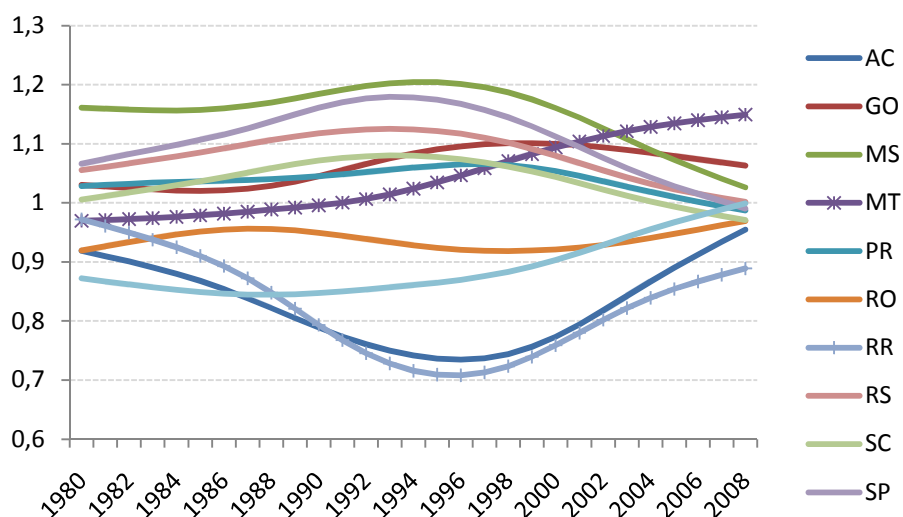


GRÁFICO 4.2: DINÂMICA DE TRANSIÇÃO DO 2º CLUBE (G2)

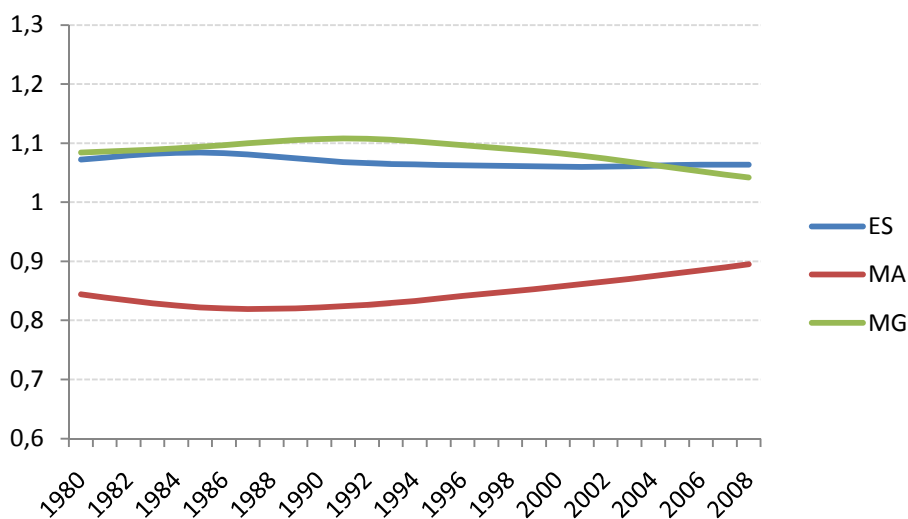
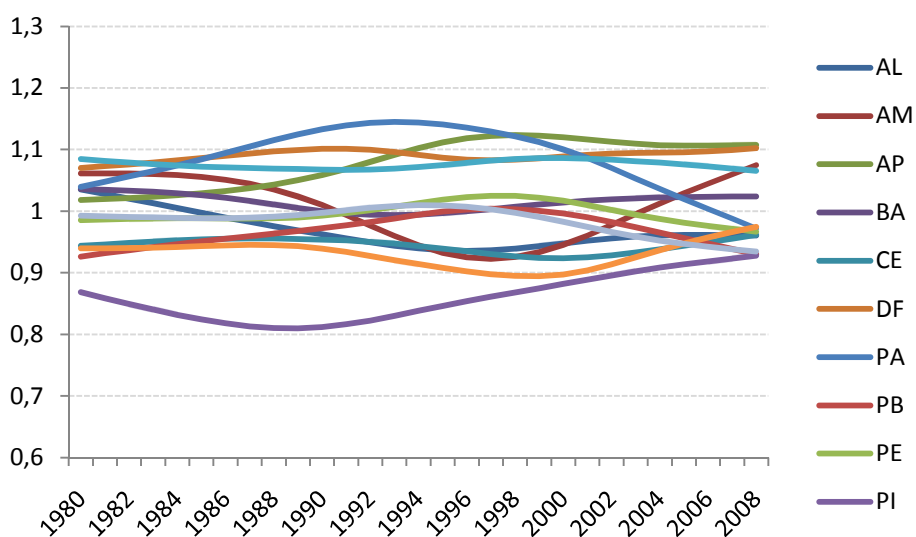


GRÁFICO 4.3: DINÂMICA DE TRANSIÇÃO DO 3º CLUBE (G3)



Fonte: Elaboração do Autor

A análise gráfica da dinâmica de transição dos clubes de convergência identificados sugere a ocorrência de σ – convergência “intra-clube” e, da discussão feita na SEÇÃO 2, posto que $\sigma \Rightarrow \beta$, então é de se esperar que tais estados estejam, de fato, experimentando β – convergência (condicional).¹⁶ Embora os dados revelem isso, o caso do Mato Grosso parece chamar a atenção: como se pode observar no GRÁFICO 4.1, se esta unidade permanecer crescendo ao mesmo ritmo que cresceu nesta última década, é possível que tal economia divirja de seu grupo (séries temporais mais longas possivelmente retornariam este resultado).

6 – CONCLUSÕES:

O presente trabalho trata do crescimento, do processo de convergência e da formação de clubes de convergência dos PIBs agropecuários *per capita* estaduais. Mais precisamente, o trabalho procura contribuir com a pesquisa inicial de SPOHR e FREITAS (2011) preenchendo algumas lacunas e seguindo um caminho pouco explorado pelos autores. O trabalho inicial sugere uma contradição entre os testes de β – convergência e σ – convergência. Esta contradição tem a vantagem de alavancar estudos na área, contudo, podem deixar conselheiros e planejadores políticos indecisos em relação ao tipo de política pública que deve ser seguida (no caso de convergência, políticas equânimes, no caso de divergência, políticas de inclusão).

Aqui, a ocorrência desta possível contradição é explicitada com base num exemplo teórico-analítico onde se ressalta que é a formação de clubes de convergência que pode estar ocasionando tal inconsistência. O presente trabalho reforça, de maneira um pouco mais rigorosa, a constatação da β – convergência encontrada no trabalho inicial: o trabalho de SPOHR e FREITAS (2011) lida com dados em painel e faz uso de estimadores de mínimos quadrados ordinários com efeitos fixos, entretanto, a literatura empírica que trata do tema sugere que, em regressões como as estimadas pelos autores, há a ocorrência de correlação entre os regressores e o termo de erro, e isto possibilita diferentes tipos de vieses associados aos estimadores utilizados. A literatura sugere um aprimoramento com base num modelo dinâmico com dados em painel onde se faz uso de estimadores que consideram o método generalizado dos momentos.

Retornou-se à questão da σ – convergência de modo um pouco mais simples, embora um mais ilustrativo, e realizou-se o teste da β – convergência com base no estimador MGM em primeiras diferenças. De um modo geral, os resultados encontrados no estudo base continuam sendo evidenciados: a ocorrência da β – convergência é sustentada, embora a σ – convergência não. Buscando dar uma resposta satisfatória a questão, o trabalho adentra na questão da identificação de clubes de convergência. Para tanto, utiliza-se a metodologia proposta em PHILLIPS e SUL (2007), a qual permite identificar clubes de convergência sob a hipótese de diversos tipos de heterogeneidade. Tal metodologia parece ser apropriada ao caso brasileiro devido à grande extensão territorial, às grandes diferenças climáticas e de solo, além de outras particularidades capazes de influenciar o desempenho agropecuário dos estados e regiões de maneira diferenciada.

A técnica proposta identifica três clubes de convergência: o primeiro possui um elevado PIB Agropecuário *per capita* de *steady-state*, R\$ 11.451,51, e é formado pelos estados do Acre, Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, Paraná, Roraima, Rondônia, Rio

¹⁶ Poderia se pensar em estimar o processo de convergência associando variáveis *dummy* às técnicas descritas na SEÇÃO 3, entretanto, tais técnicas requerem que o modelo estimado seja linear (ROODMAN, 2009). Avanços nesta área também ficam como propostas de trabalhos futuros.

Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo; o segundo tem algo próximo de R\$ 6.665,64 e é formado pelos estados do Espírito Santo, Maranhão e Minas Gerais; o terceiro clube é formado pelos demais estados e tem *PIBAGpc* muito aquém dos outros, R\$ 2.339,03.¹⁷

Uma análise das trajetórias de longo prazo dos clubes reforça a ideia de que os testes de σ – convergência, de fato, tenderiam ser violados para o caso brasileiro. Também se observa que os *PIBAGpc* dos estados do terceiro grupo parece ter estancado, o que sugere que estes estados devem estar muito próximos de seus *PIBAGpc* de estado estacionário. As trajetórias do primeiro e do segundo grupo, entretanto, permanecem a crescer. Embora haja uma elevada segregação entre clubes, é possível se constatar convergência “intra-clubes”.

Em suma, o trabalho procura levantar pontos e traçar diretrizes para os estudos e políticas que hão de vir. O processo de formação de clubes de convergência ressalta a necessidade de esforços direcionados às regiões com menor desempenho agropecuário, pois se permitiria um crescimento inclusivo e se contribuiria para o bem-estar geral da nação. Um primeiro passo neste sentido é o de que se investigue o que vem motivando este processo.

7 – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS:

BARRO, R. & SALA-I-MARTIN, X. (1991). “Convergence across states and regions”, *Brookings Papers on Economic Activity* 1, p. 107-182.

BARRO, R. J. & SALA-I-MARTIN, X. (1997): “Technological Diffusion, Convergence and Growth,” *Journal of Economic Growth*, Springer, vol. 2(1), pages 1-26, March.

BLUNDELL, R. & BOND, S. (1998): “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models.” *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.

BOND, S.; HOEFFLER, A.; TEMPLE, J. (2001). “GMM Estimation of Empirical Growth Models”. *University of Oxford, Institute for Fiscal Studies*.

CASELLI, F., ESQUIVEL, G.; LEFORT, F. (1996). “Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics”. *Journal of Economic Growth* 1, no. 3, p. 363–389.

GREENE, W. (2003). “Econometric Analysis”. 5th Edition, New York, Prentice Hall, 2003.

HSIAO, C. (1986): “Analysis of Panel Data”, 2nd edition. Cambridge University Press, Cambridge. 2003.

HOEFFLER, A. (1998): *Econometric studies of growth, convergence and conflicts*. D. Phil. thesis, University of Oxford.

HOWITT, P. (2000): “Endogenous Growth and Cross-Country Income Differences”. *The American Economic Review* Vol. 90, No. 4 (Sep., 2000), pp. 829-846

ISLAM, N. (1995). “Growth Empirics: A Panel Data Approach.” *Quarterly Journal of*

¹⁷ Dados para 2008, em R\$ de 2010.

Economics. 110 (4), p.1127-1170.

MANKIW, G., ROMER, P. e WEIL, D. N., (1992). "A contribution to the empirics of economic growth". *Quarterly Journal of Economics*, 107, p.407-437.

NICKELL, S. (1981): "Biases in dynamic models with fixed effects." *Econometrica*, 49, 1417-1426.

PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. (2007): "Transition modeling and econometric convergence tests". *Econometrica, Econometric Society*, v. 75, n. 6, p. 1771-1855, Nov. 2007.

QUAH, D. (1996). "Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics," *Economic Journal*, 106, p. 1045–1055.

ROODMAN, D. (2009): "How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata," *Stata Journal, StataCorp LP*, vol. 9(1), pages 86-136, March.

SPOHR, G e FREITAS, A.F (2011): "Teste da Convergência do PIB Per capita da Agropecuária no Brasil entre 1980 e 2004" *Revista de Economia e Sociologia Rural, Piracicaba, SP*, vol. 49, nº 02, p. 341-368, abr/jun 2011 – Impressa em julho 2011

SOLOW, R. M. (1956): A Contribution to the Theory of Economic Growth, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, No. 1. (Feb., 1956), pp. 65-94.