

Convergência do PIB agropecuário per capita dos estados¹

Francisco José Silva Tabosa²
Roberto Tatiwa Ferreira³
Alexandre Nunes Almeida⁴
Helson Gomes de Souza⁵
Pablo Urano de Carvalho Castelar⁶

Resumo – Este trabalho testa a hipótese de convergência para os desvios do PIB agropecuário dos estados brasileiros. Além disso, busca-se fornecer um indicativo para a velocidade com que as taxas de crescimento do PIB agropecuário convergem para a situação estacionária. Adotou-se um conjunto de estimações para corrigir os possíveis vieses dos procedimentos econométricos utilizados. Os resultados obtidos com as meias-vidas indicaram que os desvios do PIB demoram, em média, cerca de 1 ano para alcançar a distância entre o valor corrente e o nível de equilíbrio. Além disso, verificou-se que a maior meia-vida é obtida quando o Piauí é usado como numerário, e a menor, no caso da Bahia.

Palavras-chave: agronegócio, Brasil, meia-vida.

Convergence of the agricultural GDP per capita of the Brazilian states

Abstract – The present work tests the hypothesis of convergence for the deviations of the agricultural GDP of the Brazilian states. In addition, we aim to provide an indicative for the speed with which growth rates of agricultural GDP converge to a steady state. To do so, we use a set of estimates to correct possible biases arising from the economic procedures used. The results obtained as half lives indicate that the deviations of the agricultural GDP of the Brazilian states take, on average, about 1 year to reach the distance between the current value and the level of equilibrium. Furthermore, it was found that the greatest half-life is obtained when the state of Piauí is used as numeraire and the lowest in the case of the state of Bahia being used.

Keywords: agribusiness, Brazil, half life.

Introdução

Na teoria econômica, um aspecto de suma importância para a pesquisa é o da convergência das taxas de crescimento econômico. Há uma

perspectiva hipotética, como ressaltada em Abramovitz (1986), de que a renda per capita das economias mais pobres tende a crescer de forma mais intensa do que as taxas de crescimento das

¹ Original recebido em 26/2/2019 e aprovado em 21/6/2019.

² Professor do Maer/UFC. E-mail: franzetabosa@ufc.br

³ Professor do Caen/UFC, bolsista produtividade do CNPq. E-mail: rtf2@uol.com.br

⁴ Professor da Esalq. E-mail: alex.almeida859@gmail.com

⁵ Doutorando em Economia. E-mail: helson.g.souza@gmail.com

⁶ Professor do curso de Finanças da UFC. E-mail: pcastelar@ufc.br

economias de renda mais elevada. Isso seria um *catch-up effect*, uma tendência à convergência das rendas, ou produtos, num determinado estado de equilíbrio, em que ocorreria a estacionariedade desses níveis, com as economias menos desenvolvidas finalmente alcançando as mais desenvolvidas. No entanto, isso não ocorre de maneira certa, sendo necessárias algumas condições para a observação do fenômeno.

A convergência é um tema sempre presente nos estudos sobre crescimento e integração econômica, pois tem implicações relevantes sobre o processo de crescimento e desenvolvimento de regiões e sobre a forma como políticas públicas atuam nesse processo. As análises feitas sobre a hipótese de convergência são aplicadas geralmente a setores importantes de uma economia, auxiliando no direcionamento da criação e implantação de políticas públicas (Penna et al., 2012).

Diversos estudos exploram se a convergência no nível do produto ocorre entre países, e mesmo intrarregional, averiguando se em estados e regiões do globo tem havido convergência. No Brasil, diante da disparidade entre o Norte/Nordeste pobre e o Sul/Sudeste rico, cabe uma avaliação acurada dessa perspectiva.

Almeida et al. (2008) analisam o processo de convergência da produtividade agrícola das microrregiões agrícolas brasileiras, e o estudo aponta evidências em favor da convergência absoluta. Raiher et al. (2016) citam a importância de estudar as dinâmicas do setor agropecuário brasileiro e analisam a evolução da produtividade da agropecuária nas microrregiões do Sul – identificam a existência de um processo de convergência.

Figueiredo & Corrêa (2006) indicam que a partir do início da década de 2000 a modernização agrícola no Brasil esteve associada ao rápido crescimento da intensidade do uso da terra e da relação entre capital e trabalho e que, com isso, ocorreram reflexos nos ganhos de produtividade no período. Esses fatores incidem sobre a dinâmica de crescimento das atividades agropecuárias, interferindo no comportamento

de longo prazo do setor. Nesse sentido, o estudo de Fochezatto & Stülp (2008) faz uma análise sobre a convergência no setor agropecuário levando em consideração os fatores determinantes da produtividade.

Contudo, as técnicas de verificação da hipótese de convergência em sua forma tradicional vêm passando por uma série de adaptações que, ao longo do tempo, buscaram adequar as técnicas utilizadas de uma maneira a obter resultados mais robustos, como em Durlauf (2001), Spohr & Freitas (2011) e Penna & Linhares (2013).

Assim, este trabalho tem o objetivo de verificar a hipótese de convergência do PIB agropecuário per capita dos estados brasileiros, dada a importância do setor para o produto do País, e fornecer a velocidade com que as taxas de crescimento convergem para uma possível situação de equilíbrio. Assim, busca-se responder: existe convergência para as taxas de crescimento do PIB agropecuário per capita nas Unidades da Federação? E, se existe, com que velocidade essa série converge para uma situação de equilíbrio?

Destaca-se que a literatura que trata da convergência, principalmente a voltada para o setor agrícola, é vasta. Esta investigação, contudo, traz o diferencial de corrigir os vieses decorrentes da restrita dimensão temporal dos dados.

Revisão de literatura

A hipótese de convergência

A hipótese de que a produção per capita converge em economias ao longo do tempo representa uma das controvérsias mais antigas da teoria econômica. Contudo, a ideia básica por trás da hipótese de convergência é fornecer uma resposta para questionamentos como estes: devemos esperar que a disparidade de crescimento entre economias se limite ao longo do tempo? Existe uma tendência inerente às economias de baixa renda de crescer mais rápido do que as economias de alta renda? O crescimento econômico acabará por abrandar nas economias

de alta renda? As respostas a essas perguntas podem a ser afirmativas mesmo na ausência do comércio internacional? O crescimento em uma economia de alta renda causa uma maior taxa de crescimento (do que seria de outra forma possível) em uma economia de baixa renda? (Rassekh, 1998).

De acordo com a abordagem de Somasekharan et al. (2011), os modelos de convergência aplicados ao crescimento econômico geralmente mostram que em economias fechadas, sem diferenças de tecnologia e preferências, as taxas de crescimento da renda per capita tendem a estar inversamente relacionadas aos níveis iniciais de renda per capita. A força principal que conduz a convergência no modelo de crescimento neoclássico é o rendimento decrescente do capital reprodutível. Portanto, as economias com valores iniciais mais baixos dos índices capital-trabalho terão maiores produtos marginais de capital e, assim, tendem a crescer a uma taxa mais elevada.

Até a década de 1970, a Teoria Neoclássica do Crescimento Econômico, atribuída a Solow (1956), era a principal ferramenta de estudo sobre o crescimento econômico. Inicialmente, o autor considerou uma função de produção neoclássica contendo dois fatores de produção, capital e trabalho, com retornos decrescentes para os fatores. Admitindo as taxas de poupança e de crescimento populacional como exógenas, o estudo demonstra que essas duas variáveis determinam o nível de renda per capita de longo prazo.

A base teórica dos modelos de convergência é a teoria neoclássica, que implica progresso tecnológico, poupança exógena, taxas de retornos decrescentes dos fatores de produção e tendência a um estado estacionário. De acordo com o arcabouço teórico e literário, se as economias em análise têm preferências e tecnologias parecidas, aquelas mais pobres tendem a exibir crescimento do PIB mais rápido do que as mais ricas, reduzindo assim o *gap* de desenvolvimento entre elas (Spohr & Freitas, 2011).

De acordo com Gadea Rivas & Sanz Villarroya (2016), em estudos de convergência re-

centes, a teoria neoclássica tem sido amplamente aceita. Para os autores, a principal característica dessa teoria é que ela é representada no já mencionado modelo de crescimento de Solow.

Inicialmente, a hipótese de convergência era testada por meio de estimações sobre dados em corte transversal. Em relação a esse procedimento, Durlauf (2001) indica que uma correlação negativa entre as taxas de crescimento e o crescimento inicial é interpretada como evidência de β -convergência incondicional, em que incondicional significa que as características dos países não são levadas em consideração. Além disso, Durlauf (2001) indica que a análise condicional de β -convergência requer a inclusão de variáveis de condicionamento, como a taxa de investimento e crescimento populacional, para interpretar a taxa de convergência como uma medida de convergência condicional.

Contudo, a hipótese de convergência foi sendo reformulada e adaptada para cada caso específico, mas sempre visando ao auxílio na formação de políticas públicas para a condução de uma economia estável. Amorim et al. (2008) verificam a hipótese de convergência em suas formas relativa e absoluta em relação à renda dos principais setores da economia brasileira. Já Spohr & Freitas (2011) utilizam um modelo de β -convergência para verificar o comportamento de longo prazo do PIB agropecuário brasileiro. Freitas & Almeida (2015) fazem uma adaptação aos modelos de convergência para que se obtenha o controle da autocorrelação espacial, podendo assim verificar de forma mais robusta a hipótese de convergência para a renda dos países.

No entanto, a maior parte dos trabalhos que analisam a hipótese de convergência dão pouca importância a alguns problemas decorrentes das estimações ou chegam até mesmo a desconsiderar algumas contradições das ferramentas utilizadas. Penna & Linhares (2013) enfatizam uma contradição encontrada entre os testes de β -convergência e σ -convergência. Tendo em vista o fato de que em Spohr & Freitas (2011) foi encontrado um resultado em que o primeiro tipo de teste sustenta a hipótese de convergência, enquanto o teste da

σ -convergência atua de forma a não validar tal hipótese, Penna & Linhares (2013) argumentam que essa contradição possivelmente decorre de não linearidades no processo de convergência, que seriam condizentes com o processo de formação de clubes de convergência.

Sayginsoy (2004) usa uma abordagem de razão de verossimilhança para derivar um teste da hipótese da convergência econômica no contexto do modelo de tendência determinista linear. A abordagem permitiria obter resultados mais robustos na presença de uma tendência temporal nos dados. O teste é utilizado visando abordar diretamente a natureza não padrão da hipótese de convergência. Contudo, a suposição de normalidade é relaxada, e os resultados são naturalmente estendidos ao caso de erros estacionários de covariância com correlação serial desconhecida, o que representa uma melhoria sistemática em relação aos métodos convencionais para testar a convergência no mesmo contexto.

Já Ahmad & Hall (2017) consideram que a verificação da hipótese de convergência deve levar em consideração o que os autores denominam de proximidade institucional. Para a inserção dessa abordagem, os autores usam uma medida de dependência espacial não geográfica extraída do conceito de proximidade institucional, além da medida geográfica comumente usada. Para tanto, o modelo tradicional de verificação de convergência é adaptado por Ahmad & Hall (2017) na forma de um painel de dados capaz de controlar as interações espaciais por meio da especificação de Durbin.

Numa outra visão para com a hipótese de convergência, o estudo de Simionescu (2014) fundamenta-se na hipótese de que uma das falhas dos modelos de verificação de convergência é que essas abordagens geralmente não conseguem capturar os efeitos das disparidades regionais sobre os dados analisados. Simionescu (2014) propõe o uso de uma estimacão que capture as interações entre as unidades de espaço estudadas por meio de um modelo de defasagem espacial. Com isso, a autora consegue verificar a

veracidade da hipótese de convergência absoluta da renda nos países da União Europeia (UE).

Para Chen et al. (2006), é preciso ter uma certa cautela quando a convergência é analisada por meio de dados em painel. Para os autores, as conclusões tomadas a partir desse tipo de procedimento podem exibir um teor errôneo decorrente de possíveis vieses oriundos das estimacões. Chen et al. (2006) indicam que quando se analisa a velocidade de reversão dos desvios, as estimacões com dados em painéis podem estar sujeitas ao viés gerado pela agregacão inapropriada dos coeficientes autorregressivos heterogêneos, ao viés de Nickell e ao viés de agregacão temporal dos dados.

Revisão da literatura empírica

Começando pelas abordagens internacionais, Li et al. (2008), usando a metodologia da análise por envoltória de dados (DEA), buscam decompor a produtividade em mudança pura de eficiência técnica, mudança de eficiência de escala e progresso tecnológico. Os autores deduzem que o crescimento anual da produtividade agrícola na China é de cerca de 2,2%. O progresso tecnológico elevou a produtividade agrícola – taxa de 4,2% ao ano de 1980 a 2005 –, mas a eficiência da tecnologia diminuiu em média 1,9% ao ano. O crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) e o progresso tecnológico são mais rápidos nas províncias orientais do que nas regiões central e ocidental. A eficiência relativa da tecnologia foi estável nas províncias do leste do país, mas declinou nas províncias centrais e ocidentais. Assim, de acordo com os autores, foi o progresso tecnológico que impulsionou o crescimento da PTF na agricultura da China. Os testes também revelam que a convergência σ existe na produtividade agrícola chinesa.

Gáspár (2010) analisa se há convergência ou divergência nas economias de 171 países, de 1992 a 2008, usando a base de dados do Fundo Monetário Internacional (FMI). O processo de convergência, ou *catching-up*, é calculado usando o PIB per capita, pois, argumenta o autor, tal

indicador é uma boa proxy quantitativa relativa para o crescimento econômico, incluindo, também, como variáveis de interesse a participação da agricultura, da indústria, do setor de serviços, as exportações e a entrada de capitais. O autor também criou um indicador alternativo de convergência, ômega, além de usar os habituais sigma e beta, para analisar a convergência. A ideia por trás do indicador ômega é reunir os PIBs per capita em clusters com base em períodos, sendo um período base, 2002, e um corrente, 2008, para efeito de comparação.

Os resultados do trabalho sugerem convergência da seguinte maneira: as economias estão convergindo para seus próprios níveis de estado estacionário, mas apenas uma convergência muito lenta pode ser observada para as economias de baixa renda (e também para países desenvolvidos). Espera-se, de acordo com o autor, também um processo de convergência no longo prazo, mas principalmente para os países de renda média, o que parece confirmar a existência de clubes de convergência.

Rahman et al. (2017) investigam a convergência de valor agregado setorial em países do Regional Comprehensive Economic Partnership (RCEP) selecionados, aplicando o modelo de fator de coeficientes variáveis no tempo sugerido por Phillips & Sul (2007) no período 1987–2015. A convergência estrutural ocorre, de acordo com os autores, quando o progresso da convergência de renda é associado à convergência setorial ou nível desagregado. Além disso, um algoritmo de *clustering* aplicado resultou em três clubes: países avançados (Japão, Singapura e Coreia) no clube principal; países de rendimento médio-alto (Malásia, China e Tailândia) como segundo clube; e países de renda média-baixa (Indonésia, Filipinas e Índia) formam outro clube. A hipótese de três setores de convergência afirma que a convergência intersetorial aparece sempre que as nações menos desenvolvidas são capazes de reduzir a disparidade de renda com as nações avançadas, como no caso dos países asiáticos.

De acordo com os resultados do artigo, a convergência em termos de renda per capita foi

rápida, indicando nível mais alto de convergência no nível setorial. Para a robustez, foram usados dados de cinco setores: agricultura, manufatura, serviços, construção e mineração. Os resultados indicam uma sinalização clara para um movimento de *catching-up* dos países asiáticos para formar grandes grupos, ou seja, observa-se, no nível agregado, tendência de convergência.

Baráth & Fertö (2017) investigam os níveis relativos de produtividade e a decomposição da mudança de produtividade para a agricultura de países europeus em 2004–2013. Mais especificamente, a intenção é contribuir para o debate sobre se a PTF diminuiu na UE; o trabalho compara o nível relativo de PTF entre os estados membros da UE e investiga a diferença entre estados membros “antigos” (OMS) e “novos” estados membros (NMS), testando, por fim, se a PTF está convergindo entre os estados membros. A análise empírica aplica a estrutura de quantidade agregada desenvolvida em O’Donnell (2008) e usa dados em painel no nível nacional do setor agrícola de 23 estados membros da UE.

Os resultados implicam que a PTF diminuiu ligeiramente na UE no período analisado; no entanto, existem diferenças significativas entre os OMS e os NMS. De todo modo, as estimativas do artigo apoiam a hipótese de convergência de produtividade entre os estados membros.

Zuk & Savelin (2018) analisam a convergência da renda real nas regiões central, leste e sudeste da Europa para as economias mais avançadas da UE em 2000–2016. O artigo estabelece fatos estilizados de convergência, analisa os motores do crescimento econômico e identifica fatores que podem explicar as diferenças entre economias de rápida e lenta convergências na região.

Os resultados mostram que as economias mais bem sucedidas do continente, em termos de ritmo de convergência, compartilham algumas características, como uma forte melhoria na qualidade institucional e no capital humano, políticas econômicas orientadas para o exterior, certas condições demográficas e a rápida realocação do trabalho da agricultura para outros

setores. Além disso, de acordo com o trabalho, as economias de crescimento mais rápido (convergentes) geralmente experimentam uma apreciação da taxa de câmbio real, que muitas vezes se materializa em taxas de inflação mais altas. Depois de entrar na UE, no entanto, uma inflação mais alta pode levar a taxas de juros reais mais baixas do que em outros países membros, o que aumenta a probabilidade, segundo os autores, de que as economias de crescimento mais rápido experimentem, com maior frequência e intensidade, ciclos de expansão/recessão, particularmente por causa das taxas de juros naturais tipicamente mais altas nessas economias, a menos que instrumentos de política fiscal sejam adotados.

Em suma, a literatura empírica internacional parece apontar, como regra, para a convergência – no nível global, intra-países ou entre países de determinada região, como Ásia ou Europa.

Para o Brasil, Santos & Baptista (2008) buscam resposta sobre a existência de convergência de renda agropecuária para os estados no período de 1991 a 2005, usando os testes de β -convergência e σ -convergência. Os resultados sugerem que existe dependência entre a taxa de crescimento da renda agropecuária per capita e seu valor inicial, de forma que, em geral, as economias menos desenvolvidas no setor agropecuário crescem mais que as mais desenvolvidas. Dessa forma, de acordo com os resultados encontrados, o crescimento da renda agropecuária per capita teria atuado positivamente no sentido de reduzir as disparidades entre os estados, por influência de fatores indutores específicos ou políticas direcionadas para esse comportamento de convergência.

Spohr & Freitas (2011) também realizam testes de hipóteses de convergência absoluta, condicional e β -convergência das taxas de crescimento per capita da agropecuária dos estados brasileiros, usando dados em painel, sendo 1980–2004 o período da amostra. Os testes econométricos apontam um processo de convergência absoluta e, quando condicionada

ao capital humano, a convergência torna-se ainda mais acentuada. Contudo, de acordo os autores, as estimativas não mostram a existência de convergência sigma.

Já Dassow et al. (2011) fazem um estudo local, analisando os efeitos dos componentes setoriais do valor adicionado bruto sobre o crescimento econômico e a convergência de renda em Mato Grosso em 2001–2007. Os autores adaptam o modelo de Barro e Sala-i-Martin para β -convergência com técnicas econométricas espaciais. Os testes de autocorrelação espacial indicaram dependência espacial nas taxas de crescimento e composições setoriais da renda per capita no valor adicionado total. Os autores encontram também convergências absoluta e condicional da renda nos municípios mato-grossenses. Especificamente, ressalta-se que o setor agropecuário foi o principal responsável pelas oscilações econômicas, tanto para formação do valor adicionado quanto para a geração de renda.

Penna et al. (2012) examinam a existência de tendências comuns do PIB per capita agropecuário e a formação de clubes de convergência entre os estados, admitindo a possibilidade de heterogeneidade no processo de desenvolvimento tecnológico. A metodologia empregada segue aquela originalmente proposta por Phillips & Sul (2007) e sugere a formação de dois grupos de convergência: o primeiro formado por Acre, Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Minas Gerais, Paraná, Rondônia, Roraima, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, São Paulo e Tocantins; e o segundo formado por Alagoas, Amazonas, Amapá, Bahia, Ceará, Maranhão, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte e Sergipe.

Especificamente, o trabalho encontra que não ocorre β -convergência absoluta, mas ocorre β -convergência condicional, no sentido de que estados com características comuns tendem a convergir para um mesmo steady-state, formando clubes de convergência, e os autores argumentam que a hipótese de que estados com PIB per capita agropecuário inicial relativamente mais baixo devem crescer mais rapidamente

deve ser vista com cautela, ainda que tal teoria pareça se verificar para grande parte dos estados nessa condição. Por fim, a convergência das taxas de crescimento econômico entre os grupos não ocorre nos resultados do modelo, mas se verifica uma convergência do nível das rendas per capita estaduais dentro de cada clube.

Em análise similar sobre convergência com foco na agropecuária, mas tratando de microrregiões brasileiras, Saith & Kamitani (2016) verificam a existência de clusters espaciais com enfoque nas variáveis pecuária, lavouras permanentes e temporárias, em 1990 e 2013. A metodologia utilizada foi a de análise exploratória de dados espaciais (Aede), por meio do cálculo do índice I de Moran, global e local, além da análise de clusters. Os resultados sinalizam a presença de autocorrelação espacial na agropecuária entre as microrregiões brasileiras nas dimensões das variáveis adotadas. Também há evidências da migração da produção no sentido do Sul e Sudeste para o Centro-Oeste e Norte do País. Os modelos econométricos estimados mostram forte efeito espacial na produção pecuária nas microrregiões brasileiras e convergência espacial na produção pecuária brasileira.

Ou seja, da mesma maneira que se observa na literatura internacional, percebe-se tendência à convergência nas análises nacionais, ainda que a devida cautela deva ser adotada com o tipo e o ritmo de convergência em ambos os cenários.

Políticas públicas

De acordo com a literatura reunida em Grisa & Schneider (2015), as décadas de 1960 e 1970 são marcos da intervenção do Estado na agricultura e no meio rural. Segundos os autores, as políticas públicas desse período procuraram alterar o padrão tecnológico dos agricultores (incrementando a produção e a produtividade) e construir novas dinâmicas produtivas e econômicas relacionadas com as indústrias e com os mercados. Com isso, vieram políticas de moder-

nização da agricultura e projetos de desenvolvimento rural integrado, seguindo os receituários de agências multilaterais.

Conforme Chaddad & Jank (2006), a partir da década de 1980 o Brasil começa a adotar algumas iniciativas mais liberais e políticas mais voltadas ao mercado, o que impacta a performance dos setores alimentício e agropecuário. Particularmente a partir de 1985, segundo os autores, há uma abertura para o comércio internacional, bem como sua integração através de iniciativas como a implementação do Mercosul e a eliminação de tarifas de exportação, entrando na década de 1990 com mais políticas que de alguma forma motivaram o setor, como uma política mais agressiva contra barreiras alfandegárias na agricultura e a negociação de acordos entre o Mercosul e UE e a Área de Livre Comércio das Américas (Alca), além de outros acordos bilaterais.

Somam-se a isso as políticas públicas voltadas para o crédito, começando com o Sistema Nacional de Crédito Rural, criado ainda na década de 1960, e chegando até a década de 1990 com iniciativas como o Programa de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), criado em 1996 para fornecer crédito aos agricultores familiares, mas que posteriormente recebeu uma extensão, denominada Assistência Técnica e Extensão Rural (Ater), que fornece assistência para a agroindústria e outros setores correlacionados com diversas linhas de crédito, bem como diversos programas específicos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). Ressalte-se, no entanto, que, ainda na década de 1990, há uma crise relacionada ao endividamento no setor agrícola, sendo necessárias iniciativas de rescalonamento e renegociação dessas dívidas⁷.

Chaddad & Jank (2006) ressaltam que, dado o papel essencial do setor agroalimentar na economia brasileira, seria importante que as políticas públicas destinadas a agricultores mais pobres não impeçam investimentos adicionais em bens públicos que contribuam para ganhos

⁷ Ver Chaddad & Jank (2006).

de produtividade e acesso ao mercado de todos os tipos de fazendas e para a competitividade do País. Os autores argumentam que os esforços brasileiros nas negociações comerciais internacionais não contribuirão para o crescimento agroalimentar nem para o desenvolvimento econômico se o País não continuar a investir em iniciativas importantes, como pesquisa agrícola – ainda que tenha feito isso através da Embrapa –, infraestrutura pública, inspeção sanitária animal e vegetal e medidas para proteger o meio ambiente.

Cazella et al. (2016), analisando as políticas públicas de desenvolvimento rural no País, argumentam que, em linhas gerais, os resultados mostram que, mesmo com avanços alcançados nos últimos 25 anos na concepção de políticas públicas específicas para a agricultura familiar, três aspectos se sobressaem: a polarização das ações, separando as políticas entre as de natureza produtiva e as de caráter assistencial, as dificuldades de se ampliar o público contemplado pelas políticas orientadas para o fomento da produção agropecuária e a inexistência de contrapartidas socioambientais para aqueles que se beneficiam de subsídios.

Barreto & Almeida (2009) sustentam que, em termos de políticas públicas, o alvo deveria ser o incentivo de isenções tributárias para investimentos em pesquisa agropecuária e financiamento de capital de risco para empresas intensivas em tecnologia agropecuária mais avançada.

A literatura compilada em Grisa & Schneider (2015), mencionada anteriormente, sugere que os resultados das políticas públicas para o setor agropecuário têm sido mistos: por um lado houve a inclusão, de forma contundente, do setor em programas de crédito, bem como a modernização técnica, com avanços tecnológicos que fomentaram incrementos de eficiência; por outro, muitos atores econômicos ainda estão à margem de subsídios, e políticas

com preocupações com o meio ambiente ainda carecem de maior capilaridade.

Metodologia

Há uma limitação do período nos dados disponíveis para a população rural e para os PIB do setor agrário dos estados. Para reduzir o efeito negativo do tamanho da amostra na análise em questão, este trabalho utiliza técnicas capazes de corrigir um conjunto de vieses metodológicos propostas por Chen et al. (2006). Evita-se a análise de convergência via testes de raiz unitária ou de cointegração, e as evidências empíricas sobre a hipótese de convergência são obtidas através da estimação de um modelo dinâmico para dados em painel e das meias-vidas.

Dados

Os dados utilizados aqui são de caráter secundário e foram extraídos da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipeadata, 2017). Foram usados valores referentes ao PIB agropecuário das 26 Unidades da Federação e do Distrito Federal – dados anuais dispostos entre 2001 e 2009.⁸

Os valores foram atualizados pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2018).

A Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas dos dados utilizados aqui. Considerando a amostra como um todo, observa-se que o valor médio do PIB agropecuário per capita brasileiro no período analisado foi de R\$ 2.620,00. Seu valor máximo ocorreu em 2008, R\$ 2.890,00; o menor, foi de R\$ 2.270,00, em 2006.

Tratamento econométrico

Para encontrar o valor da meia-vida, inicialmente parte-se de um modelo autorregressivo de

⁸ Os dados do PIB per capita agropecuário estadual, disponível no site do Ipeadata, referem-se só até 2009.

⁹ Em aplicações empíricas com dados na frequência anual, o uso de uma defasagem (AR(1)) geralmente é suficiente. Esse número de defasagem foi confirmado por critérios de informação.

Tabela 1. Estatísticas descritivas do PIB agropecuário per capita dos estados brasileiros (R\$).

UF	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
AC	1.839,145	1.060,741	199,1762	2.931,911
AL	700,7607	73,4979	618,6633	854,3635
AM	1.214,409	281,024	532,7552	1.473,038
AP	1.553,11	294,6582	1.090,732	2.009,742
BA	985,4295	78,9293	828,9357	1.098,509
CE	796,3342	149,0707	489,8094	1.005,376
DF	1.386,728	453,9171	703,4039	1.952,578
ES	3003,33	791,4902	1.492,099	3.970,605
GO	6.602,366	1.255,335	4.646,972	8.211,519
MA	1.253,504	350,0883	737,978	1.978,076
MG	3.335,865	517,6788	2.337,712	4.194,268
MS	7.892,232	2.129,861	5.387,602	11.987,57
MT	9.515,365	2.626,661	5.202,716	13.026,05
PA	1.015,746	349,2727	779,3889	1.919,577
PB	888,3832	141,7192	738,6722	1.212,06
PE	732,6905	149,6612	609,2382	1.096,787
PI	592,6635	109,165	449,2603	729,9274
PR	4.380,283	702,8628	3.549,213	5.707,689
RJ	1.316,974	180,2891	993,1344	1.637,532
RN	683,6502	187,7185	247,5937	845,4134
RO	3.133,806	872,8571	1.625,219	4.588,378
RR	1.514,412	474,1221	477,5298	2.084,547
RS	4.287,627	897,0819	2.739,641	5.946,443
SC	3.959,232	577,6262	3.185,077	5019,53
SE	1.126,711	184,0495	900,3903	1.406,198
SP	4.246,29	2.268,483	2582,15	1.0130,06
TO	2.961,708	859,2103	1.030,702	3.847,053
BR	2,6267	0,2282	2,2700	2,8900

ordem 1 AR (1)⁹. Considerando dados dispostos em tempo e espaço ($i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$), um modelo com efeitos fixos, admitindo a possibilidade de heterogeneidade entre as unidades de corte transversal, assume a forma

$$r_{it} = \alpha_i + \rho_i r_{it-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

⁹ Os numerários são os outros estados e sua média.

em que $r_{it} = [\{ \ln(y_{it}) - \ln(y_{it}^*) \} \times 100]$; $\ln(y_{it})$ e $\ln(y_{it}^*)$ são o log natural do PIB agropecuário per capita do estado i e da unidade econômica t usada como base da comparação (numerário¹⁰). A partir da estimação do coeficiente ρ , é possível obter o valor das meias-vidas para cada unidade de corte transversal:

$$H(\hat{\rho}_i) = -(\ln(2) / \ln(\hat{\rho}_i)) \quad (2)$$

A meia-vida é uma medida usualmente utilizada para a velocidade de convergência e indica qual é o tempo necessário para que caia pela metade o hiato entre as economias – representado em r_{it} .

Nesse procedimento, a velocidade de reversão dos desvios do PIB agropecuário estadual é não linear e apresenta grande sensibilidade ao valor de $\hat{\rho}$. Nesse sentido, o cálculo da meia-vida por meio da estimação de $\hat{\rho}$ exige um procedimento estatístico robusto e cauteloso para que se possa obter resultados consistentes.

Chen et al. (2006) indicam a possibilidade de existência de três vieses na estimação da velocidade de reversão dos desvios dos valores com dados em painel: o viés gerado pela agregação inapropriada dos coeficientes autorregressivos heterogêneos; o viés de Nickell, que ocorre quando uma regressão dinâmica inclui o intercepto; e o viés de agregação temporal dos dados.

Assim, utiliza-se o teste indicado por Pesaran & Yamagata (2008) para verificar a hipótese de homogeneidade dos parâmetros autorregressivos. Caso a hipótese nula da homogeneidade seja rejeitada, aplica-se então uma estimação baseada no Recursive Adjusted Seemingly Unrelated Regression (RSUR), seguindo o procedimento indicado por Choi et al. (2004).

Quando o viés de Nickell é a única fonte de viés no painel dinâmico, aplica-se o coeficiente estimado via Feasible Generalized Last Squares com efeito fixo (FGLS) para que se possa obter uma estimação média não viesada.

O viés de agregação temporal dos dados pode ocorrer pela introdução de uma estrutura de média móvel MA(1) no erro da regressão. Nesse sentido, a agregação dos dados pode estar indexada a um valor proveniente do tempo de indexação $t = 1, \dots, T$, e, para cada intervalo reportado, existem M intervalos que dependem da frequência com que os dados foram coletados. Considerando a estrutura temporal dos dados aqui utilizados, o problema de agregação temporal dos dados será corrigido considerando $M = 365$. Para isso, aplica-se o inverso da agregação temporal em função de M .

Além disso, a existência de ambos os vieses, o de Nickell e o de agregação de dados, pode implicar em um efeito combinado de interação entre os vieses, gerando com isso um viés adicional. O efeito líquido desse viés combinado vai depender do verdadeiro valor de ρ . O procedimento para a correção do viés combinatório consiste na estimação de ρ por FGLS, aplicando-se em seguida a função inversa do viés combinado, como demonstrado por Chen et al. (2006), que denominam esse estimador de $\hat{\rho}_{GNTAU} = \beta^{-1}(\hat{\rho}_{FGLS}, M, T)^{14}$, de modo que $\beta^{-1}(\cdot)$ é o inverso do viés de Nickell e a agregação temporal combinados, M é o número de subintervalos utilizados, e T é o número de períodos.

Em suma, o procedimento aqui adotado segue estas etapas: realiza-se o teste de homocedasticidade proposto por Pesaran & Yamagata (2008); em seguida, se os coeficientes autorregressivos forem homogêneos, estima-se a equação 1 por meio do procedimento FGLS, aplicando posteriormente a correção de Nickell; depois, aplica-se o inverso do viés de agregação temporal; por fim, corrige-se $\hat{\rho}_{FGLS}$ para o viés combinado de Nickell e de agregação temporal. Ressalta-se que, em todos os procedimentos descritos, os valores das meias-vidas serão obtidos conforme a equação 2.

Resultados e discussão

Conforme a experiência internacional, a importância da agropecuária no PIB de um país

exibe tendência declinante ao longo do tempo. Isso tem ocorrido na maioria das nações, inclusive no Brasil no período de 1960 a 1993. Porém, a partir de meados da década de 1990 até 2004 o PIB agropecuário cresceu no Brasil, o que não ocorreu na maioria dos países sul-americanos (Brugnaró & Bacha, 2009).

A Figura 1 mostra uma dispersão dos valores do PIB agropecuário per capita dos estados – nota-se grande concentração de baixos valores. O Centro-Oeste se destaca por possuir os maiores PIB per capita.

A afirmação de Brugnaró & Bacha (2009) reflete um indicativo da forte participação da agropecuária na produção nacional até 2004. Depois desse período, tem-se o comportamento do PIB brasileiro dividido trimestralmente em três grandes setores (Figura 2).

Visualiza-se uma certa oscilação na participação da agropecuária no PIB total, que pode ser decorrente de muitos fatores – clima, produção e comportamento dos mercados interno e externo. Contudo, comparando os períodos finais com os iniciais, percebe-se que houve queda razoável da participação da agropecuária no PIB total, que perdeu espaço, juntamente com o setor de serviços, para o campo industrial. O comportamento temporal da agropecuária na Figura 2 mostra que esse setor ainda detém pouca participação no PIB. Entretanto, Raiher et al. (2016) indicam que mesmo com baixa participação no valor total da produção, a agropecuária desempenha papel fundamental no desenvolvimento econômico, suprimindo os demais setores de matérias-primas e gerando uma grande demanda de produtos de outros setores, colaborando assim para o estabelecimento de uma situação de equilíbrio econômico.

Dentro do setor agropecuário, a agricultura fundamenta grande parte da participação do agronegócio brasileiro. Dados da Cepea (2017) mostram que grande parte do valor do agronegócio nacional provém da agricultura, de forma que as oscilações do agronegócio brasileiro

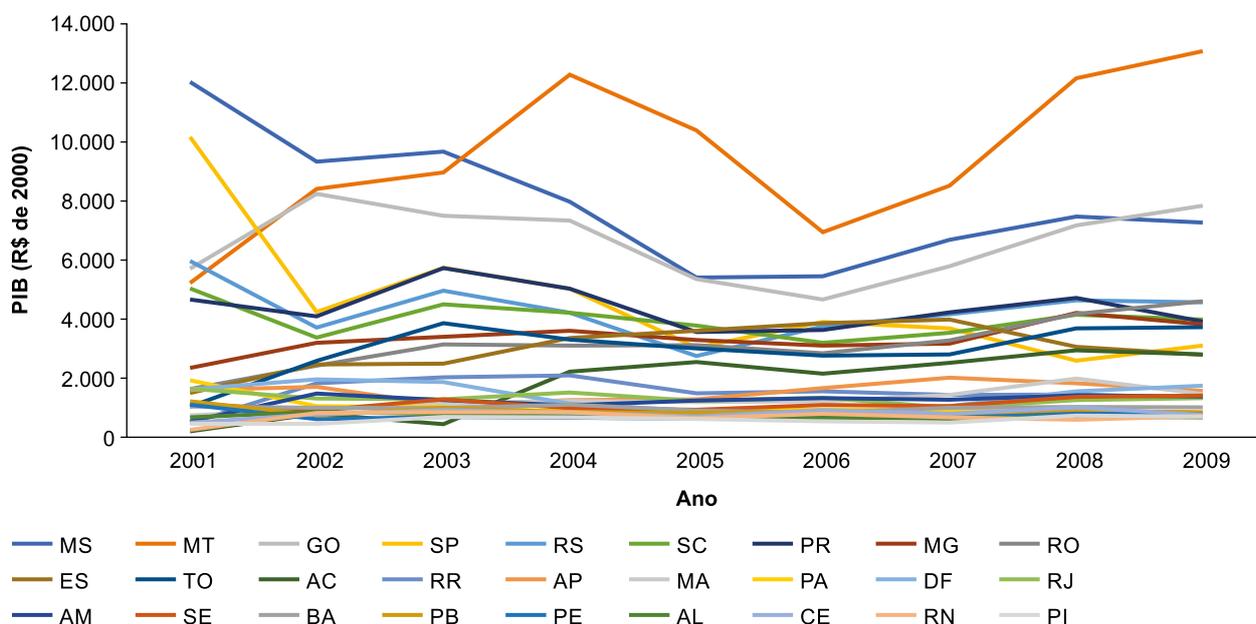


Figura 1. PIB agropecuário per capita brasileiro por Unidade da Federação (R\$ de 2000).

Fonte: elaborado com dados do Ipeadata (2017).

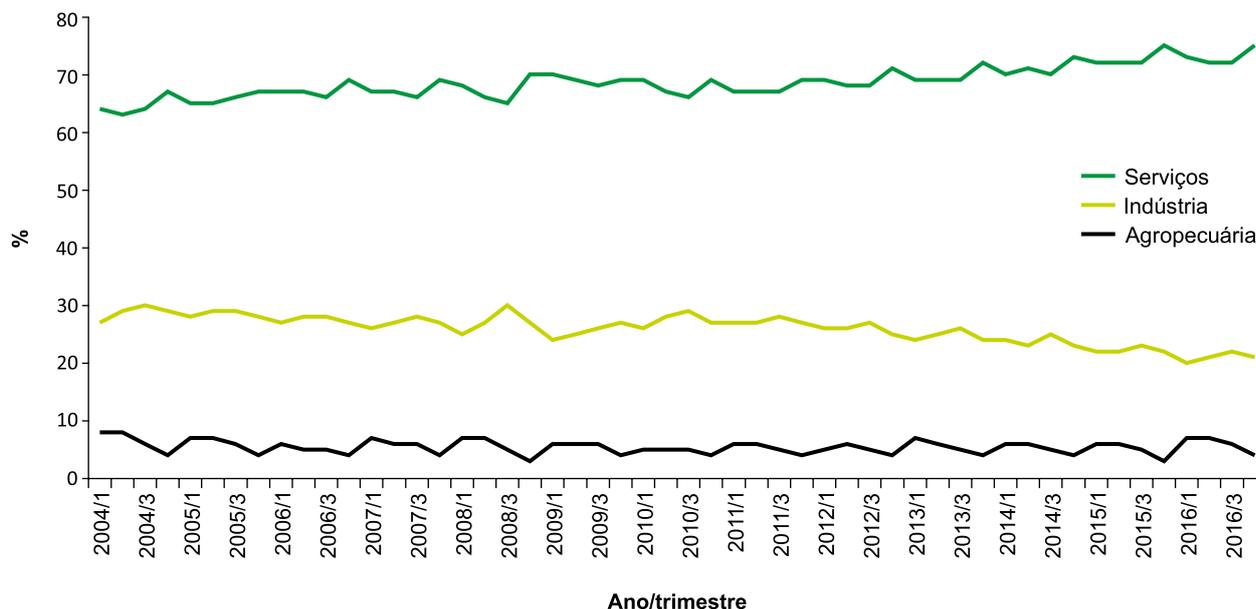


Figura 2. Participação setorial no valor agregado do PIB brasileiro.

Fonte: elaborado com dados do IBGE (2017).

acompanham as mudanças do valor determinado pelo setor agrícola (Figura 3).

De acordo com Conceição & Conceição (2014), a agricultura brasileira constitui um dos pilares fundamentais para o estabelecimento de

uma balança comercial favorável. Os autores indicam que uma parte considerável da produção agrícola nacional é destinada à exportação, o que fornece ao País um suprimento constante de divisas.

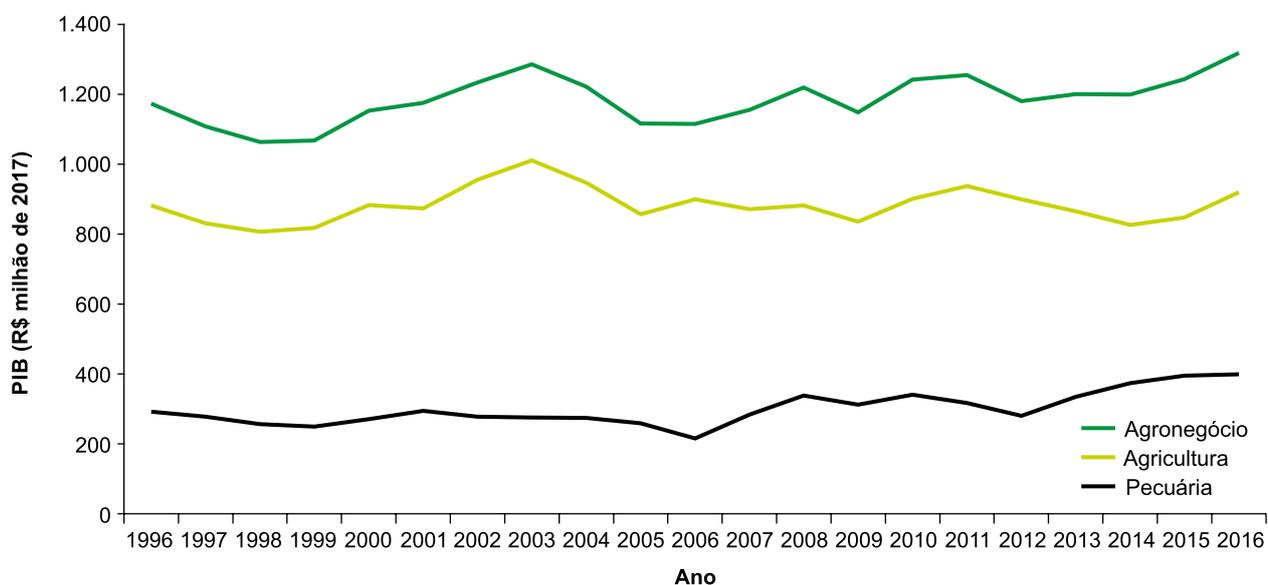


Figura 3. PIB do agronegócio brasileiro (R\$ milhões de 2017).

Fonte: elaborado com base nos dados da Cepea (2017).

Dado esse comportamento do setor agrícola diante da economia nacional, Conceição & Conceição (2014) ressaltam, bem como Almeida et al. (2008), Brugnaro & Bacha (2009) e Raiher et al. (2016), a importância do fornecimento de indicadores do setor agrícola nacional para a formulação de políticas públicas.

Nesse sentido, Almeida et al. (2008) indicam que a verificação da hipótese de convergência aplicada ao setor agrícola fornece indícios do comportamento de longo prazo desse setor, proporcionando assim uma aplicação de políticas públicas num contexto mais eficiente.

Assim, elaborou-se aqui um conjunto de estimações, conforme indicado na sessão anterior, buscando fornecer um indicativo coerente e robusto para a hipótese de convergência referente ao PIB agropecuário dos estados. Foram feitas estimações para corrigir os possíveis vieses indicados por Chen et al. (2006). Os resultados desse procedimento são mostrados na Tabela 2.

Os resultados indicam que as meias-vidas sem correções exibem valores superiores àqueles encontrados com os procedimentos corretores dos vieses de Nickell e temporal conjuntamente.

Isso aponta para indícios de que o efeito do viés de Nickell se sobrepõe aos efeitos do viés de agregação temporal.

Considerando o resultado obtido com a correção de ambos os vieses, verifica-se que no intervalo de 0,49 a 1,44 anos, a escolha do numerário não aufer grandes efeitos sobre a velocidade de reversão do PIB agropecuário dos estados. Os parâmetros autorregressivos estimados por essa técnica são bem menores do que a unidade em todos os numerários utilizados. Esses resultados podem ser entendidos como evidências favoráveis a um processo de convergência entre os PIBs per capita da agropecuária dos estados.

Considerando a média encontrada para o Brasil, a meia-vida obtida com a correção de ambos os vieses indica que os desvios do PIB agropecuário nacional demoram em média um ano para alcançar a distância entre o valor corrente e o nível de equilíbrio. Verifica-se também que a maior meia-vida é obtida quando o Piauí é usado como numerário, e a menor, no caso da Bahia.

Tabela 2. Resultados das estimações e meias-vidas.

UF	Sem correção		Nickell		Agr. temporal		Nickell+Temporal	
	AR	MV	AR	MV	AR	MV	AR	MV
AC	0,49	0,96	0,75	2,43	0,15	0,36	0,60	1,34
AL	0,24	0,49	0,48	0,94	0,02	0,17	0,32	0,61
AM	0,26	0,51	0,48	0,93	0,02	0,17	0,32	0,60
AP	0,20	0,43	0,75	2,38	0,15	0,36	0,59	1,32
BA	0,29	0,56	0,40	0,76	0,01	0,16	0,25	0,50
CE	0,33	0,62	0,68	1,81	0,11	0,31	0,53	1,08
DF	0,19	0,42	0,50	0,99	0,02	0,18	0,34	0,64
ES	0,05	0,24	0,42	0,80	0,01	0,16	0,26	0,52
GO	0,23	0,48	0,43	0,83	0,01	0,16	0,28	0,54
MA	0,27	0,53	0,55	1,17	0,04	0,22	0,39	0,75
MG	0,27	0,53	0,65	1,60	0,09	0,29	0,49	0,98
MS	-	-	-	-	-	-	-	-
MT	0,49	0,97	0,75	2,35	0,14	0,36	0,59	1,30
PA	0,07	0,26	0,43	0,82	0,01	0,16	0,27	0,53
PB	0,32	0,60	0,51	1,04	0,03	0,19	0,35	0,67
PE	0,37	0,70	0,61	1,42	0,07	0,26	0,46	0,88
PI	0,38	0,72	0,78	2,74	0,16	0,38	0,62	1,44
PR	0,36	0,69	0,63	1,49	0,08	0,27	0,47	0,92
RJ	0,59	1,32	0,76	2,48	0,15	0,37	0,60	1,35
RN	0,20	0,43	0,48	0,95	0,02	0,17	0,33	0,62
RO	0,42	0,79	0,68	1,80	0,11	0,31	0,52	1,07
RR	0,42	0,79	0,62	1,44	0,07	0,26	0,46	0,89
RS	0,42	0,81	0,68	1,79	0,11	0,31	0,52	1,07
SC	0,33	0,62	0,68	1,80	0,11	0,31	0,52	1,07
SE	0,58	1,28	0,60	1,35	0,06	0,25	0,44	0,85
SP	0,15	0,36	0,48	0,93	0,02	0,17	0,32	0,60
TO	0,26	0,52	0,45	0,87	0,01	0,16	0,30	0,57
Med.BR	0,24	0,49	0,40	0,75	0,01	0,16	0,24	0,49
Min	0,05	0,24	0,40	0,75	0,01	0,16	0,24	0,49
Max	0,59	1,32	0,78	2,74	0,16	0,38	0,62	1,44
Média	0,31	0,64	0,58	1,45	0,07	0,25	0,42	0,87

Nota: MV = meia-vida.

Os resultados para Mato Grosso do Sul como numerário não são reportados em virtude da necessidade de se retirar essa unidade econômica da amostra. Quando se inclui esse estado, obtém-se uma matriz não invertível que impossi-

bilita o processo de estimação do modelo. Uma análise foi feita e verifica-se que a correlação das variáveis calculadas em forma de desvio em relação a Mato Grosso do Sul é elevada entre vários estados. No caso de AL e PB, AM e PE e ES e PA,

essa correlação chega a 0,99, e esse valor elevado pode explicar o problema de invertibilidade da matriz em questão.

As meias-vidas encontradas são relativamente baixas. Spohr & Freitas (2011) encontram uma meia-vida de seis anos para o PIB per capita da agropecuária brasileira. Contudo, os autores usam uma abordagem convencional com dados em painel para a verificação da hipótese de convergência, que é feita no referido estudo sobre o PIB agropecuário per capita.

Com base nesses resultados, pode-se concluir, de forma resumida, que os desvios do PIB agropecuário dos estados demoram, em média, cerca de um ano para alcançar a distância entre o valor corrente e o nível de equilíbrio. Além disso, observa-se que estados com um PIB agropecuário per capita maior exibem taxa de crescimento menor do que vários estados que partiram de um menor nível. Isso sugere uma perspectiva de efeito *catch-up*.

Assim, em termos de políticas públicas, dada a relativa velocidade rápida dessa tendência, seria interessante continuar o fomento do fenômeno, para uma convergência continuada do PIB do setor agropecuário, e uma integração maior entre os ritmos produtivos dos estados e regiões do País.

Como ressaltado por Chaddad & Jank (2006), considera-se de suma importância combinar o movimento de convergência com ações continuadas de crédito e acordos bilaterais e multilaterais, para que ganhos de eficiência continuem sendo motivados. Como ressaltado por Barreto & Almeida (2009), além do financiamento de capital, o investimento em pesquisa, seja por fomento direto, seja por isenção tributária, é uma maneira interessante de incentivar o produto agropecuário no País.

Considerações finais

Este trabalho teve por objetivo verificar a hipótese de convergência para os desvios do PIB agropecuário dos estados brasileiros e fornecer

um indicativo para a velocidade de convergência. Foram utilizados valores do PIB agropecuário per capita referentes às 26 Unidades de Federação e ao Distrito Federal. As ferramentas metodológicas adotadas buscaram fornecer um resultado mais preciso e robusto em relação às meias-vidas. Para isso, utilizou-se um conjunto de estimações de modo a corrigir os vieses decorrentes dos procedimentos econométricos com dados em painel.

Verificou-se inicialmente que o setor agrícola desempenha um papel fundamental na conjuntura econômica brasileira nos últimos anos. Com base nas estimações com os desvios do PIB agropecuário estadual, verificou-se que os efeitos do viés de Nickell foram superiores aos efeitos do viés de agregação temporal nos dados utilizados.

Os resultados obtidos com as meias-vidas indicaram que os desvios do PIB agropecuário dos estados demoram, em média, cerca de um ano para alcançar a distância entre o valor corrente e o nível de equilíbrio. Os parâmetros autorregressivos são bem menores do que a unidade em todos os numerários utilizados. Esses resultados são evidências empíricas de um processo de convergência entre os PIBs agrícolas per capita dos estados.

Entretanto, dada a limitação do período disponível, esses resultados devem ser vistos com cautela, principalmente no que se refere a um processo de longo prazo como o de convergência. Nesse sentido, os resultados deste estudo talvez sejam mais bem entendidos como evidências em favor de uma redução nas diferenças da produtividade agrícola entre os estados no período em análise.

Por esse resultado, estados que possuíam um PIB agropecuário per capita maior exibiram taxa de crescimento menor do que vários estados que partiram de um menor nível, o que proporciona o efeito *catch-up* encontrado neste estudo. Entretanto, estudos sobre convergência estadual para o PIB total per capita, como Santos & Baptista (2008) e Penna et al. (2012), apontam para um processo de convergência em clubes, em que no de renda mais alta estão os estados do Sudeste e Sul.

Tais evidências sugerem novos questionamentos: se os ganhos de produtividade no setor agropecuário dos estados com menor PIB foram maiores, então que fatores explicariam tal resultado? Ou há algum fenômeno ainda não explorado acontecendo com a produtividade dos maiores estados produtores agrícolas que permitiu a aproximação com os estados com menor produção agrícola?

Estudos que forneçam respostas a essas perguntas serão de suma importância para complementar os resultados aqui encontrados e, em conjunto, fornecerem informações para a formulação de políticas públicas que visem ao crescimento econômico do setor agrícola brasileiro. Políticas para o crédito, isenções tributárias, acordos bilaterais e multilaterais e incentivo à pesquisa podem, combinados, favorecer ainda mais a convergência do produto no Brasil.

Referências

- ABRAMOVITZ, M. Catching up, forging ahead and falling behind. **Journal of Economic History**, v.46, p.385-406, 1986. DOI: <https://doi.org/10.1017/S0022050700046209>.
- AHMAD, M.; HALL, S.G. Economic growth and convergence: do institutional proximity and spillovers matter? **Journal of Policy Modeling**, v.39, p.1065-1085, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2017.07.001>. Acesso em: 11 dez. 2017.
- ALMEIDA, E.S. de; PEROBELLI, F.S.; FERREIRA, P.G.C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.46, p.31-52, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032008000100002>.
- AMORIM, A.L.; SCALCO, P.R.; BRAGA, M.J. Crescimento econômico e convergência de renda nos estados brasileiros: uma análise a partir dos grandes setores da economia. **Revista Econômica do Nordeste**, v.39, p.359-370, 2008.
- BARÁTH, L.; FERTÖ, I. Productivity and convergence in European agriculture. **Journal of Agricultural Economics**, v.68, p.228-248, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12157>.
- BARRETO, R.C.S.; ALMEIDA, E. A contribuição da pesquisa para convergência e crescimento da renda agropecuária no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.47, p.719-737, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032009000300009>.
- BRUGNARO, R.; BACHA, C.J.C. Análise da participação da agropecuária no PIB do Brasil de 1986 a 2004. **Estudos Econômicos**, v.39, p.127-159, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0101-41612009000100005>.
- CAZELLA, A.A.; CAPELLESSO, A.J.; MEDEIROS, M.; TECCHIO, A.; SENCÉBÉ, Y.; BÚRIGO, F.L. Políticas Públicas de Desenvolvimento Rural no Brasil: O Dilema entre Inclusão Produtiva e Assistência Social. **Política e Sociedade**, v.15, p.49-79, 2016. Edição Especial. DOI: <https://doi.org/10.5007/2175-7984.2016v15nesp1p49>.
- CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **PIB do agronegócio brasileiro**. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>>. Acesso em: 15 dez. 2017.
- CHADDAD, F.R.; JANK, M.S. The Evolution of Agricultural Policies in Agribusiness Development in Brazil. **Choices**, v.21, p.85-90, 2006.
- CHEN, L.-L.; CHOI, S.; DEVEREUX, J. Accounting for U.S. Regional Real Exchange Rates. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.38, p. 229-244, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1353/mcb.2006.0013>.
- CHOI, C.-Y.; MARK, N.C.; SUL, D. **Bias reduction by mean adjustment in dynamic panel data models**. 2004. Disponível em: <<https://www3.nd.edu/~meg/MEG2004/Choi-Chi-Young.pdf>>. Acesso em: 17 dez. 2017.
- CONCEIÇÃO, J.C.P.R. da; CONCEIÇÃO, P.H.Z. da. **Agricultura: evolução e importância para a balança comercial brasileira**. Brasília: Ipea, 2014. (Ipea. Texto para discussão, 1944).
- DASSOW, C.; COSTA, R.M.G.S. da; FIGUEIREDO, A.M.R. Crescimento econômico municipal em Mato Grosso: uma análise de convergência de renda. **Revista Brasileira de Economia**, v.65, p.359-372, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0034-71402011000400003>.
- DURLAUF, S.N. Manifesto for a growth econometrics. **Journal of Econometrics**, v.100, p.65-69, 2001. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(00\)00055-5](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(00)00055-5).
- FGV. Fundação Getúlio Vargas. **IGP: Índice Geral de Preços**. Disponível em: <<https://portalibre.fgv.br/estudos-e-pesquisas/indices-de-precos/igp/>>. Acesso em: 19 set. 2018.
- FIGUEIREDO, N.M.S. de; CORRÊA, A.M.C.J. **Tecnologia na agricultura brasileira: indicadores de modernização no início dos anos 2000**. Brasília: Ipea, 2006. (Ipea. Texto para Discussão, nº 1163).
- FOCHEZATTO, A.; STÜLP, V.J. Análise da convergência da produtividade da mão-de-obra agropecuária entre os estados brasileiros: aplicação de matrizes de Markov, 1990-2000. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.46, p.739-765, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032008000300007>.

- FREITAS, M.V. de; ALMEIDA, E. Existe realmente convergência de renda entre países? **Estudos Econômicos**, v.45, p.287-316, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/0101-4161201545282mfe>.
- GADEA RIVAS, M.D.; SANZ VILLARROJA, I. **Testing the convergence hypothesis for OECD countries: a reappraisal**. 2016. Economics Discussion paper nº 2016-45. Disponível em: <<http://www.economics-ejournal.org/economics/discussionpapers/2016-45/file>>. Acesso em: 17 dez. 2017.
- GÁSPÁR, A. Economic growth and convergence in the world economies: an econometric analysis. In: CHALLENGES FOR ANALYSIS OF THE ECONOMY, THE BUSINESSES, AND SOCIAL PROGRESS INTERNATIONAL SCIENTIFIC CONFERENCE, 2009, Szeged. **Proceedings**. Szeged: Unidocument Kft., 2010. p.97-110. Edited by Péter Kovács, Katalin Szép and Tamás Katona.
- GRISA, C.; SCHNEIDER, S. (Org.). **Políticas públicas de desenvolvimento rural no Brasil**. Porto Alegre: Ed. da UFRGS, 2015. (Série Estudos Rurais).
- IBGE. **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 17 dez. 2017.
- IPEADATA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 17 dez. 2017.
- LI, G.; ZENG, X.; ZHANG, L. Study of agricultural productivity and its convergence across China's regions. **The Review of Regional Studies**, v.38, p.361-379, 2008.
- O'DONNELL, C.J. **An aggregate quantity-price framework for measuring and decomposing productivity and profitability change**. [Brisbane]: Centre for Efficiency and Productivity Analysis, 2008. (CEPA. Working Papers nº WP07/2008).
- PENNA, C.; LINHARES, F. Há controvérsia entre análises de Beta e Sigma-convergência no Brasil? **Revista Brasileira de Economia**, v.67, p.121-145, 2013.
- PENNA, C.M.; LINHARES, F.; KLINGER, A.; PETTERINI, F. Convergência do PIB per capita agropecuário estadual: uma análise de séries temporais. **Economia Aplicada**, v.16, p.665-681, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1413-80502012000400006>.
- PESARAN, M.H.; YAMAGATA, T. Testing slope homogeneity in large panels. **Journal of Econometrics**, v.142, p.50-93, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>.
- PHILLIPS, P.C.B.; SUL, D. Transition modeling and econometric convergence tests. **Econometrica**, v.75, p.1771-1855, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2007.00811.x>.
- RAHMAN, M.; MARIKAN, D.A.A.; BAKAR, N.A.B.; ARIP, M.A. Sectoral GDP Convergence of Selected RCEP countries: lead or lags? **International Journal of Business and Society**, v.18 S2, p.669-676, 2017.
- RAIHER, A.P.; OLIVEIRA, R.A. de; CARMO, A.S.S. do; STEGE, A.L. Convergência da produtividade agropecuária do Sul do Brasil: uma análise espacial. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.54, p.517-536, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790540307>.
- RASSEKH, F. The convergence hypothesis: history, theory, and evidence. **Open Economies Review**, v.9, p.85-105, 1998. DOI: <https://doi.org/10.1023/A:1008279323832>.
- SAITH, W.; KAMITANI, E.L.T. Convergência e dinâmica agropecuária: uma análise espacial entre os anos de 1990 e 2013. **Revista de Economia e Agronegócio**, v.14, p.77-103, 2016.
- SANTOS, C.M.B.; BAPTISTA, A.J.M. dos S. Disparidades regionais da renda agropecuária per capita nos estados brasileiros: uma análise de convergência. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco. **Amazônia, mudanças globais e agronegócio: o desenvolvimento em questão: anais**. Rio Branco: Sober, 2008.
- SAYGINSOY, O. **Powerful and serial correlation robust tests of the economic convergence hypothesis**. 2004. Disponível em: <<http://www.albany.edu/economics/research/workingsp/2004/convergence.pdf>>. Acesso em: 10 dez. 2017.
- SIMIONESCU, M. The Beta-convergence Analysis and Regional Disparities in EU-28. **ACTA VŠFS**, v.8, p.167-177, 2014.
- SOLOW, R.M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v.70, p.65-94, 1956. DOI: <https://doi.org/10.2307/1884513>.
- SOMASEKHARAN, J.; PRASAD, S.; ROY, V.P.N. Convergence hypothesis: some dynamics and explanations of agricultural growth across Indian states. **Agricultural Economics Research Review**, v.24, p.211-216, 2011.
- SPOHR, G.; FREITAS, C.A. de. Teste da convergência do PIB per capita da agropecuária no Brasil entre 1980 e 2004. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.49, p.341-368, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032011000200004>.
- ŽUK, P.; SAVELIN, L. **Real convergence in central, eastern and south-eastern Europe**. [Frankfurt]: European Central Bank, 2018. (ECB Occasional Paper Series, nº 212).