

Ribeiro, Márcio Bruno; da Conceição, Júnia Cristina Péres Rodrigues

Working Paper

O papel do crédito rural e da infraestrutura de transportes para o desenvolvimento da agricultura brasileira

Texto para Discussão, No. 2521

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Ribeiro, Márcio Bruno; da Conceição, Júnia Cristina Péres Rodrigues (2019) : O papel do crédito rural e da infraestrutura de transportes para o desenvolvimento da agricultura brasileira, Texto para Discussão, No. 2521, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/211472>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

2521

O PAPEL DO CRÉDITO RURAL E DA INFRAESTRUTURA DE TRANSPORTES PARA O DESENVOLVIMENTO DA AGRICULTURA BRASILEIRA

Márcio Bruno Ribeiro
Júnia Cristina Péres Rodrigues da Conceição

TEXTO PARA **DISCUSSÃO**



O PAPEL DO CRÉDITO RURAL E DA INFRAESTRUTURA DE TRANSPORTES PARA O DESENVOLVIMENTO DA AGRICULTURA BRASILEIRA

Márcio Bruno Ribeiro¹

Júnia Cristina Péres Rodrigues da Conceição²

1. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea.
E-mail: <márcio.ribeiro@ipea.gov.br>.

2. Técnica de planejamento e pesquisa na Dirur/Ipea. *E-mail:* <junia.peres@ipea.gov.br>.

Governo Federal

Ministério da Economia

Ministro Paulo Guedes

ipea

Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério da Economia, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Carlos von Doellinger

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Manoel Rodrigues Junior

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Alexandre de Ávila Gomide

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

José Ronaldo de Castro Souza Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Aristides Monteiro Neto

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura

André Tortato Rauem

Diretora de Estudos e Políticas Sociais

Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Ivan Tiago Machado Oliveira

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação

Mylena Fiori

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2019

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos).
Acesse: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério da Economia.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: Q 10; Q18.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO7

2 REVISÃO DE LITERATURA.....9

3 ANÁLISE EMPÍRICA16

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....27

REFERÊNCIAS28

APÊNDICE33

SINOPSE

Este trabalho tem como objetivo verificar a relação existente entre o produto interno bruto (PIB) do setor agrícola, o crédito rural e o investimento em infraestrutura de transportes no período 1999-2015. Para tanto, foi utilizada a metodologia de séries temporais aplicada a dados trimestrais, com a estimativa de um modelo vetorial de correção de erros (VECM, na sigla em inglês) e a realização de testes de causalidade de Granger (1969). Os resultados da estimativa do modelo apontaram a existência de uma relação de longo prazo negativa, mas com baixo impacto econômico, do investimento público em infraestrutura sobre o crédito rural e o PIB agrícola. Os resultados dos testes de causalidade evidenciaram a precedência temporal do PIB agropecuário para o crédito e o investimento público em infraestrutura, bem como do PIB agropecuário e do investimento público em infraestrutura para o crédito. Esses resultados sugerem que o crescimento do PIB agrícola teve o potencial de alavancar a demanda por crédito rural e por investimentos em infraestrutura. Por sua vez, no longo prazo, a concorrência por recursos entre os financiamentos da produção rural e dos investimentos públicos em infraestrutura resultou em impacto negativo sobre o setor agrícola.

Palavras-chave: crédito rural; infraestrutura de transportes; PIB agrícola.

ABSTRACT

This study aimed to verify the relationship for the period 1999-2015 among Brazilian agricultural gross domestic product (GDP), rural credit and transport infrastructure investment. For this purpose, the time series methodology was applied to quarterly data, involving an estimation of a vector error correction model (VECM) and Granger causality tests. The results of the estimation of VECM suggest a negative long run relationship from public infrastructure investment to rural credit and agricultural GDP, but with a low economic impact. Granger tests pointed causality from agricultural GDP to rural credit and public infrastructure investment, and from agricultural GDP and public investment to credit. These results suggest that agricultural GDP growth had the potential to leverage the demand for rural credit and infrastructure investments. On the other hand, the competition for resources between financing rural production and public infrastructure investment resulted in a negative impact on the agricultural sector in the long run.

Keywords: rural credit; transport infrastructure; agricultural gross domestic product.

1 INTRODUÇÃO

A agricultura brasileira conseguiu delinear um padrão agrícola moderno e intensivo em tecnologia e tropical. Como argumentam Conceição e Conceição (2014), a construção desse modelo somente foi possível graças ao desenvolvimento tecnológico, aos ganhos de eficiência, ao caráter empreendedor dos empresários agrícolas e, também, às políticas agrícolas adotadas que permitiram e, em alguns casos, impulsionaram a modernização do setor.

O país possui um volume expressivo de área potencialmente agricultável. Existe, ainda, uma enorme área de pastagem caracterizada por baixa produtividade das forragens e que atualmente começa a ser integrada ao sistema de grãos, configurando um inovador sistema de rotação. Brandão, Rezende e Marques (2005) estimam que cerca de 80% do aumento da área cultivada com lavouras nos últimos dez anos no Brasil se deu em antigas áreas de pasto.

O sistema agrícola brasileiro dependeu e continuará dependendo pesadamente de seu sistema de pesquisa. O sistema federal liderado pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) desenvolve pesquisas em todo o país, englobando diferentes condições edafoclimáticas e distintos produtos. Existe, ainda, um conjunto de centros de pesquisas estaduais, notadamente no estado de São Paulo, que desenvolve tecnologia adaptada às condições locais. Além disso, diversas associações privadas de pesquisa foram criadas por produtores rurais, a fim de desenvolver áreas como a nutrição e o melhoramento genético de plantas. Existe amplo número de empresas privadas que adapta e desenvolve material genético, novos equipamentos, técnicas de pulverização, mecanização e nutrição de plantas.

Segundo Teixeira, Clemente e Braga (2013), as principais contribuições das universidades para o desenvolvimento do agronegócio brasileiro foram a formação de capital humano e a geração de tecnologias. Os profissionais de ciências agrárias atuam nas empresas privadas de insumos, nos centros de pesquisas públicas e privadas, nas empresas agrícolas, nas cooperativas e em empresas de consultoria. É interessante notar que as propriedades mais modernas contam com consultoria especializada nas diversas etapas do processo produtivo (nutrição, pulverização e mecanização), caracterizando forte especialização do conhecimento, o que acaba por elevar a produtividade do sistema. É importante mencionar que todas as empresas de insumos possuem em seus quadros um corpo de profissionais para aplicar e disseminar tecnologia.

Ao longo das últimas décadas, a qualidade e o controle da produção e dos processos produtivos melhoraram sistematicamente. Esse movimento foi consequência da elevação da qualidade das indústrias processadoras, da sofisticação dos supermercados, da maior exigência por qualidade por parte dos consumidores e da introdução da tecnologia da informação (TI). Esses movimentos demonstram que a rastreabilidade e a certificação da maioria dos produtos brasileiros é realidade não muito distante, podendo ser vista em algumas cadeias (Conceição e Barros, 2005). Esse aspecto é muito relevante para o comércio mundial.

Esse desempenho vigoroso do agronegócio brasileiro apenas se tornou possível devido à adoção de algumas políticas agrícolas. A Política de Crédito Rural, sem dúvida, desempenhou um papel importante para o desenvolvimento da agricultura brasileira, na medida em que forneceu os recursos econômicos necessários para a modernização agrícola e a obtenção dos ganhos de produtividade.

Por sua vez, um fator identificado como limitador do desenvolvimento do agronegócio refere-se à questão de logística (infraestrutura). A competitividade dos produtos depende da eficiência do processo produtivo, mas depende também do ambiente institucional no qual esse processo é realizado. A agricultura brasileira apresenta um índice de desenvolvimento muito bom dentro da porteira – isto é, apresenta índices elevados de produtividade e eficiência, mas, fora da porteira, encontra entraves que prejudicam muito sua competitividade. Um dos principais desafios colocados para o agronegócio diz respeito à melhora da logística e da infraestrutura.

Esse fato é corroborado por Zambon (2013), segundo o qual o setor agrícola do Brasil é um dos maiores e mais competitivos do mundo; contudo, essa competitividade é limitada pela ineficiência da matriz de transportes do país, o que resulta em maior preço do produto no mercado externo.

Os problemas relacionados à infraestrutura acabam diminuindo a competitividade dos produtos agrícolas, pois encarecem e dificultam o transporte destes, tanto interna quanto externamente. A movimentação logística é um dos aspectos importantes, pois nesta reside substancial parte dos custos das *commodities*. Muitas vezes, o preço do frete já está incluído no contrato entre os produtores e as *tradings* – responsáveis pelo transporte dos grãos até os portos. Estas conseguem baratear o preço, mas este ainda é fator de peso

no custo de produção. Quando a distância é maior, o custo do frete é ainda mais alto, refletindo no preço que é pago pelos produtores dessa região.

Verifica-se, portanto, que o setor agrícola brasileiro tem apresentado desempenho muito bom e que algumas variáveis foram importantes para seu sucesso e outras, não. É a partir desse contexto que este trabalho pretende investigar a relação existente entre o produto interno bruto (PIB) agrícola nacional, o crédito rural e os investimentos em infraestrutura de transportes para o período 1999-2015, utilizando a metodologia de séries temporais aplicada a dados trimestrais, com a estimativa de um modelo vetorial de correção de erros (VECM, na sigla em inglês) e a realização de testes de causalidade de Granger (1969).

O trabalho está organizado em mais três seções, além desta introdução. A seção 2 faz uma revisão de literatura sobre a política de crédito rural e os impactos dos investimentos em infraestrutura de transportes. Na seção 3, é apresentada a análise empírica, com a metodologia utilizada, a descrição dos dados e a análise econométrica utilizada. Por fim, a seção 4 apresenta as considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Crédito rural

Até 1985, o sistema de crédito rural trabalhou com juros reais negativos, o que atraiu uma grande demanda para fins especulativos e não voltados para atividade agropecuária. Segundo Matos (2008), a partir de 1986 – com o fim da conta movimento, a introdução da correção monetária e a criação da poupança rural –, houve uma drástica redução na demanda por esse tipo de crédito. Após a estabilização dos preços em 1995, o crédito rural voltou a apresentar trajetória de crescimento, dessa vez, porém, associada ao crescimento da produção agrícola.

Segundo Gasques e Conceição (1999), a partir da década de 1990, há tendência do governo brasileiro de distanciar-se do financiamento direto ao setor primário e usar outros instrumentos para alavancar recursos para o sistema de crédito. A crise fiscal do governo, na década de 1980, provocou mudanças profundas no padrão de financiamento, ocorrendo um esgotamento dos mecanismos tradicionais, apoiados especialmente em recursos do Tesouro Nacional (Gasques e Villa Verde, 1996).

A relevância do crédito rural na expansão agrícola e econômica tem ampliado as discussões técnicas e acadêmicas acerca da magnitude e da extensão desses efeitos. Diversos trabalhos foram feitos com o objetivo de estimar o impacto do crédito rural no PIB agrícola. Entre os estudos, salientam-se os de Silva e Alves Filho (2008) e Melo, Marinho e Silva (2011), os quais verificaram impactos positivos do crédito rural sobre o produto agregado; por sua vez, Brigatte e Teixeira (2011) não encontraram relação de longo prazo entre tais agregados.

Silva e Alves Filho (2008) utilizaram dados em painel e as seguintes variáveis: PIB total, PIB *per capita*, PIB agropecuário, PIB industrial, PIB de serviços, Crédito concedido pelo Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) do ano e no ano anterior. A região analisada foi o Território Rural do Médio Jequitinhonha. Os resultados encontrados indicam que o Pronaf apresenta impactos positivos em variáveis macroeconômicas de seus municípios, principalmente no que tange ao produto interno bruto, seja este global, setorial ou *per capita*.

Brigatte e Teixeira (2011) utilizaram um modelo vetorial autorregressivo (VAR), com as seguintes variáveis: PIB agropecuário anual; número de trabalhadores formais empregados na agricultura; total de terras utilizadas para pastagens e para as principais culturas cultivadas no Brasil; compra de máquinas agrícolas automotrizes; valor do estoque de capital inicial; investimentos em infraestrutura no setor de transportes; investimentos em eletricidade no meio rural; investimentos em pesquisa agrícola; investimentos em técnicas de agricultura irrigada; investimentos em armazenagem agrícola; volume de crédito agrícola concedido; e nível educacional dos trabalhadores agrícolas.

Os resultados encontrados pelos autores apontam que, no período de estudo 1974-2005, investimentos em energia elétrica, pesquisa agrícola e armazenagem elevaram o PIB agropecuário no longo prazo, sendo o efeito exercido pela pesquisa agrícola o maior entre os observados. Aumentos na educação dos trabalhadores agrícolas exercem impacto positivo no produto agropecuário; por sua vez, os investimentos em rodovias, ferrovias, portos e irrigação, além de crédito rural, não mantêm relação de longo prazo com o PIB da agropecuária, no período estudado.

Cavalcanti (2008) fez uma análise exploratória de dados espaciais (AEDE) e utilizou as variáveis valor concedido de crédito rural ao município e PIB agropecuário de 5.240

municípios. O autor fez o teste de causalidade e encontrou causalidade unidirecional partindo do PIB agropecuário para o crédito.

Melo *et al.* (2011) utilizaram um modelo VAR, com as seguintes variáveis: crédito rural, PIB agropecuário, taxa de juros doméstica (Selic) e Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC). Os resultados indicaram que, quando o crédito rural total é injetado no setor primário da economia, o PIB real do setor aumenta. Reichstul e Lima (2006) utilizaram um modelo VAR para verificar a causalidade de Granger (1969) e encontraram a existência de relação causal de mão dupla, em que tanto o desenvolvimento financeiro causa o econômico quanto este causa aquele.

Outro estudo realizado foi o de Figueiredo e Castro (2007). Os autores utilizaram dados em painel, com estimativas por efeitos fixos (EFs) e efeitos aleatórios (EAs). Os modelos consideraram as seguintes variáveis: volume de crédito do Pronaf por estado; valor da produção dos principais produtos financiados pelo programa por estado; e área colhida em cada estado concernente aos produtos financiados. Os resultados encontrados indicaram que, nas regiões que receberam maior volume de recursos, a relação crédito/valor bruto da produção foi baixa e pouco significativa. Nas regiões mais pobres, como o Nordeste, a utilização de sistemas produtivos mais atrasados ou até mesmo a prática da agricultura de subsistência fazem com que o impacto do crédito do Pronaf no valor da produção seja menor.

2.2 Infraestrutura de transportes

O capital de infraestrutura de um país exerce influência extremamente importante no processo produtivo, seja diretamente, como insumo na produção, ou indiretamente, por meio do impacto sobre a produtividade total dos fatores (PTF). Esse tipo específico de capital se difere do conceito tradicional, pois, em geral, possui reduzida mobilidade, elevados custos irrecuperáveis, baixa relação produto-capital e crescente escala produtiva. Além disto, também costuma apresentar externalidades importantes, bem como taxas de retorno elevadas no longo prazo, como indica o estudo de Calderón e Sérven (2003).

Empiricamente, a discussão sobre infraestrutura, produtividade e crescimento econômico foi impulsionada por Aschauer (1989). O objetivo do *paper* era testar a relação entre os gastos e a produtividade da economia. Os resultados indicaram que os gastos públicos com infraestrutura têm um papel significativo para estimular a produtividade.

Entre as estimativas mais agregadas, o artigo pioneiro de Aschauer (1989) ainda hoje é a referência mais citada da literatura e ponto de partida da maioria dos trabalhos posteriores.

A literatura que se seguiu ao artigo de Aschauer apresentou algumas soluções para esses problemas metodológicos. Ferreira e Malliagos (1999) estimaram um modelo com dados trimestrais americanos e levaram em conta a não estacionaridade das variáveis. Utilizando métodos de cointegração, calcularam uma elasticidade do produto em relação ao capital público entre 0.19 e 0.273. Ai e Cassou (1995) propõem um modelo dinâmico de equilíbrio geral na tradição dos modelos de crescimento neoclássico ampliando por capital público.

Mais recentemente, Broyer e Gareis (2013) também ressaltam a importância dos investimentos em infraestrutura para as economias da França, da Alemanha, da Itália e da Espanha. Os autores estimaram um modelo VAR com quatro variáveis (produto, emprego, investimento privado e gasto com infraestrutura pública) para cada um dos países e encontraram resultados para as elasticidades que variaram de 0,09 até 0,22.

A literatura empírica relata que as elasticidades do produto em relação aos gastos com infraestrutura são muito variáveis (tabela 1). Apesar das diferenças observadas nas estimativas quanto aos valores das elasticidades em consideração, as quais refletem problemas advindos de diferentes níveis de agregação dos dados e das diversidades na estrutura econômica dos diferentes países, pode-se constatar que a média das elasticidades reportadas na tabela 1 é, no pior cenário, igual a 0.42 e, no melhor cenário, igual a 0.6. Isso significa que 1 ponto percentual (p.p.) de aumento do investimento em infraestrutura deve resultar em aumento médio do produto interno bruto dos países em consideração entre 0,42 e 0,6%. Trata-se de aumento bastante significativo do PIB, mostrando que o investimento em infraestrutura é altamente “rentável” do ponto de vista social.

Ferreira e Malliagos (1999) estimaram os efeitos da infraestrutura sobre a produtividade brasileira. Por intermédio de um modelo de cointegração, estimam que o aumento de 1% no capital de infraestrutura leva a uma elevação entre 0,48% e 0,53% na produtividade total dos fatores, dependendo do modelo teórico utilizado para estimá-la. Além disso, eles descobriram que a PTF não é Granger causada pela infraestrutura, e sim o contrário.

TABELA 1

Elasticidade produto-investimento na infraestrutura estimada para alguns países

País	Elasticidade do produto
Estados Unidos	0,29-0,64
Holanda	0,48
Japão	0,15-0,39
Alemanha	0,53-0,68
Canadá	0,63-0,77
Bélgica	0,54-0,57
Austrália	0,34-0,70

Fonte: European Conference of Ministers of Transport (2004).

Na análise do agronegócio brasileiro e suas demandas do sistema de transporte, especificamente, deve-se considerar que a característica continental do território brasileiro e a produção pulverizada espacialmente oferecem várias alternativas para as decisões de investimento. É preciso ressaltar que a produção agrícola tem crescido para o interior do país, para as regiões Norte e Centro-Oeste e enormes áreas do Nordeste, distanciando-se dos portos para acessarem os mercados externos. Nesse contexto, os sistemas de transportes têm se apresentado como um crescente desafio à competitividade do agronegócio brasileiro.

Na visão de Castro (2015), a deficiência da infraestrutura em transporte no Brasil manifesta-se de diversas formas. Especificamente no setor agropecuário, podem ser enumeradas as seguintes questões: a malha insuficiente para atender adequadamente a todas as regiões produtoras; a manutenção insuficiente da malha existente; a opção pelo modal rodoviário de transporte pouco indicado para produtos de baixo valor agregado e em grande quantidade, como o agropecuário, e para grandes distâncias; a pouca utilização da intermodalidade de transporte; a baixa eficiência dos portos brasileiros; a expansão da área agrícola para locais mais distantes dos portos e dos principais centros consumidores; e a baixa disponibilidade de armazéns nas propriedades rurais brasileiras.

Uma estrutura logística bem-dimensionada é necessária no intuito de deixar o produto agrícola mais competitivo no mercado externo. Segundo Caixeta-Filho e Martins (2012), a logística agroindustrial tem como desafio central melhorar a eficiência da movimentação de cargas agrícolas no espaço, por meio de veículos adequados, e no tempo, por intermédio do armazenamento, visando obter o menor custo possível.

O conjunto de dificuldades estruturais, econômicas e burocráticas que encarecem os investimentos reflete-se na área de infraestrutura logística em diversas frentes: nas longas filas de caminhões e navios nos portos; nos altos preços dos fretes; nas precárias condições das estradas; na situação de abandono das ferrovias; nas raras opções de hidrovias; e no congestionamento do setor aeroviário. Os programas de concessão feitos pelo poder público a partir dos anos 1990 e os investimentos em projetos de infraestrutura – principalmente as ações voltadas para rodovias, ferrovias, portos e aeroportos – são iniciativas importantes.

A criação da Empresa de Planejamento e Logística (EPL), responsável pela estruturação e qualificação, por meio de estudos e pesquisas, do processo integrado de logística do Brasil, é uma boa iniciativa, uma vez que sua principal missão será procurar soluções para integrar rodovias, ferrovias, portos, aeroportos e hidrovias.

Apesar dos avanços recentes obtidos pelo Brasil nos investimentos em infraestrutura de transportes, o setor permanece como um dos mais relevantes entraves para o desenvolvimento e a competitividade do país, carecendo ainda de mais investimento. O Brasil ainda investe pouco em infraestrutura de transporte, se comparado a outros países em desenvolvimento: o investimento público em infraestrutura de transporte no Brasil em 2010 foi apenas 0,36% do PIB – esse valor sobe para 0,56% do PIB, se forem considerados também os investimentos privados –, muito abaixo dos percentuais verificados em outros países emergentes, como China, Índia e Rússia (10%, 8% e 7%, respectivamente).

TABELA 2
Investimento em infraestrutura de transporte (2010)

País	PIB (US\$ trilhões)	Investimento público em infraestrutura de transporte (US\$ bilhões)	Investimento público em infraestrutura de transporte/PIB (%)
Brasil	2,17	7,81	0,36
China	10,09	1.015,05	10,06
Índia	4,06	324,80	8,00
Rússia	2,22	155,40	7,00

Fonte: CNT (2012).

Obs.: Ao serem considerados os investimentos privados, os investimentos totais em infraestrutura de transporte representam 0,56% do PIB.

Segundo dados da *Confederação Nacional do Transporte* (CNT), os investimentos federais em infraestrutura de transporte perderam representatividade, apresentando trajetória decrescente nas quatro últimas décadas. Em 1975, o investimento em infraestrutura de

transporte representava 1,84% do PIB; em 1987, significava 0,82%; na década de 1990, em nenhum momento os investimentos superaram 0,5% do PIB.

Como consequência do cenário de defasagem da infraestrutura de transporte, verificam-se altíssimos custos logísticos incorridos, o que faz com que os produtos nacionais percam competitividade no mercado externo (CNT, 2011).

A logística, que possui o transporte como seu principal componente, é vista como a última fronteira para redução dos custos das empresas. No Brasil, circulam em torno de 600 milhões de toneladas de carga/ano, gerando uma movimentação anual de cerca de R\$ 30 bilhões em fretes, os quais são destinados principalmente às empresas de transporte rodoviário. Assim, os transportes são essenciais para a circulação de mercadorias internas e as atividades relacionadas às exportações destas, pois os custos referentes a estes podem afetar diretamente o preço pago ao consumidor final (Caixeta-Filho e Martins, 2012).

Desde os anos 1950, tem sido desenvolvida uma literatura com foco nos aspectos econômicos dos sistemas de transportes, denominada economia dos transportes. Nesse período, segundo Winston (1985), estudos como estimativas de fretes ótimos (cargas) e tarifas ótimas (passageiros), de regulação, de identificação de ótimo social e de desenvolvimento de ferramentas e metodologias contribuíram para a consolidação da análise dos transportes.

Uma das contribuições significativas dos estudos da economia dos transportes foi a promoção de uma mais aprofundada compreensão das externalidades proporcionadas pelos sistemas de transportes. Muito embora haja unanimidade quanto às características estratégicas dos sistemas de transportes, quanto a sua função vital para uma economia – pois afeta a quase totalidade das atividades econômicas – e ao caráter de bens públicos – que invocam a presença institucional do Estado –, os investimentos nos sistemas de transportes no Brasil não ocorreram na regularidade necessária e tampouco foram aplicados no nível adequado, considerando-se suas externalidades potenciais e as necessidades de crescimento da economia e de ocupação espacial.

Uma implicação imediata dessas carências é o aumento dos custos logísticos para o deslocamento da produção, resultante dos sistemas de transporte disponíveis. Por exemplo, a malha ferroviária reduzida e de baixa capilaridade implica perdas potenciais, uma vez que os negócios se tornam extremamente dependentes do modal rodoviário.

Outro ponto que deve ser ressaltado é que a insuficiência da dotação da infraestrutura tem efeito similar ao de proteção efetiva, no plano externo. Segundo Limão e Venables (2001), os custos de transportes são sensíveis à qualidade e à quantidade de infraestrutura, podendo ser determinantes dos fluxos de comércio.

Conforme constataram Martins *et al.* (2004), os congestionamentos provocados pela pouca disponibilidade de outros modais e insuficiência de estruturas de armazenagem implicam formação diferenciada de fretes entre as regiões e as disputas entre embarcadores de cargas diferenciadas pelos prestadores de serviço do mercado, nivelando fretes de mercadorias com valores de mercado diferenciados, como é o caso da interferência do frete da soja sobre o do milho. Esse é também um reflexo da distribuição desigual do estoque de logística pública, destacado em Barros e Raposo (2002). Mendes (2005) analisou a relação entre investimentos em infraestrutura e produtividade total dos fatores na agricultura brasileira no período 1995-2004. Os resultados encontrados pelo autor apontam que os investimentos em infraestrutura influenciam positivamente a PTF.

3 ANÁLISE EMPÍRICA

3.1 Dados utilizados

Os dados das séries temporais referentes às variáveis do crédito ao setor agropecuário (total e por componentes de comercialização, custeio e investimento), do investimento em infraestrutura de transportes (total e por componentes público e privado) e do PIB do setor agropecuário foram levantados para o período entre o primeiro trimestre de 1999 e o quarto trimestre de 2015, em um total de 68 observações para cada uma das séries.

Os dados sobre crédito agrícola foram obtidos pelas informações do Banco Central do Brasil (BCB), especificamente no Anuário Estatístico de Crédito Rural. Os dados sobre investimentos públicos e privados em infraestrutura de transportes foram disponibilizados por Campos Neto, Conceição e Romminger (2015) e são detalhados a seguir. Os dados sobre investimento público em infraestrutura de transportes foram obtidos da Consultoria de Orçamento e Fiscalização Financeira da Câmara dos Deputados (COFF) para o período até 2000 e do Siga Brasil do Senado Federal para o período 2001-2015. Cabe ressaltar que os dados disponíveis na COFF são anuais, de modo que foi necessário trimestralizá-los por interpolação linear. A base de dados do Siga Brasil é mensal. A série do PIB agropecuário

foi obtida no Sistema de Contas Nacionais Trimestrais – referência 2010, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (SCNT/IBGE).

Todas as séries foram contabilizadas em milhões de reais de 2015. Para as séries do crédito agropecuário, foi utilizado o deflator do PIB, calculado a partir da série do PIB a preços de mercado em valores nominais e da série referente à sua variação real entre determinado trimestre e o mesmo trimestre do ano imediatamente anterior, sendo ambas obtidas no SCNT 2010/IBGE. O deflator utilizado para as séries do investimento em infraestrutura foi obtido da formação bruta de capital fixo (FBCF), calculado de forma análoga ao deflator do PIB – ou seja, a partir da série de valores nominais da FBCF e da série da variação real em relação ao mesmo trimestre do ano imediatamente anterior, ambas também obtidas no SCNT 2010/IBGE. A série do PIB agropecuário em valores de milhões de reais de 2015 também foi obtida a partir das séries nominal e referente à variação anual real concernente ao mesmo trimestre do ano anterior.

Visando estabilizar as variâncias e controlar a possível presença de *outliers*, todas as séries foram utilizadas em logaritmos neperianos, como é usual na análise econométrica de séries temporais referentes a agregados econômicos – como é o caso, por exemplo, de Franses e McAleer (1998, p. 654). Seus gráficos estão apresentados no apêndice. De forma geral, observa-se a predominância de comportamentos sazonais e tendências crescentes durante o período temporal considerado. A série do investimento em infraestrutura de transportes revela tendência decrescente até o primeiro trimestre de 2003, com trajetória ascendente até 2011 e nova tendência – mais suave – de queda desse ponto em diante. O investimento total em infraestrutura de transportes tem comportamento semelhante, mas com tendências menos acentuadas.

3.2 Análise econométrica¹

3.2.1 Testes de raiz unitária

A primeira etapa da investigação empírica consistiu em verificar as propriedades de cada uma das séries temporais quanto à presença de sazonalidade e tendências estocásticas. Para isso, foram utilizados os testes de raiz unitária propostos em Hylleberg *et al.* (1990)

1. Todos os resultados desta subseção foram obtidos com o uso do software JMulti. Para uma introdução sobre este, ver Krätzig (2004).

e Dickey e Fuller (1981). O primeiro teste investiga a presença de raízes unitárias sazonais (nas frequências $\pi/2$ e π) ou sazonalidade estocástica, além da raiz não sazonal (na frequência zero) referente à tendência estocástica. O segundo, também conhecido como teste Dickey-Fuller aumentado, foi utilizado como uma evidência adicional, para nos certificarmos quanto à ordem de integração na frequência zero. As equações utilizadas para os dois testes incluíram os termos determinísticos do intercepto, da tendência linear e de variáveis *dummy* sazonais.

Os resultados dos dois testes para cada uma das séries estão apresentados na tabela 3. Com exceção do investimento total em infraestrutura de transportes, as hipóteses nulas do teste de Hylleberg *et al.* (1990), referentes à presença de raiz unitária nas frequências $\pi/2$ e π , foram rejeitadas nos níveis usuais de significância, indicando que a sazonalidade é determinística em sete das oito séries analisadas. Quanto à presença de raiz unitária na frequência zero, o teste Dickey-Fuller aumentado apresentou resultados distintos do teste de Hylleberg *et al.* (1990) para as séries do crédito de custeio e investimento. Como o poder² dos testes de raiz unitária é relativamente baixo, optamos por considerar uma série como estacionária quando ao menos um dos resultados indicou a rejeição da hipótese nula na frequência zero.

Assim, para o prosseguimento da análise empírica, as séries do crédito de comercialização, do crédito total, do investimento público em infraestrutura de transportes³ e do PIB do setor agropecuário foram admitidas como integradas de ordem 1 ou estacionárias nas primeiras diferenças. As séries do crédito de custeio, do crédito de investimento e do investimento privado em infraestrutura foram consideradas integradas de ordem zero ou estacionárias em nível. A série do investimento total em infraestrutura apresentou ordem de integração e padrão sazonal distinta das demais.

2. O poder – ou potência – de um teste de hipótese é a probabilidade de rejeitar sua hipótese nula quando esta for falsa.

3. Para a série do investimento público em infraestrutura, foram ainda realizados os testes de raiz unitária descritos em Saikkonen e Lütkepohl (2002), com o objetivo de investigar sua ordem de integração na presença de mudança estrutural, como ficou claro no gráfico A.1D do apêndice em relação ao primeiro trimestre de 2003. Os resultados, não apresentados aqui por questão de limitação de espaço, confirmaram a evidência de ordem de integração igual a 1.

TABELA 3
Resultados dos testes de raiz unitária (1º trim. 1999-4º trim. 2015)

Séries	Resultado do teste de Hylleberg <i>et al.</i> (1990)	Resultado do teste de Dickey e Fuller (1981)	Decisão sobre a ordem de integração
Crédito ao setor agropecuário – comercialização	Nível: Frequência 0: $t = -2,02$ Frequência π : $t = -3,37^{**}$ Freqs. $\pi/2$: $F = 10,38^{***}$ Freqs. $\pi/2$ e π : $F = 10,84^{***}$ (defasagens: 0)	Nível: $t = -2,02$ (defasagens: 3) 1ª diferença: $t = -8,39^{***}$ (defasagens: 2)	Integrada de ordem 1 na frequência zero. Sazonalidade determinística.
Crédito ao setor agropecuário – custeio	Nível: Frequência 0: $t = -2,90$ Frequência π : $t = -4,07^{***}$ Freqs. $\pi/2$: $F = 9,70^{***}$ Freqs. $\pi/2$ e π : $F = 11,32^{***}$ (defasagens: 0)	Nível: $t = -3,85^{**}$ (defasagens: 2)	Integrada de ordem 0 na frequência zero. Sazonalidade determinística.
Crédito ao setor agropecuário – investimento	Nível: Frequência 0: $t = -2,55$ Frequência π : $t = -3,18^{**}$ Freqs. $\pi/2$: $F = 6,48^*$ Freqs. $\pi/2$ e π : $F = 10,36^{***}$ (defasagens: 2)	Nível: $t = -6,36^{***}$ (defasagens: 0)	Integrada de ordem 0 na frequência zero. Sazonalidade determinística.
Crédito ao setor agropecuário – total	Nível: Frequência 0: $t = -2,25$ Frequência π : $t = -4,17^{***}$ Freqs. $\pi/2$: $F = 13,25^{***}$ Freqs. $\pi/2$ e π : $F = 13,80^{***}$ (defasagens: 0)	Nível: $t = -2,77$ (defasagens: 2) 1ª diferença: $t = -7,48^{***}$ (defasagens: 2)	Integrada de ordem 1 na frequência zero. Sazonalidade determinística.
Investimento privado em infraestrutura de transportes	Nível: Frequência 0: $t = -3,82^{**}$ Frequência π : $t = -3,38^{**}$ Freqs. $\pi/2$: $F = 15,37^{***}$ Freqs. $\pi/2$ e π : $F = 20,69^{***}$ (defasagens: 4)	Nível: $t = -3,17^*$ (defasagens: 4)	Integrada de ordem 0 na frequência zero. Sazonalidade determinística.
Investimento público em infraestrutura de transportes	Nível: Frequência 0: $t = -1,98$ Frequência π : $t = -2,89^{**}$ Freqs. $\pi/2$: $F = 8,04^{**}$ Freqs. $\pi/2$ e π : $F = 7,88^{***}$ (defasagens: 1)	Nível: $t = -1,69$ (defasagens: 0) 1ª diferença: $t = -7,76^{***}$ (defasagens: 0)	Integrada de ordem 1 na frequência zero. Sazonalidade determinística.
Investimento total em infraestrutura de transportes	Nível: Frequência 0: $t = -2,14$ Frequência π : $t = -2,26$ Freqs. $\pi/2$: $F = 4,88$ Freqs. $\pi/2$ e π : $F = 4,90$ (defasagens: 1)	Nível: $t = -2,14$ (defasagens: 4) 1ª diferença: $t = -2,62$ (defasagens: 3)	Ordem de integração acima de 1 na frequência zero. Sazonalidade estocástica.
PIB do setor agropecuário	Nível: Frequência 0: $t = -2,31$ Frequência π : $t = -5,00^{***}$ Freqs. $\pi/2$: $F = 7,55^{**}$ Freqs. $\pi/2$ e π : $F = 13,14^{***}$ (defasagens: 0)	Nível: $t = -2,62$ (defasagens: 2) 1ª diferença: $t = -10,86^{***}$ (defasagens: 1)	Integrada de ordem 1 na frequência zero. Sazonalidade determinística.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Nas equações de todos os testes, foram incluídos os parâmetros determinísticos do intercepto, tendência linear e *dummies* sazonais.

2. A informação entre parênteses corresponde ao número de defasagens da variável dependente utilizado nas equações dos testes. Esse número, no máximo de 4, foi determinado com base nos critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn e erro de predição final. Quando houve divergências entre os critérios de informação, optamos por: i) o número apontado pela maioria destes; e ii) o maior número de defasagens. Para nos certificarmos de que as especificações estavam adequadas, também foram observadas as características dos resíduos de cada uma das equações estimadas nos testes quanto à ausência de autocorrelação e do efeito de heteroscedasticidade condicional autoregressiva (ARCH).

3. * indica a rejeição da hipótese nula em nível de significância de 10%; ** indica a rejeição da hipótese nula em de significância de nível de 5%; *** indica a rejeição em nível de significância de 1%.

3.2.2 Testes de cointegração e estimativa de um modelo VECM

Na etapa seguinte, foi testada a existência de relações de cointegração⁴ entre as séries integradas de ordem 1, com o objetivo de verificar a possível presença de tendências estocásticas comuns que representam relações de equilíbrio de longo prazo. Como procedimento complementar, foi ajustado um modelo multivariado que descreva o comportamento das séries e leve em conta essas relações. Este é conhecido por modelo vetorial de correção de erros. O modelo VECM sempre estará associado a um modelo VAR para o caso em que as séries componentes são integradas de ordem 1 e cointegradas – como é o caso, por exemplo, de Lütkepohl (2004).

Foram inicialmente consideradas duas possíveis especificações para o modelo VECM, contendo apenas as séries com evidências de ordem de integração igual a 1 na etapa anterior. A primeira versão incluiu as séries do PIB do setor agropecuário, do investimento público em infraestrutura de transportes e do crédito total. Na segunda especificação, essa última série foi substituída pelo crédito de comercialização, único componente do crédito total que se mostrou integrado de ordem 1. Os resultados dos testes de diagnóstico dos resíduos dos dois modelos ajustados, quanto à presença de autocorrelação e do efeito ARCH, apontaram a superioridade da primeira especificação, cuja descrição do ajuste está reportada no restante desta subseção.

A especificação de um modelo VECM, cuja forma reduzida geral é $\Delta y_t = CD_t + \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t$ (sendo: Δ o operador das primeiras diferenças; y_t o vetor das variáveis que compõem o modelo; D_t o vetor com os termos determinísticos do intercepto e das *dummies* sazonais; C a matriz com seus respectivos coeficientes; Π a matriz com os parâmetros das relações de cointegração; $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}$ as matrizes com os parâmetros das defasagens do vetor y ; e u_t o vetor dos erros aleatórios com média zero e matriz covariância positiva definida Σ_u)⁵, requer a determinação do número de defasagens $p-1$ e do posto da matriz Π , referente ao número de vetores de cointegração. O posto é determinado a partir de testes de hipótese conhecidos como testes de cointegração em modelos vetoriais.

Considerando-se a possível presença de tendência linear e sazonalidade determinísticas nas séries que compõem o modelo vetorial, foram utilizados nessa etapa os testes de

4. Para mais detalhes sobre o conceito de cointegração e suas implicações, ver Engle e Granger (1987).

5. Nesse caso, estamos supondo que o modelo VAR original tem p defasagens.

cointegração propostos em Johansen (1994a) e Saikkonen e Lütkepohl (2000a). Ambos são testes sequenciais, em que a hipótese nula de posto da matriz Π igual a $K-1$ é testada contra a alternativa de posto igual a K (para $K = 1, \dots, n$, sendo n o número de variáveis componentes do vetor y_t), e têm como base a estatística-teste razão verossimilhança (LR – em inglês, *likelihood ratio*). A principal diferença entre os dois testes é que, em Saikkonen e Lütkepohl (2000a), os parâmetros associados ao vetor determinístico D_t são estimados no primeiro estágio, sendo subtraídos dos componentes do vetor y_t e das suas defasagens antes do cálculo da estatística LR .

Foram realizados testes de cointegração envolvendo todos os pares de variáveis antes de analisarmos o resultado para o modelo com as três variáveis. Segundo Lütkepohl (2004), esses testes são uma boa checagem da consistência dos resultados como um todo. Nas especificações dos modelos estimados, foram incluídos os termos determinísticos do intercepto, da tendência linear e de variáveis *dummy* sazonais. Nos casos envolvendo a série do investimento público em infraestrutura de transportes, foram incluídas variáveis *dummy* referentes a mudanças de nível e tendência a partir do primeiro trimestre de 2003, sendo utilizadas variantes dos testes anteriores, propostos em Johansen, Mosconi e Nielsen (2000) e Saikkonen e Lütkepohl (2000b). Os resultados estão apresentados na tabela 4.

TABELA 4
Resultados dos testes de cointegração (1º trim. 1999-4º trim. 2015)

Séries	Resultado dos testes de Johansen (1994a) ou Johansen, Mosconi e Nielsen (2000)	Resultado dos testes de Saikkonen e Lütkepohl (2000a) ou Saikkonen e Lütkepohl (2000b)
Investimento público em infraestrutura	H0: posto de $\Pi = 0$: LR = 64,25***	H0: posto de $\Pi = 0$: LR = 30,55***
Crédito total ao setor agropecuário	H0: posto de $\Pi = 1$: LR = 14,08 (defasagens: 4)	H0: posto de $\Pi = 1$: LR = 1,37 (defasagens: 1)
PIB do setor agropecuário	H0: posto de $\Pi = 0$: LR = 25,71**	H0: posto de $\Pi = 0$: LR = 19,58***
Crédito total ao setor agropecuário	H0: posto de $\Pi = 1$: LR = 7,17 (defasagens: 3)	H0: posto de $\Pi = 1$: LR = 1,52 (defasagens: 3)
PIB do setor agropecuário	H0: posto de $\Pi = 0$: LR = 50,71***	H0: posto de $\Pi = 0$: LR = 7,39
Investimento público em infraestrutura	H0: posto de $\Pi = 1$: LR = 12,59 (defasagens: 1)	H0: posto de $\Pi = 1$: LR = 1,44 (defasagens: 2)
PIB do setor agropecuário	H0: posto de $\Pi = 0$: LR = 88,36***	H0: posto de $\Pi = 0$: LR = 59,42***
Investimento público em infraestrutura	H0: posto de $\Pi = 1$: LR = 35,72**	H0: posto de $\Pi = 1$: LR = 8,82
Crédito total ao setor agropecuário	H0: posto de $\Pi = 2$: LR = 15,08 (defasagens: 4)	H0: posto de $\Pi = 2$: LR = 1,54 (defasagens: 1)

Elaboração dos autores.

Obs.: ** indica a rejeição da hipótese nula em nível de significância de 5%; *** indica a rejeição em nível de significância de 1%.

Os resultados de cada teste apontaram números distintos de vetores de cointegração para o modelo VECM com as três variáveis. O teste de Johansen, Mosconi e Nielsen (2000) indicou a presença de dois vetores, com a rejeição das hipóteses de posto da matriz igual a 0 ou 1, enquanto o teste de Saikkonen e Lütkepohl (2000b) apontou apenas um vetor. Uma possível explicação dessa diferença seria a maneira como a quebra na série do investimento público em infraestrutura de transportes foi modelada nos dois testes. Ademais, os testes de cointegração com os pares de variáveis apresentaram resultados distintos no caso envolvendo as séries do PIB do setor agropecuário e do investimento público em infraestrutura.

Com base nas evidências anteriores, a presença de um ou dois vetores de cointegração foi levada em conta no ajuste da especificação mais adequada para o modelo VECM com as três variáveis. Além disso, para estimativa consistente dos parâmetros referentes aos vetores de cointegração – pertencentes à matriz de cointegração β – e às velocidades de ajustamento – presentes na matriz α –, de forma que $\Pi = \alpha \beta'$ no modelo VECM, torna-se necessário impor um conjunto de restrições de identificação. Assim, seguimos o procedimento usual de considerar parte da matriz de cointegração β com a estrutura de matriz identidade, o que também requer a imposição de ordenamento entre as variáveis que compõem o modelo vetorial.⁶

Idealmente, a ordem das variáveis no modelo VECM deve ser escolhida visando à obtenção de relações de cointegração que sejam interpretáveis do ponto de vista econômico (Lütkepohl, 2004). Assim, optamos inicialmente por considerar o PIB do setor agropecuário como uma das variáveis cujo coeficiente é igual a 1 (normalização) em um dos vetores de cointegração, de forma a estar relacionada com o crédito agropecuário ou com o investimento público em infraestrutura no longo prazo – ou com ambas, no caso de haver apenas um vetor de cointegração. A partir disso, foram estimadas distintas especificações para o modelo, com mudanças no ordenamento das variáveis do crédito e do investimento e quanto à presença de um ou dois vetores de cointegração. A especificação mais adequada, no que concerne aos resultados dos testes de diagnóstico dos resíduos, envolveu a presença de dois vetores de cointegração; ambos têm relação com a variável do investimento público em infraestrutura de transportes. A tabela 5 apresenta os resultados da estimativa, que serão analisados em seguida.

6. Para mais detalhes sobre esse ponto, ver Lütkepohl (2004).

TABELA 5
Resultados da estimativa do modelo VECM para as séries do PIB do setor agropecuário, o crédito total ao setor agropecuário e o investimento público em infraestrutura (1º trim. 1999-4º trim. 2015)

	Δ PIB da agropecuária	Δ Crédito da agropecuária	Δ Investimento público em infraestrutura
Termos determinísticos:			
Intercepto	8,386*** (1,316)	-11,532* (6,206)	10,607 (7,698)
<i>Dummy</i> S1	0,459*** (0,039)	-0,071 (0,183)	-1,979*** (0,227)
<i>Dummy</i> S2	0,324*** (0,025)	-0,426*** (0,118)	0,601*** (0,146)
<i>Dummy</i> S3	0,259*** (0,019)	-0,134 (0,088)	0,263*** (0,109)
<i>Dummy</i> impulso (1º trim. 2003)	0,065 (0,040)	-0,097 (0,190)	-0,826*** (0,236)
Matriz de ajustamento α			
Linha referente ao vetor 1	-0,779*** (0,125)	2,053*** (0,589)	-1,083 (0,731)
Linha referente ao vetor 2	-0,041* (0,025)	-1,102*** (0,116)	0,128 (0,144)
Matriz de cointegração β'			
	Coluna referente ao vetor 1	Coluna referente ao vetor 2	
PIB agropecuário	1,000	0,000	
Crédito agropecuário	0,000	1,000	
Investimento público em infraestrutura	0,017* (0,010)	0,012 (0,039)	
Tendência linear	-0,008*** (0,000)	-0,015*** (0,002)	
<i>Dummy</i> de nível (1º trim. 2003)	-0,070*** (0,020)	-0,302*** (0,078)	
Teste para autocorrelação de Portmanteau			
	Estatística χ^2	Valor-p	
Ordem 8	74,09	0,2313	
Ordem 12	107,10	0,3454	
Ordem 16	140,02	0,4360	
Teste para autocorrelação de Breusch-Godfrey			
	Estatística multiplicador de Lagrange (LM)	Valor-p	
Ordem 1	12,63	0,1801	
Ordem 2	17,44	0,4931	
Ordem 3	33,51	0,1806	
Ordem 4	45,83	0,1262	

(Continua)

(Continuação)

Teste p/efeito ARCH	Estatística χ^2	Valor-p
Ordem 1		
Equação p/ Δ PIB agropecuário	0,2090	0,6476
Equação p/ Δ crédito agropecuário	0,0639	0,8005
Equação p/ Δ investimento público em infraestrutura	0,2048	0,6509
Modelo multivariado	37,81	0,3867
Ordem 4		
Equação p/ Δ PIB agropecuário	1,0362	0,9043
Equação p/ Δ crédito agropecuário	5,5907	0,2319
Equação p/ Δ investimento público em infraestrutura	0,8244	0,9351
Modelo multivariado	156,85	0,2192

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Procedimento de estimação: máxima verossimilhança/posto reduzido (Johansen, 1995).

2. Erros-padrão entre parênteses.

3. * indica a rejeição da hipótese nula em nível de significância de 10%; ** indica a rejeição da hipótese nula em nível de significância de 5%; *** indica a rejeição em nível de significância de 1%.

O modelo ajustado não apresentou defasagens do vetor de variáveis entre seus regressores, o que também foi confirmado pelos critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn e erro de predição final quanto à determinação do número ótimo (no caso, 0), sendo evidência de que a dinâmica entre as séries também poderia ser representada por modelo VAR de ordem 1. Os termos determinísticos capturaram os padrões sazonais das três séries e a mudança de comportamento da série do investimento público em infraestrutura de transportes a partir do primeiro trimestre de 2003, modelada por uma variável *dummy* de impulso.

As estimativas dos dois vetores de cointegração, referentes às equações de longo prazo para o PIB e o crédito agropecuário, incluíram os parâmetros da tendência linear e de uma variável *dummy* de nível para o primeiro trimestre de 2003, sendo as estimativas de ambos positivas e significativas do ponto de vista estatístico nas duas equações.

A relação de longo prazo entre as variáveis do PIB agrícola e do investimento público em infraestrutura mostrou-se negativa (-0,017) no período analisado. Esse resultado pode ser justificado pelas distintas trajetórias apresentadas pelas duas séries. Enquanto o PIB agrícola apresentou trajetória ascendente em todo o período, captada pelo coeficiente positivo da tendência linear, o investimento público em infraestrutura decresceu em dois momentos (de 1999 a 2003 e de 2011 a 2015).

A segunda equação de cointegração estimada – cuja representação é análoga – apontou relação negativa entre o crédito agropecuário e o investimento em infraestrutura, mas que não se mostrou estatisticamente significativa. Uma vez que os coeficientes estimados nas duas equações para o investimento público em infraestrutura são interpretados como elasticidades, podemos dizer que seu impacto econômico sobre o setor agropecuário se mostrou baixo no longo prazo.

Os coeficientes estimados para as velocidades de ajustamento relacionadas à equação da primeira diferença do investimento público em infraestrutura não se mostraram estatisticamente significativos, sendo evidência de que essa é uma variável exógena fraca com relação aos parâmetros das matrizes e do modelo estimado⁷. Tal evidência também serve como justificativa para a inclusão do investimento como variável exógena nas duas equações de longo prazo estimadas, uma vez que o processo marginal gerador desse tipo de variável não contém informações relevantes para os parâmetros do modelo condicional estimado.⁸

Assim, uma provável interpretação para os sinais dos coeficientes estimados nos vetores de cointegração é que o financiamento dos investimentos públicos em infraestrutura concorreu com os recursos destinados ao financiamento da produção rural no longo prazo, a ponto de um efeito negativo (deslocamento ou *crowding-out*) ter prevalecido sobre o setor agrícola, em relação a um possível impacto positivo dos investimentos em infraestrutura.

A tabela 5 também apresenta os resultados dos testes de diagnóstico quanto à presença de autocorrelação e do efeito ARCH nos resíduos do modelo ajustado. Os resultados do teste de Breusch-Godfrey indicam que a autocorrelação não é forte para as ordens de 1 a 4, enquanto os testes de Portmanteau sugerem ausência de autocorrelação de ordens maiores. Os resultados quanto à ausência do efeito ARCH nos resíduos também corroboraram o bom ajuste do modelo às séries de dados.

3.2.3 Testes de causalidade de Granger

O conceito de causalidade introduzido em Granger (1969) está relacionado à melhoria da previsão dos valores futuros de uma variável, quando se levam em conta informações

7. Para mais detalhes sobre esse ponto, ver, por exemplo, Johansen (1994b).

8. Para uma discussão mais aprofundada sobre esse ponto, ver Engle, Hendry e Richard (1983).

sobre os valores presente e passado de outra variável. Assim, no contexto de um modelo envolvendo séries temporais de duas variáveis, uma série y_{2t} não causa y_{1t} no sentido de Granger se a retirada dos valores defasados da primeira do conjunto de variáveis preditivas não alterar a previsão ótima da segunda em qualquer horizonte temporal.

Para o caso de um modelo vetorial envolvendo mais de duas séries temporais, a causalidade deve levar em conta as relações dinâmicas entre todas as variáveis. Em vista disso, foi utilizado o procedimento usual de dividir o vetor de variáveis componentes em dois subconjuntos (no caso, de dimensões 1 e 2) e testar a causalidade entre estes. Assim, a precedência temporal entre cada variável e o subconjunto das demais foi testada para todas as possibilidades.

Outro aspecto que cabe atenção é quanto à validade das estatísticas utilizadas nos testes de causalidade. Uma vez que a causalidade de Granger (1969) envolve a hipótese nula de que alguns coeficientes do modelo são iguais a 0, as estatísticas-teste usuais (χ^2 ou F , com base no teste de Wald) podem não ter propriedades assintóticas válidas quando as séries componentes do modelo vetorial forem integradas ou cointegradas⁹. Assim, foi seguida a abordagem proposta em Dolado e Lütkepohl (1996), com a estimativa de um modelo VAR de ordem $p+1$ (nesse caso, $p=1$, que é o número de defasagens do modelo que originou o VECM estimado) e a inferência sobre causalidade obtida a partir de testes de Wald sobre as p defasagens.

Os resultados dos testes de causalidade de Granger (1969) estão apresentados na tabela 6. As evidências são de causalidade de Granger do PIB agropecuário para o crédito e o investimento público em infraestrutura, bem como do PIB agropecuário e do investimento público em infraestrutura para o crédito. Tais evidências estão de acordo com aquelas encontradas quanto à cointegração, uma vez que a presença da última também implica a existência de causalidade em pelo menos uma direção no modelo VECM.

O conjunto de resultados obtidos a partir dos testes de causalidade de Granger (1969) indica que o crescimento do setor agrícola teve o potencial de induzir a demanda por crédito rural e por investimentos públicos em infraestrutura de transportes no período considerado. Assim, o desempenho do setor agropecuário pode contribuir para

9. Para mais detalhes sobre esse ponto, ver, por exemplo, Toda e Phillips (1993).

um ciclo virtuoso de crescimento, com a indução de financiamentos e investimentos em infraestrutura.

TABELA 6
Resultados dos testes de causalidade de Granger (1969)

Hipótese nula	Estatística-teste F
O PIB do setor agropecuário não causa o crédito total ao setor agropecuário e investimento público em infraestrutura	7,69***
O crédito total ao setor agropecuário e investimento público em infraestrutura não ocasionam o PIB do setor agropecuário	0,41
O crédito total ao setor agropecuário não causa o PIB do setor agropecuário e investimento público em infraestrutura	0,98
O PIB do setor agropecuário e investimento público em infraestrutura não ocasionam o crédito total ao setor agropecuário	6,54***
O investimento público em infraestrutura não causa o PIB do setor agropecuário e o crédito total ao setor agropecuário	0,64
O PIB do setor agropecuário e o crédito total ao setor agropecuário não causam o investimento público em infraestrutura	1,87

Elaboração dos autores.

Obs.: *** indica a rejeição em nível de significância de 1%.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O trabalho buscou investigar a ligação existente entre o PIB agrícola nacional, o crédito rural e os investimentos em infraestrutura de transportes para o horizonte temporal de 1999 a 2015, caracterizado pelo crescimento das duas primeiras variáveis e por períodos de decréscimo do investimento público em infraestrutura. Com a utilização de dados de séries temporais trimestrais no ajuste de um modelo VECM, foram obtidas estimativas das relações de longo prazo (vetores de cointegração) e quanto à precedência temporal (causalidade de Granger) entre as variáveis.

As relações de longo prazo estimadas indicaram impactos negativos, porém baixos em termos econômicos, do investimento público em infraestrutura de transportes sobre o crédito rural e o PIB agrícola. Assim, uma provável interpretação para este resultado é que a concorrência de recursos entre o crédito rural e o financiamento dos investimentos públicos em infraestrutura – em detrimento destes últimos – resultou em efeito negativo da infraestrutura sobre a produção agrícola, que se sobrepôs a um possível impacto positivo.

Os resultados obtidos a partir dos testes de causalidade de Granger (1969) indicaram que o crescimento do setor agrícola teve o potencial de alavancar a demanda por crédito rural e investimentos públicos em infraestrutura no período considerado. Assim, o desempenho do setor agropecuário pode contribuir para um ciclo virtuoso

de crescimento, com a indução de financiamentos e investimentos em infraestrutura. Contudo, também é importante que não ocorra uma competição entre esses dois setores por recursos financeiros.

Entre as possíveis extensões das investigações realizadas neste trabalho, estão: a ampliação do horizonte temporal da análise (para a frente e para o passado), de modo a verificar a robustez dos resultados com a incorporação de períodos de conjunturas econômicas distintas ou de mudanças estruturais; e o levantamento de dados sobre investimentos em infraestrutura nos demais setores.

REFERÊNCIAS

- AI, C.; CASSOU, S. P. A normative analysis of public capital. **Applied Economics**, v. 27, n. 12, p. 1201-1209, 1995.
- ASCHAUER, D. A. Public investment and productivity growth in the Group of Seven. **Economic Perspectives**, v. 13, n. 5, p. 17-25, 1989.
- BARROS, A. R.; RAPOSO, I. **Dotação de infraestrutura como limitante para redução de disparidades regionais no Brasil**. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS, 2. São Paulo, 2002. (Compact disc).
- BRANDÃO, A. S. P.; REZENDE G. C.; MARQUES, R. W. **Crescimento agrícola no Brasil no período 1999-2004: explosão da soja e da pecuária bovina e seu impacto sobre o meio ambiente**. Rio de Janeiro: Ipea, jul. 2005. (Texto para Discussão, n. 1103).
- BRIGATTE, H.; TEIXEIRA, E. C. Determinantes de longo prazo do produto e da produtividade total dos fatores da agropecuária brasileira no período 1974-2005. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 49, n. 4, p. 815-836, 2011.
- BROYER, S.; GAREIS, J. Investing for growth: is public investment in infrastructure the key to Europe's deficit crises? **Natixis**, 2 May 2013.
- CAIXETA-FILHO, J. V.; MARTINS, R. S. **Gestão logística do transporte de cargas**. São Paulo: Atlas, 2012.
- CALDERÓN, C.; SERVÉN, L. The output cost of Latin America's infrastructure gap. In: EASTERLY, W.; SERVÉN, L. (Eds.). **The limits of stabilization: infrastructure, public deficits and growth in Latin America**. Palo Alto: Stanford University Press; Washington: World Bank, 2003.

CAMPOS NETO, C. A. S.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R.; ROMMINGER, A. E. Impacto da infraestrutura de transportes sobre o desenvolvimento e produtividade no Brasil. *In*: DE NEGRI, F.; CAVALCANTI, L. R. (Orgs.). **Produtividade no Brasil**: desempenho e determinantes. Brasília: ABDI; Ipea, 2015.

CASTRO, C. N. **O agronegócio e os desafios do financiamento da infraestrutura de transportes no Brasil**. Brasília: Ipea, abr. 2015. (Texto para Discussão, n. 2074).

CAVALCANTI, I. M. **Crédito rural e produto agropecuário municipal**: uma análise de causalidade. 2008. 73 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Administração, Economia e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.

CNT – CONFEDERAÇÃO NACIONAL DO TRANSPORTE. **Pesquisa CNT de rodovias**: relatório gerencial. Brasília: CNT, 2011.

———. **Pesquisa CNT de Rodovias 2012**. Brasília: CNT, 2012.

CONCEIÇÃO, J. C. P. R.; BARROS, A. L. M. **Certificação e rastreabilidade no agronegócio**: instrumentos cada vez mais necessários. Brasília: Ipea, out. 2005. (Texto para Discussão, n. 1122).

CONCEIÇÃO, J. C. P. R.; CONCEIÇÃO, P. H. Z. **Agricultura**: evolução e importância para a balança comercial brasileira. Brasília: Ipea, mar. 2014. (Texto para Discussão, n. 1944).

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

DOLADO, J. J.; LÜTKEPOHL, H. Making wald tests work for cointegrated VAR systems. **Econometric Reviews**, v. 15, n. 4, p. 369-386, 1996.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F.; RICHARD, J. F. Exogeneity. **Econometrica**, v. 51, n. 2, p. 277-304, 1983.

EUROPEAN CONFERENCE OF MINISTERS OF TRANSPORT. **Trends in the transport sector**. Brussels: European Union, 2004.

FERREIRA, P. C.; MALLIAGROS, T. G. Investimentos, fontes de financiamentos e evolução do setor de infraestrutura no Brasil: 1950-1006. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 2, p. 315-338, 1999.

FIGUEIREDO, A. M.; CASTRO E. R. Relação crédito rural do Pronaf e valor bruto da produção nos diferentes estados brasileiros. *In*: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Londrina, Paraná. **Anais...** Londrina: Sober, 2007. Disponível em: <<https://bit.ly/2mW0We0>>. Acesso em: 4 abr. 2015.

FRANSES, P. H.; MCALEER, M. Cointegration analysis of seasonal time series. **Journal of Economic Surveys**, v. 12, n. 5, p. 651-678, 1998.

GASQUES, J. G.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. Financiamento da agricultura: dificuldades para mobilizar recursos. **Boletim Conjuntural**, Rio de Janeiro, n. 46, jul. 1999.

GASQUES, J. G.; VILLA VERDE, C. M. Novas fontes de recursos, propostas e experiências de financiamento rural. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 34, n. 3, p. 39-80, jul./dez. 1996.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

HYLLEBERG, S. *et al.* Seasonal integration and cointegration. **Journal of Econometrics**, v. 44, n. 1-2, p. 215-238, Apr./May 1990.

JOHANSEN, S. The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of nonstationary time series. **Econometric Reviews**, v. 13, p. 205-231, 1994a.

_____. Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data. *In*: ERICSON, N.; IRONS, J. (Eds.). **Testing exogeneity**. Oxford: Oxford University Press, 1994b.

_____. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

JOHANSEN, S.; MOSCONI, R.; NIELSEN, B. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. **Econometrics Journal**, v. 3, n. 2, p. 216-249, 2000.

KRÄTZIG, M. The software JMulti. *In*: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (Eds.). **Applied time series econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004. (Themes in Modern Econometrics).

LIMÃO, N.; VENABLES, A. J. Infrastructure, geographical disadvantage and transport costs, and trade. **The World Bank Economic Review**, v. 15, n. 3, p. 451-479, 2001.

LÜTKEPOHL, H. Vector autoregressive and vector error correction models. *In*: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (Eds.). **Applied time series econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004. (Themes in Modern Econometrics).

MARTINS, R. S. *et al.* Características do mercado de fretes rodoviários para produtos do agronegócio nos corredores de exportação do centro-sul brasileiro. **Teoria e Evidência Econômica**, Passo Fundo, v. 12, n. 22, p. 35-50, 2004.

MATOS, M. A. **Impactos da crise norte-americana no agronegócio brasileiro**. Brasília: Organização das Cooperativas Brasileiras, 2008. (Informativo Técnico, n. 25).

MELO, M. M.; MARINHO, E.; SILVA, A. B. O impulso do crédito rural no produto do setor primário brasileiro. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 39., 2011, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Brasília: Anpec, 2011. v. 1, p. 50-70.

MENDES, S. M. **Relação entre investimentos em infraestrutura e produtividade total dos fatores na agricultura brasileira, 1985-2004**. 2005. 111 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2005.

REICHSTUL, D.; LIMA, G. T. Causalidade entre crédito bancário e nível de atividade econômica na região metropolitana de São Paulo: algumas evidências empíricas. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 4, p. 779-801, out./dez. 2006.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Trend adjustment prior to testing for the cointegrating rank of a vector autoregressive process. **Journal of Time Series Analysis**, v. 21, n. 4, p. 435-456, July 2000a.

_____. Testing for the cointegrating rank of a VAR process with structural shifts. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 18, n. 4, p. 451-464, 2000b.

_____. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**, v. 18, n. 2, p. 313-348, Apr. 2002.

SILVA, S. P.; ALVES FILHO, E. **Análise dos impactos econômicos do Pronaf em territórios de baixa dinamização econômica**. 2008. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Economia, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2008.

TEIXEIRA, E. C.; CLEMENTE, F.; BRAGA, M. J. A contribuição das universidades para o desenvolvimento da agricultura no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 11, n. 1, p. 137-157, 2013.

TODA, H. Y.; PHILLIPS, P. C. B. Vector autoregressions and causality. **Econometrica**, v. 61, n. 6, p. 1367-1393, 1993.

WINSTON, C. Conceptual development in the economics of transportation: an interpretive survey. **Journal of Economic Literature**, v. 23, n. 1, p. 57-94, 1985.

ZAMBON, F. M. **Aspectos logísticos da exportação de soja brasileira**. 2013. 79 f. Monografia (Graduação) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2013.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ASCHAUER, D. Is public expenditure productive? **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 23, n. 2, p. 177-200, 1989.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Evolução dos recursos financeiros**. Brasília: BCB, 2015.

BELIK, W.; PAULILLO, L. F. Mudanças no financiamento da produção agrícola brasileira. *In: LEITE, S. (Org.). Políticas públicas e agricultura no Brasil*. Porto Alegre: Ed. UFRGS, 2001. p. 95-120.

BENITEZ, R. M. A infraestrutura, sua relação com a produtividade total dos fatores e seu reflexo sobre o produto nacional. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 19, p. 275-306, jun. 1999.

BRANDÃO, A. S. Conquistas e desafios do agronegócio brasileiro. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, ano XV, n. 1, p. 117-118, jan./mar. 2006.

BREITUNG, J.; BRÜGGEMANN, R.; LÜTKEPOHL, H. Structural vector autoregressive modeling and impulse responses. *In: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (Eds.). Applied time series econometrics*. New York: Cambridge University Press, 2004. (Themes in Modern Econometrics).

CONCEIÇÃO, J. C. P. R. *et al.* Relação entre PIB agrícola e crédito rural no Brasil: aplicação do teste de causalidade de Granger. *In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL*, 36., 1998, Poços de Caldas, Minas Gerais. *Anais...* Poços de Caldas: Sober, 1998. p. 127.

DNIT – DEPARTAMENTO NACIONAL DE INFRAESTRUTURA DE TRANSPORTES. **Licenciamento ambiental**. Brasília: DNIT, 2011.

EASTERLY, W.; REBELO, S. Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation. *Journal of Monetary Economics*, v. 32, n. 3, p. 417-458, 1993.

EPE – EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA. **Consolidação de bases de dados do setor transporte: 1970-2010**. Brasília: EPE, 2012.

FERREIRA, P. C. Infraestrutura pública, produtividade e crescimento. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 24, n. 2, p. 187-202, ago. 1994.

_____. Investimento em infraestrutura no Brasil: fatos estilizados e relações de longo prazo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 26, n. 2, p. 231-252, 1996.

MEIDEIROS, A. P. *et al.* Análise do impacto do crédito rural na produção agrícola brasileira no período 2006-2014. *Revista em Agronegócio e Meio Ambiente*, São Paulo, v. 10, n. 3, p. 729-755, jul./set. 2017.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1-48, Jan. 1980.

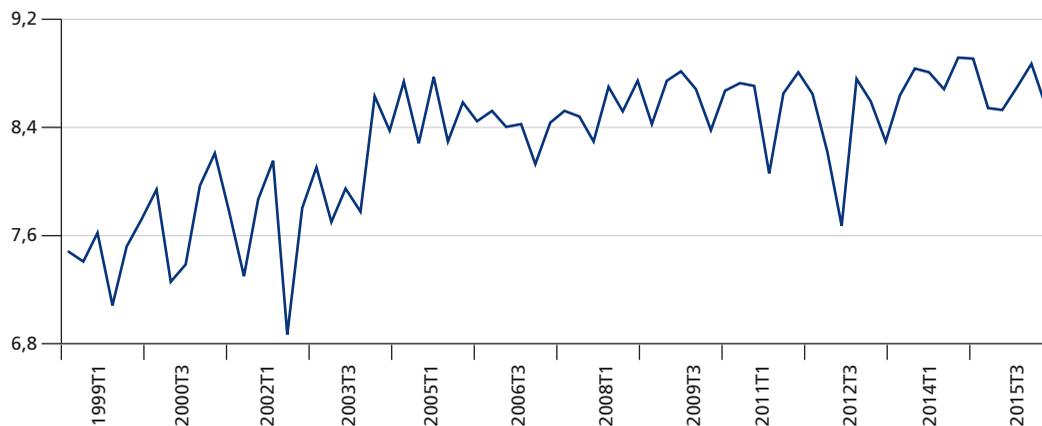
_____. An autoregressive index model for the U.S.: 1948-1975. *In: KMENTA, J.; RAMSEY, J. B. (Eds.). Large-scale macro-econometric models*. Amsterdam: North Holland, 1981. p. 283-327.

APÊNDICE

GRÁFICO A.1

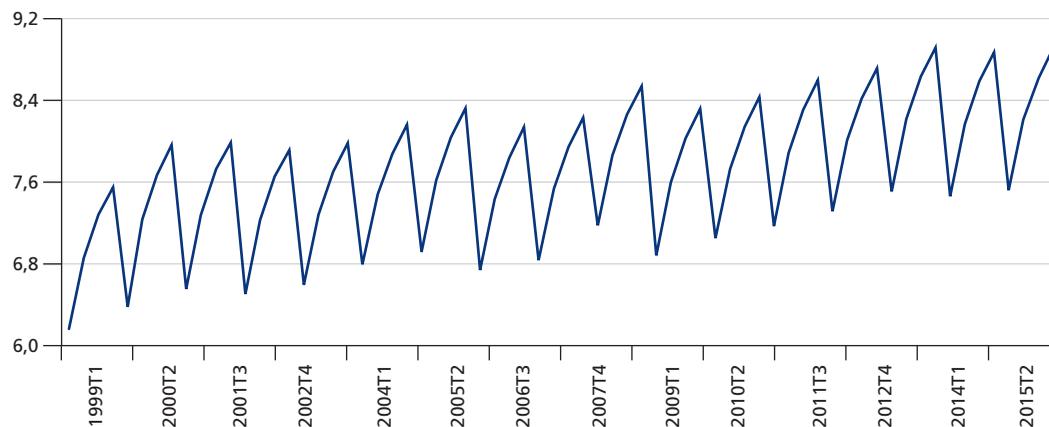
Séries utilizadas na análise empírica (1º trim. 1999-4º trim. 2015)

A.1A – Crédito de comercialização

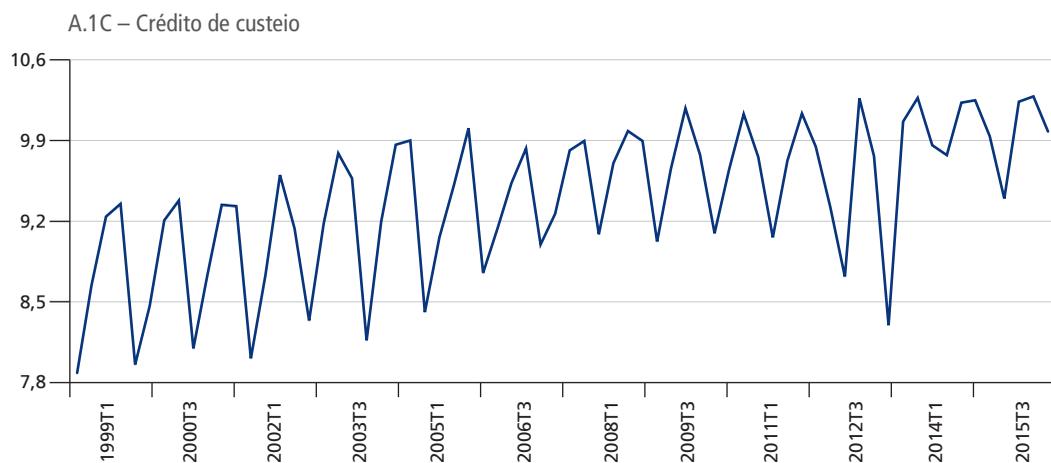


Fonte: Banco Central do Brasil (BCB).

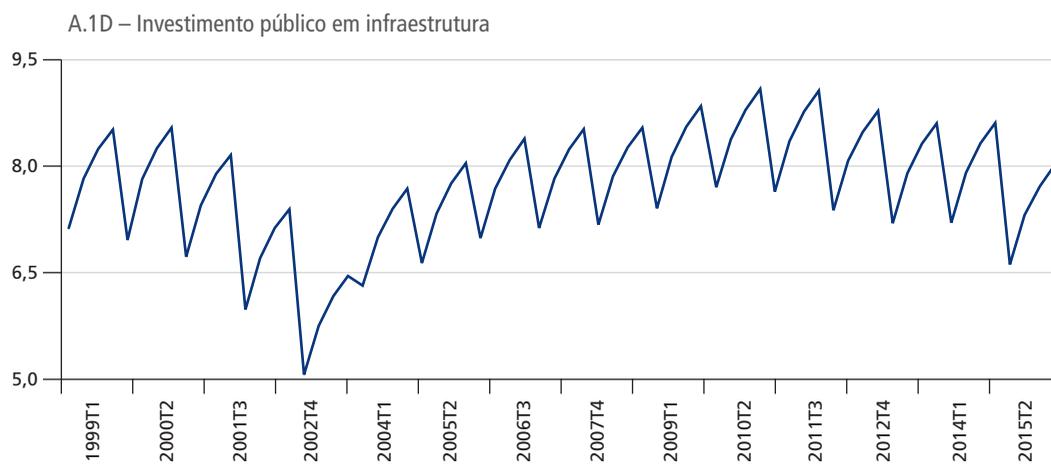
A.1B – Investimento privado em infraestrutura



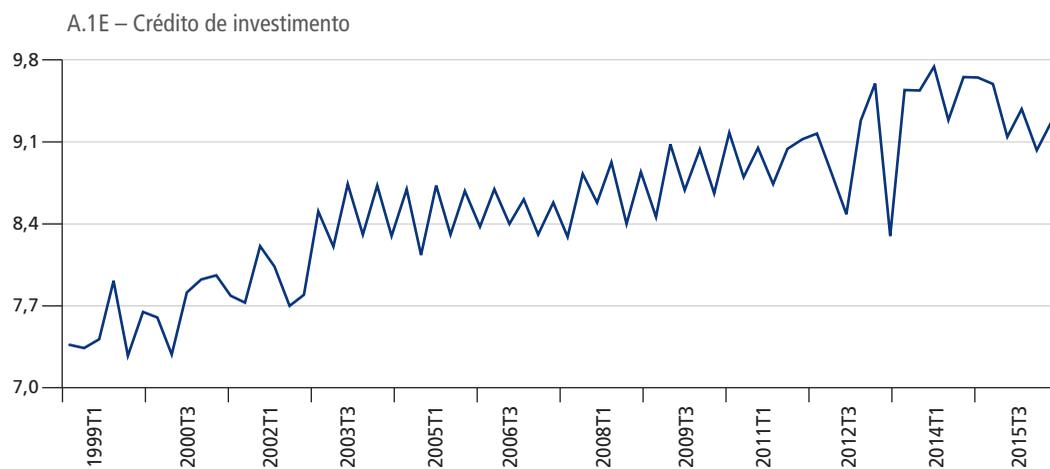
Fonte: Campos Neto, Conceição e Romminger (2015).



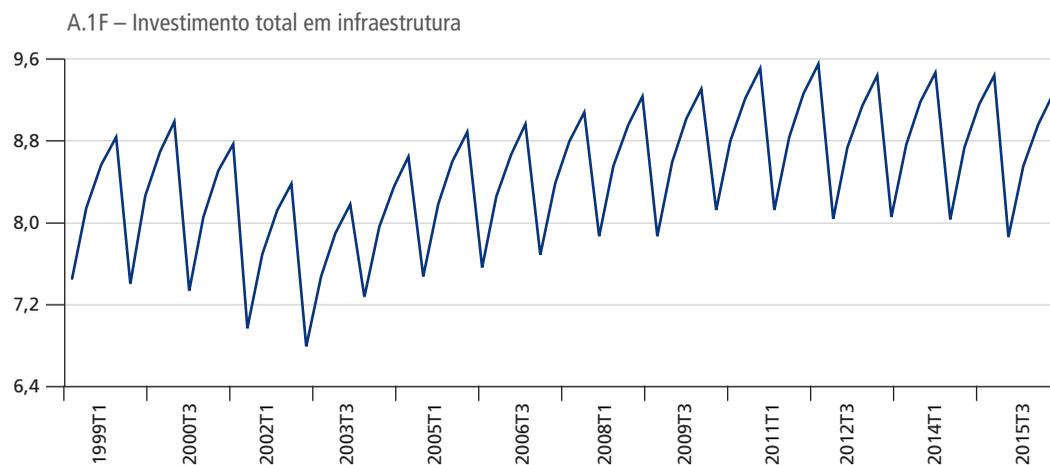
Fonte: BCB.



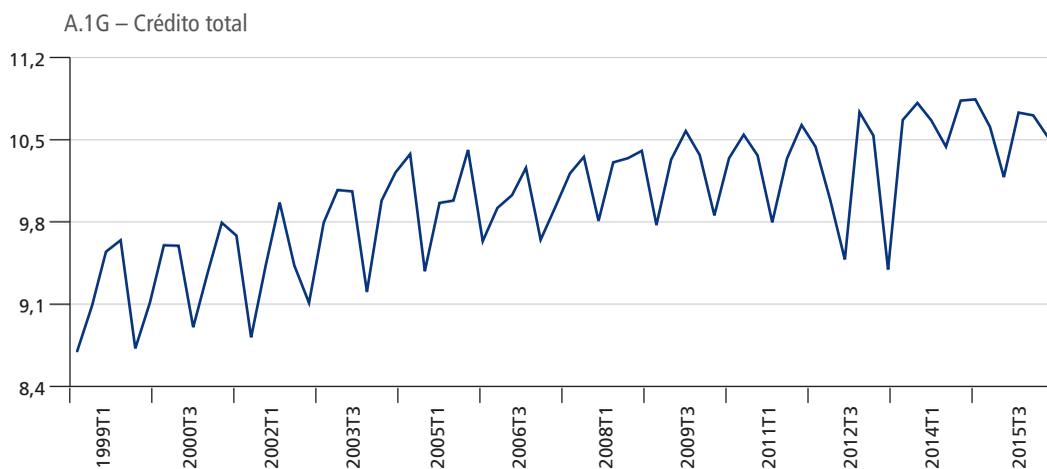
Fonte: Campos Neto, Conceição e Romminger (2015).



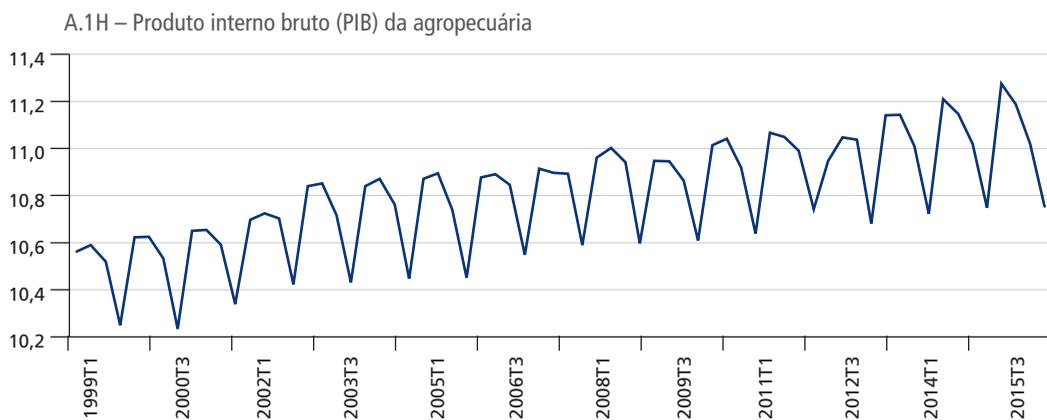
Fonte: BCB.



Fonte: Campos Neto, Conceição e Romminger (2015).



Fonte: BCB.



Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).
Elaboração dos autores.
Obs.: Valores em logaritmos.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Assessoria de Imprensa e Comunicação

EDITORIAL

Coordenação

Reginaldo da Silva Domingos

Assistente de Coordenação

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Supervisão

Camilla de Miranda Mariath Gomes

Everson da Silva Moura

Revisão

Ana Clara Escórcio Xavier

Ângela Pereira da Silva de Oliveira

Clícia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Luiz Gustavo Campos de Araújo Souza

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Alice Souza Lopes (estagiária)

Amanda Ramos Marques (estagiária)

Ana Luíza Araújo Aguiar (estagiária)

Hellen Pereira de Oliveira Fonseca (estagiária)

Ingrid Verena Sampaio Cerqueira Sodré (estagiária)

Isabella Silva Queiroz da Cunha (estagiária)

Lauane Campos Souza (estagiária)

Editoração

Aeromilson Trajano de Mesquita

Bernar José Vieira

Cristiano Ferreira de Araújo

Danilo Leite de Macedo Tavares

Herllyson da Silva Souza

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

Capa

Danielle de Oliveira Ayres

Flaviane Dias de Sant'ana

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo

70076-900 – Brasília – DF

Tel.: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA
ECONOMIA



PÁTRIA AMADA
BRASIL
GOVERNO FEDERAL

ISSN 1415-4765

