


A ECONOMIA BRASILEIRA SOB O ENFOQUE DA TEORIA AUSTRÍACA DOS CICLOS ECONÔMICOS (2004 A 2019)

Augusto Luiz Heck Barros

Economista na Universidade Federal da Integração Latino-Americana. Possui mestrado em Economia e graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual do Oeste.


E-mail: augustoluizheck@yahoo.com.br

 <https://orcid.org/0000-0003-2313-8355>

Cristiano Stamm

Professor adjunto do Curso de Ciências Econômicas e do Programa de Mestrado em Economia da Universidade Estadual do Oeste do Paraná. Possui doutorado em Planejamento Urbano e Regional pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul, mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio e graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual do Oeste do Paraná.

E-mail: stamm_br@yahoo.com.br

 <https://orcid.org/0000-0002-8318-9886>



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0

Internacional

- *A economia brasileira sob o enfoque da Teoria Austríaca dos Ciclos Econômicos (2004 a 2019)*, Augusto Luiz Heck Barros, Cristiano Stamm, Luiz Alberto Cypriano

Luiz Alberto Cypriano

Professor na Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste), campus de Toledo. Leciona no Programa de Mestrado em Economia na disciplina Econometria e no Curso de Graduação em Ciências Econômicas nas disciplinas Economia Quantitativa I e Econometria. Possui graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Cândido Mendes, mestrado em Economia Rural pela Universidade Federal de Viçosa e doutorado em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (2004). Professor adjunto do Curso de Ciências Econômicas e do Programa de Mestrado em Economia da Universidade Estadual do Oeste do Paraná.

E-mail: luiz.cypriano@unioeste.com

 <https://orcid.org/0000-0003-3169-2903>

Como citar este artigo: Heck, A. L., Stamm, C., & Cypriano, L. A. (2021). A economia brasileira sob o enfoque da teoria austríaca dos ciclos econômicos (2004 a 2019). *Revista de Economia Mackenzie*, 18(1), 192-219. doi:105935/1808-2785/rem.v18n1p.192-219

Recebido em: 21/8/2020.

Aprovado em: 1/3/2021.

Resumo

O objetivo deste trabalho é analisar como a Teoria Austríaca dos Ciclos Econômicos explica os efeitos das mudanças na oferta de moeda comandada pelo Banco Central sobre a estrutura intertemporal de produção da economia brasileira entre os anos de 2004 e 2019. A Teoria Austríaca dos Ciclos Econômicos é a teoria do *boom insustentável*. A expansão artificial da moeda e do crédito conduzida pelo banco central distorce as taxas de juros e estimula a má alocação intertemporal de capital, promovendo assim uma expansão artificial da economia. Sendo a autoridade monetária forçada a restringir a política monetária por causa da pressão inflacionária causada pela restrição geral de recursos, revela-se o processo de má alocação de capital. Foi utilizada a metodologia econométrica de séries temporais, especificamente o teste de não causalidade de Granger sugerido por Toda e Yamamoto (1995), para ilustrar os impactos das variações na oferta de moeda e crédito sobre a estrutura intertemporal de produção. Os resultados encontrados mostram que a manipulação da oferta de moeda e crédito afetou diretamente a estrutura de produção da economia, além da produção industrial agregada, do produto interno bruto e do nível de utilização da capacidade instalada ao longo do período analisado. Portanto, os resultados encontrados apoiam a teoria dos ciclos econômicos de Mises e Hayek.

Palavras-chave: Teoria Austríaca dos Ciclos Econômicos; ciclo econômico; expansão artificial da moeda e do crédito; estrutura intertemporal de produção; má alocação de capital.

Classificação JEL: B53.

1 INTRODUÇÃO

O fenômeno do ciclo econômico é definido como uma expansão generalizada da economia em certo momento, seguida de uma repentina recessão (ou depressão) em outro. Isso sintetiza o próprio conceito de macroeconomia, o ramo da ciência econômica que trata da expansão e da contração da economia em geral (Krugman & Wells, 2018) e qualifica o ciclo como tema de fundamental importância para a Ciência Econômica, que nas palavras de Mises (2017, p. 181) “[é] o fenômeno mais interessante do sistema capitalista”.

Sob a perspectiva da Teoria Austríaca dos Ciclos Econômicos (Tace) formulada por Ludwig von Mises e desenvolvida posteriormente por Friedrich Hayek, entre outros, o ciclo é um fenômeno de natureza exógena à economia de mercado. As fases recorrentes de expansão (*boom*) e declínio econômico (*bust*) são causadas fundamentalmente por uma prévia expansão artificial da oferta de moeda e crédito comandada pelo banco central (Soto, 2012).

A política monetária expansionista do banco central tende a reduzir artificialmente as taxas de juros, o que induz os empresários a investir recursos escassos em projetos de longo prazo. Esses investimentos se revelarão errôneos e insustentáveis em razão da expansão do crédito não apoiada pela poupança real da sociedade, causando perdas econômicas, desperdício de recursos escassos e aumento do desemprego (Thornton, 2018).

Rothbard (2012, p. 49) pontua que o verdadeiro problema dos ciclos econômicos é “o problema do *boom* geral e depressão”. E Machlup (1974) resume o aspecto central da Tace ao expressar que os ciclos são causados por perturbações monetárias, mas são constituídos por distorções reais na estrutura de produção da economia.

Maia, Steinreich e Albuquerque (2019) enfatizam que a economia brasileira tem historicamente apresentado dificuldades de sustentar um crescimento de longo prazo. Essa típica tendência da economia do Brasil resultou na expressão metafórica do “voo de galinha”, que ilustra a alternância de breves períodos de crescimento, às vezes acentuados, e fases de estagnação e/ou contração econômica relativamente fortes.

A forte crise econômica entre os anos de 2014 e 2016 e o baixo crescimento observado a partir de 2017 evidencia a importância da compreensão do recorrente fenômeno do ciclo econômico, o qual é um fenômeno danoso por sua capacidade de solapar toda a riqueza e prosperidade material alcançada por uma sociedade em períodos anteriores.

Considerando a média anual de crescimento do PIB brasileiro de 0,7% entre os anos de 2011 e 2019, pode-se estimar que a década de 2011 a 2020 será a pior da história do País relativamente ao crescimento do PIB, superando a taxa de crescimento registrada na década de 1980, então de 1,6%.

Diante dessa breve contextualização, o objetivo do presente artigo é analisar como a Tace explica os efeitos das mudanças na oferta de moeda comandada pelo Banco Central sobre a estrutura intertemporal de produção da economia brasileira entre os anos de 2004 e 2019. Para balizar o estudo definiu-se como hipótese que a análise empírica se refere aos *efeitos diretos* da política monetária comandada pelo Bacen sobre as razões da produção industrial setorial, produção industrial agregada, produto interno bruto e o nível de utilização da capacidade industrial instalada.

Para tanto, utilizou-se o teste de não causalidade de Granger proposto por Toda e Yamamoto (1995) para investigar a relação causal entre as variáveis supracitadas. Os dados utilizados na pesquisa compreendem o período entre o primeiro trimestre de 2004 e o segundo trimestre de 2019 e foram coletados no banco de dados do Banco Central do Brasil (Bacen).

2

A TEORIA AUSTRÍACA DOS CICLOS ECONÔMICOS

A Teoria Austríaca dos Ciclos Econômicos é a teoria do *boom insustentável* (Garrison, 2015), posto que a recessão é a consequência inevitável da prévia expansão econômica artificial. O seu aparato teórico foi inicialmente desenvolvido por Von Mises, a partir das contribuições da Escola Monetária Inglesa, do conceito de taxa natural de juros introduzido por Knut Wicksell e da Teoria Austríaca do Capital formulada por Carl Menger e aperfeiçoada por Böhm-Bawek. Posteriormente, Friedrich Hayek (2008) refinou a teoria ao estudar os efeitos da manipulação das taxas de juros sobre o processo de alocação intertemporal de recursos entre os diversos estágios produtivos da economia.

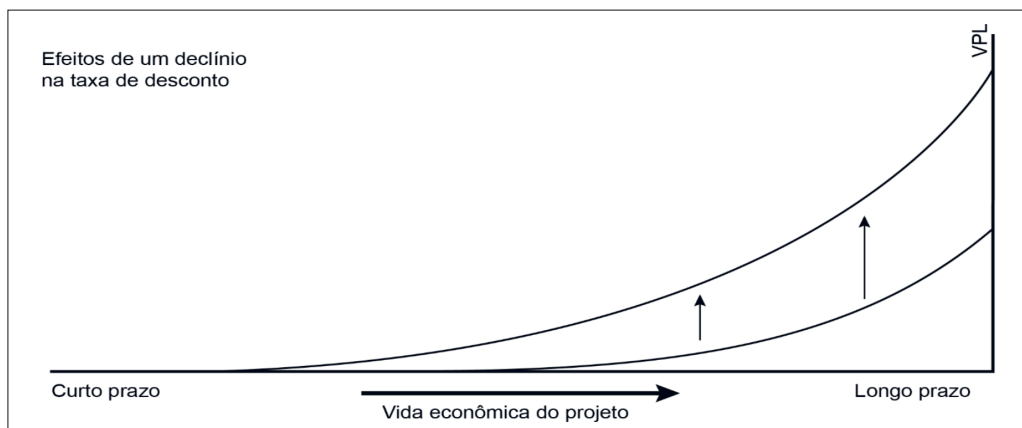
O fenômeno do ciclo econômico tem origem na fase de prosperidade artificial causada tão somente pela manipulação da oferta de moeda comandada pelo banco central sob o sistema bancário de reservas fracionárias, que permite a concessão de empréstimos de forma inflacionada pelo setor bancário, pressionando as taxas de juros do mercado de crédito para níveis abaixo do seu valor de livre mercado, a taxa natural de juros (Soto, 2012).

A taxa de juros funciona como um mecanismo transmissor de informações para poupadores e empreendedores em uma economia de mercado, coordenando o processo de alocação intertemporal de recursos. A manipulação monetária praticada pelo banco central tende a distorcer as taxas de juros, resultando na transmissão de sinais econômicos errôneos aos participantes no mercado e na falsificação do cálculo econômico empreendedorial (Hayek, 1958, 2008; Mises, 2010).

A taxa de retorno sobre o investimento tende a aumentar em decorrência da redução das taxas de juros, mas os projetos de prazo relativamente mais longo, como produção de matérias-primas industriais, fabricação de máquinas e equipamentos e/ou construção de plantas industriais que, em regra, são mais sensíveis às variações nos juros, tornam-se relativamente mais lucrativos do que os projetos de curto prazo, voltados à fabricação de bens de consumo (Figura 1) (Rothbard, 1996, 2009).

Figura 1

Efeito da redução das taxas de juros sobre a estrutura de produção



Fonte: Elaborado pelos autores, com base em Sechrest (2006).

A expansão monetária, segundo Garrison (1989, p. 11), “altera os termos de troca entre bens presentes e bens futuros”. Os empresários são incentiva-

dos a financiar métodos de produção mais indiretos (*roundaboutness*) e intensivos em capital, fazendo com que a estrutura produtiva da economia seja, na prática, alongada com a adição de novos estágios produtivos mais distantes dos bens de consumo final (Rothbard, 2009; Thornton, 2018).

O fluxo de recursos disponíveis para a execução de novos projetos industriais provoca o aumento dos preços (relativos) de bens de capital específicos durante o início do *boom* econômico. A taxa de juros mais baixa também desencadeia um processo de transferência de recursos adicionais de segmentos de produção relativamente mais próximos do consumidor final para estágios mais próximos do início da estrutura produtiva da economia (Rothbard, 2012).

A disputa crescente por insumos de produção e por mão de obra tende a acarretar a elevação dos custos de vários materiais utilizados no processo produtivo, assim como dos salários dos trabalhadores e dos rendimentos adicionais de capitalistas e empresários durante o ciclo expansionista (Mises, 2010). Crescem os investimentos e a especulação de forma generalizada no setor imobiliário e no mercado de ações (Soto, 2012).

Contudo, à medida que o crédito barato se espalha por toda a economia, as preferências intertemporais do público – a relação entre consumo e poupança – tendem a permanecer constantes ou até aumentar, o que estimula os gastos das famílias em uma proporção maior de suas rendas e impulsiona a demanda por bens e serviços (sobreconsumo) (Mises, 2010).

A demanda mais intensa por bens materiais e de consumo acontece no instante em que os novos projetos não foram finalizados e, portanto, não estão em condições de produzir bens de capital complementares e bens de consumo final. O fluxo de investimentos financiado pela expansão do crédito não é compensado por uma abstenção no consumo presente, como ocorreria no caso de um aumento prévio na poupança das famílias. O crédito bancário adicional sinaliza equivocadamente um aumento na oferta de poupança voluntária real, fenômeno conhecido como “poupança forçada” (Mises, 2010).

A autoridade monetária pode utilizar estímulos monetários adicionais para manter a economia aquecida por um longo intervalo de tempo, mas todo *boom* artificial vai terminar, inevitavelmente. Em algum momento, o banco central é forçado a restringir sua política monetária pela escassez de recursos e pelo surgimento de uma tendência de alta geral nos preços. Isso leva a uma tendência de aumento nas taxas de juros da economia (Rothbard, 2012).

Nesse instante, os empresários percebem que estão excessivamente otimistas em relação às perspectivas futuras de seus negócios e começam a rea-

valiá-los. A economia encontra-se em uma trajetória de crescimento inconsistente com a realidade econômica subjacente e muitos investimentos em fase de execução revelam-se insustentáveis, especialmente os projetos realizados em segmentos industriais intensivos em tempo e capital. Tão logo cesse a expansão de crédito, o aglomerado de erros empresariais cometidos começa a ser evidenciado (Rothbard, 1996; Mises, 2010).

A fase expansiva é, na realidade, um período temporário de prosperidade ilusória porque não está assentada em poupança genuína. A inflação creditícia bancária engendra uma expansão mais intensa em alguns segmentos e atividades empresariais, desorganizando a estrutura intertemporal de produção. A desarmonia entre as decisões de investimento e os padrões de consumo da sociedade provoca uma recessão, resultando no fenômeno do ciclo econômico.

A má alocação de recursos produtivos disponíveis (*malinvestments*) é o elemento central do *boom* insustentável na teoria do ciclo de Mises e Hayek, diferenciando-a de todas as teorias que tratam o capital como um agregado homogêneo. *Malinvestments* não é um suposto excesso de investimentos (ou sobreinvestimento), mas sim a manifestação concreta da carência de consumidores empresariais por bens de capital associados aos projetos em execução¹ (Rothbard, 2012).

A liquidação e a realocação dos fatores de produção são uma condição necessária para a recuperação econômica, mas não são processos instantâneos em razão de heterogeneidade do capital². Com efeito, recursos econômicos (úteis e complementares) são mantidos ociosos enquanto os empresários realizam os ajustes necessários em seus processos produtivos, com o objetivo de atender às novas condições de mercado (Callahan & Garrison, 2003).

A fase de depressão (ou recessão) subsequente ao *boom* artificial é necessária para corrigir as distorções no sistema de preços e expurgar a má alocação de capital realizada em projetos errôneos e não lucrativos. Dessa forma, restabelece-se a relação de harmonia entre as atividades produtivas, de um lado, e a oferta de fatores de produção, as preferências temporais dos consumidores

1 Conforme Carilli e Dempster (2008, p. 276) pontuam, “essa distinta proposição é a condição *sine qua non* da narrativa da Teoria Austríaca do Ciclo Econômico, distinguindo-a de outras teorias concorrentes” (tradução nossa).

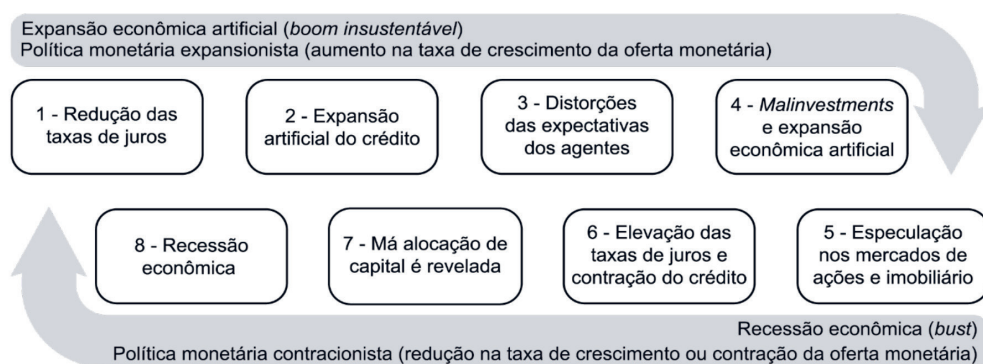
2 Uma das características que diferencia a teoria do capital Austríaca das teorias econômicas predominantes é tratar os bens de capital como um estoque heterogêneo, tais como plantas industriais, veículos, ferramentas, máquinas e equipamentos, entre outros componentes intermediários utilizados em qualquer processo produtivo ao longo do tempo, em vez de um estoque ou agregado homogêneo (Hayek, 2008).

e a taxa natural de juros, de outro lado, ocasionando o uso mais eficiente dos recursos disponíveis (Rothbard, 1996, 2012).

A Figura 2 apresenta o esquema conceitual do ciclo econômico segundo a teoria Austríaca.

Figura 2

Esquema conceitual do ciclo econômico segundo a Teoria Austríaca



Fonte: Elaborado pelos autores, com base em Soto (2012, pp. 426-428).

O ciclo econômico sob a perspectiva da Escola Austríaca pode ser assim resumido:

1) O banco central utiliza a política monetária para reduzir artificialmente a taxa de juros de mercado abaixo do nível da taxa natural de juros.

2) Em seguida, o setor bancário (sob o sistema de reservas fracionárias) expande a oferta de crédito artificialmente barato.

3) Nota-se que a manipulação das taxas de juros envia falsos sinais aos agentes econômicos, distorcendo o sistema de cálculo de lucros e perdas.

4) Os investimentos e contratações crescem, especialmente nas indústrias mais intensivas em capital e de prazo relativamente mais extensos. Contudo,

a fase de expansão econômica não está apoiada em poupança real, mas sim na expansão artificial do crédito.

5) O processo de expansão econômica é caracterizado também por bolhas especulativas no mercado imobiliário, de ações e *commodities*, entre outros.

6) Em algum momento, a pressão inflacionária induz o banco central a aumentar as taxas de juros.

7) A má alocação de bens de capital (*malinvestments*) é revelada, refletindo a descoordenação temporal entre a estrutura produtiva e as preferências dos consumidores. Isso significa que a expansão econômica não foi respaldada por poupança genuína, mas pela expansão artificial do crédito.

8) A fase de recessão ou crise econômica tem início. A liquidação de investimentos errôneos e a realocação de fatores de produção são processos necessários e que levam tempo para rearranjar a estrutura de produção da economia³.

3

METODOLOGIA

Nas últimas décadas, um número crescente de trabalhos aplicados com base em técnicas estatísticas e econométricas foi realizado para examinar os padrões sugeridos pela Tace, como os trabalhos de Keeler (2001), Mulligan (2002, 2006), Carilli e Dempster (2008), Neira, Bagus e Ania (2013) e Maia, Steinreich e Albuquerque (2019). Assim, realizou-se o teste de não causalidade de Granger sugerido por Toda e Yamamoto (1995) para a análise deste estudo.

As séries temporais foram coletadas em bases de dados de fontes secundárias, compreendendo o período de janeiro de 2004 a junho de 2019. Essas séries foram deflacionadas pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo – Itens livres, sendo que o mês de dezembro de 2003 representa o período base (dezembro de 2003 = 100). As séries que envolvem um número-índice tam-

3 A variação de preços refere-se sempre a mudanças relativas (não a preços nominais nem a magnitudes absolutas). Os preços de bens de produção tendem a crescer relativamente mais na fase de expansão do ciclo, enquanto os preços ao consumidor tendem a crescer mais na fase de recessão. Em relação aos salários, lucros contábeis e outros rendimentos, estes tendem a crescer na fase do *boom* e retrair na fase de declínio da economia (Soto, 2012, p. 428).

bém foram convertidas para o período base em dezembro de 2003 e valor base igual a 100. A função logarítmica de base neperiana foi adotada para todas as variáveis e as séries temporais referem-se aos valores relativos aos meses de março, junho, setembro e dezembro, cujas séries de dados originais foram disponibilizadas na sua forma dessazonalizada. Todos os testes e estimações foram realizados no software econométrico *Eviews*.

As variáveis foram escolhidas com base na literatura, particularmente de Keller (2001), Mulligan (2006), Carilli e Dempster (2008), Neira, Bagus e Aria (2013). A seguir está a caracterização das variáveis e detalhamento no Quadro 1:

(I) Oferta de moeda: essa variável desempenha um papel central na análise dos ciclos econômicos do ponto de vista da Escola Austríaca. Em resumo, o que engendra um *boom* insustentável é a injeção adicional de moeda fiduciária e crédito na economia. O conceito de meios de pagamento restrito M1 foi utilizado como *proxy* para a oferta de moeda. As informações são provenientes de dados oficiais oriundos do Bacen e a variável é usualmente denotada daqui em diante como moeda.

(II) Produção industrial setorial e agregada: a classificação da produção industrial brasileira tem por objetivo categorizá-la sob a perspectiva da estrutura intertemporal de capital Austríaca ilustrada por Hayek (2008) e Garrison (2015), cujo conceito também é conhecido como triângulo hayekiano. No presente artigo, os índices de produção setorial mais distantes dos bens de consumo (ordem mais elevada) e, portanto, mais intensivos em tempo e capital, são representados pelos setores de extração/mineração (I1EM), bens de capital (I1BC) e bens de consumo duráveis (I1BD). A indústria de transformação (I2IT) e a produção industrial de bens intermediários (I2BI) são classificados como setores intermediários da estrutura de capital da economia. Os segmentos mais próximos do consumidor final (ordem mais baixa) e, portanto, menos intensivos em tempo e capital, são representados pelo índice de produção de bens de consumo semi e não duráveis (I3BN). Por fim, a produção industrial agregada (indústria) é representada pelo índice de produção física geral da indústria brasileira (IIPG). As séries são provenientes de dados oficiais oriundos do IBGE.

(III) Produto interno bruto: é uma medida dos bens e serviços finais produzidos em determinado intervalo de tempo em uma dada região. O Índice de Atividade Econômica do Banco Central é adotado para complementar a análise relacionada aos efeitos da expansão monetária sobre a estrutura de produ-

ção da economia brasileira. As informações são provenientes de dados oficiais oriundos do Bacen e a variável é usualmente denotada, daqui em diante, como produto ou PIB.

(IV) Nível de utilização da capacidade produtiva: é adotada para complementar a análise relacionada aos efeitos da expansão monetária sobre a estrutura de produção da economia brasileira, tal como o PIB. A série de dados oficial é disponibilizada pela FGV e a variável é usualmente denotada, daqui em diante, como capacidade.

Quadro 1

Definição das séries temporais

Variável	Séries ⁴	Descrição
Moeda	Meios de pagamento amplo M1.	Em reais, trimestral, logaritimizada e com ajuste sazonal (saldo em final de período). De 2004 a 2019t2 (dez de 2003 = 100). Fonte: Bacen.
Indústria	Indústria - Geral (IIPG). Bens de capital (I1BC). Bens de consumo duráveis (I1BD). Extrativa mineral (I1EX). Indústria de transformação (I2IT). Bens intermediários (I2BI). Bens de consumo semi e não duráveis (I3BN).	Índices trimestrais com ajuste sazonal. Valores referentes aos meses de março, junho, setembro e dezembro. De 2004 a 2019t2 (dez de 2003 = 100). Fonte: IBGE.
Produto (PIB)	Índice de atividade econômica do Banco Central (IBC-Br).	Índice trimestral com ajuste sazonal. Valores referentes aos meses de março, junho, setembro e dezembro. De 2004 a 2019t2 (dez de 2003 = 100). Fonte: Bacen.
Capacidade	Utilização da capacidade industrial instalada.	Índice trimestral não ajustado sazonalmente. Valores percentuais referentes aos meses de março, junho, setembro e dezembro. De 2004 a 2019t2 (dez de 2003 = 100). Fonte: FGV.
Índice de preços	Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Itens livres.	Índice aplicado para deflacionar a série M1 (igual a 100 em dezembro/quarto trimestre de 2003). Fonte: Bacen.

Fonte: Elaborado pelos autores.

4 Todas as séries de dados foram obtidas no Sistema de Gestão de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspsub>). Códigos das séries: Meios de pagamento – M1 (27841); Índice de produção industrial – Geral (28503); Bens de capital (28506); Bens de consumo duráveis (28509); Extrativa mineral (28504); Indústria de transformação (28505); Bens intermediários (28507); Bens de consumo semi e não duráveis (28510); Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) (24364); Utilização da capacidade industrial instalada (1344); Índice Nacional de Preços ao Consumidor – Amplo (IPCA) – Itens livres (11428).

■ 3.1 Propriedade das séries temporais

3.1.1 Estacionariedade e raiz unitária

Um processo estocástico consiste em um conjunto de variáveis aleatórias discretas, y_t , independentes e uniformemente ordenadas no tempo (Maddala & Kim, 2007). Esse processo estocástico, y_t , é fracamente estacionário se suas propriedades estatísticas média, variância e covariância são invariantes no decorrer do tempo (Bueno, 2011), conforme segue:

$$\text{Média: } E(y_t) = \mu_t = \mu$$

$$\text{Variância: } \text{Var}(y_t) = E(y_t - \mu)^2 = \sigma_t^2 = \sigma^2$$

$$\text{Covariância: } \text{Cov}(y_t, y_{t-j}) = E[(y_t - \mu_t)(y_{t-j} - \mu_t)] = \gamma_j,$$

em que μ , σ^2 e γ_j são todos constantes. A notação também implica que a média, a variância e a covariância são números finitos (μ , σ^2 , e $\gamma_j < \infty$).

A maioria das séries econômicas, no entanto, é não estacionária. Elas podem exibir tendências, ciclos e/ou sazonalidade, entre outros componentes irregulares. Se uma série temporal é não estacionária, então as inferências estatísticas obtidas sobre os parâmetros estimados são consideradas espúrias (Bueno, 2011).

Para tanto, os testes estatísticos de raiz unitária são ferramentas úteis para identificar a ordem de integração $I(d)$ de cada uma das séries temporais que compõem um modelo econométrico e definir a ordem máxima de integração (d_{\max}) do sistema.

Neste estudo foram empregados três testes convencionais de raiz unitária, nomeadamente Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS). Enquanto o teste de Canova-Hansen (CH) é um procedimento complementar utilizado para testar a presença de raízes unitárias sazonais (Maddala & Kim, 2007).

Os testes ADF e PP avaliam a hipótese nula de presença de raiz unitária e, portanto, diz-se que a série é não estacionária. Para os testes KPSS e CH, a hipótese nula indica que a série temporal é estacionária em torno de uma tendência (sazonalidade) determinística, restando a hipótese de existência de raiz unitária (sazonal) para a hipótese alternativa (Maddala & Kim, 2007).

3.1.2 Modelo vetorial autorregressivo bivariado

Desde o artigo seminal de Sims (1980), a abordagem VAR se estabeleceu como um método amplamente utilizado na literatura empírica macroeconômica.

Em um modelo VAR bivariado de ordem (p) irrestrito, as séries temporais estocásticas x_t e y_t podem ser mutuamente influenciadas pelos valores defasados de uma variável pela outra, como pelos seus próprios valores defasados (Bueno, 2011), conforme segue:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_j y_{t-j} + b_1 x_{t-1} + \dots + b_j x_{t-j} + \mu_t \quad (1)$$

$$x_t = c_0 + c_1 x_{t-1} + \dots + c_j x_{t-j} + d_1 y_{t-1} + \dots + d_j y_{t-j} + v_t \quad (2)$$

em que se assume que (1) x_t e y_t são estacionários; (2) u_t e v_t são perturbações aleatórias (ruído branco gaussiano) com desvio padrão de σ_y e σ_x , respectivamente; e (3) u_t e v_t são perturbações aleatórias não correlacionadas entre si (Bueno, 2011).

A estimação de um modelo VAR bivariado irrestrito requer a seleção do número ótimo de defasagem para as duas variáveis endógenas do modelo. Bueno (2011) sugere a utilização de alguns critérios de informação difundidos na literatura econométrica, nomeadamente as estatísticas de Akaike (AIC), Bayesiano de Schwarz (BIC) e Hannan-Quinn (HQC).

Uma regra prática amplamente utilizada é a seleção da duração da defasagem máxima (p) com base no menor valor da estatística de teste de acordo com critérios de informação (AIC, BIC e HQ), em que a ordem de especificação escolhida tende a minimizar a perda de informações do modelo e refletir uma descrição adequada dos dados (Bueno, 2011).

Para garantir a robustez das estatísticas de teste, os modelos foram avaliados com até oito defasagens. Se o número de defasagens inicialmente escolhido para a especificação do modelo indicar a presença de autocorrelação serial dos resíduos, seu número é elevado até que nenhuma correlação seja encontrada; ou, então, um segundo critério de informação é escolhido para fornecer o número de defasagens do modelo VAR.

3.1.3 Causalidade de Granger

O conceito de causalidade no sentido original de Granger (1969) consiste em uma relação de precedência ou antecedência temporal entre (duas) séries temporais, dado que um evento posterior não pode ser a causa de um evento anterior.

No contexto específico de um modelo VAR com duas variáveis x_t e y_t , diz-se que a variável x_t causa no sentido de Granger a variável y_t , se os valores defasados de x_t ajudam a prever os valores futuros de y_t para algum horizonte de tempo, e vice-versa (Bueno, 2011).

Após a estimação de um modelo VAR bivariado, são testadas quatro hipóteses referentes à existência de (ou ausência de) causalidade no sentido de Granger entre as variáveis, conforme segue:

1. Causalidade unidirecional de x para y : os valores defasados de x_t ajudam a explicar o atual valor de y_t ($H_1: x \rightarrow y$);
2. Causalidade unidirecional de y para x : os valores defasados de y_t ajudam a explicar o atual valor de x_t ($H_2: y \rightarrow x$);
3. Causalidade bidirecional: quando os valores defasados de x_t ajudam a explicar o valor corrente de y_t , e os valores defasados de y_t ajudam a explicar o valor corrente de x_t ($H_3: x \leftrightarrow y$);
4. Relação de independência: tanto os valores defasados de x_t não ajudam a explicar o valor corrente de y_t , quanto os valores defasados de y_t não ajudam a explicar o valor corrente de x_t ($H_4: x \perp y$).

Já a abordagem do teste de não causalidade proposta por Toda e Yamamoto (1995)⁵ consiste na aplicação de um teste de *Wald* modificado para investigar se os parâmetros de um modelo VAR aumentado ($p + d_{\max}$) são estatisticamente significativos, em que (p) é o número de defasagens ótimo do sistema e (d_{\max}) é a maior ordem de integração das variáveis individuais que compõem o sistema.

O modelo VAR pode ser estimado com as variáveis em nível, independentemente se as variáveis têm a mesma ordem de integração ou se elas são cointegradas. O teste de T-Y assegura a distribuição assintótica com (p) graus de

5 Usualmente denotado, daqui em diante, como Teste de T-Y ou Teste de não causalidade de T-Y.

liberdade da estatística do teste de *Wald* sobre os parâmetros do modelo⁶. Portanto, essa abordagem é robusta em relação à ordem de integração das variáveis que integram o sistema, além de não exigir a implementação de um pré-teste de cointegração.

Considere o seguinte modelo VAR bivariado de ordem $(p + d_{\max})$ irrestrito⁷:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \dots + \alpha_{p-d} y_{t-p-d} + b_1 x_{t-1} + \dots + b_p x_{t-p} + \dots + b_{p-d} x_{t-p-d} + \mu_t \quad (3)$$

$$c_t = c_0 + c_1 x_{t-1} + \dots + c_p x_{t-p} + \dots + c_{p-d} x_{t-p-d} + d_1 y_{t-1} + \dots + d_p y_{t-p} + \dots + d_{p-d} y_{t-p-d} + v_t \quad (4)$$

As hipóteses nulas do teste de T-Y podem ser expressas da seguinte forma:

$$H_0: x_t \not\rightarrow y_t$$

$$H_0: y_t \not\rightarrow x_t$$

em que o símbolo $\not\rightarrow$ significa “não Granger-causa”.

O Quadro 2 apresenta as equações gerais dos modelos VAR bivariados e a hipótese nula do teste de T-Y referente às hipóteses de pesquisa do presente estudo.

6 Tem uma distribuição qui-quadrado. Nesta perspectiva, Toda e Yamamoto (1995) pontuam que no teste convencional de não causalidade de Granger, a estatística do teste de *Wald* não segue uma distribuição qui-quadrado assintótica padrão sob a hipótese nula. Portanto, a inferência estatística sobre os parâmetros do modelo pode não ser válida.

7 Para uma apresentação formal da metodologia da versão modificada do teste de não causalidade de Granger e suas derivações, ver artigo seminal de Toda e Yamamoto (1995).

Quadro 2

Equações gerais do modelo VAR bivariado e as hipóteses nulas do teste de T-Y

$$\text{moeda}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{indústria}_{t-1} + \dots + \alpha_p \text{indústria}_{t-p} + \dots + \alpha_{p-d} \text{indústria}_{t-p-d} + b_1 \text{moeda}_{t-1} + \dots + b_p \text{moeda}_{t-p} + \dots + b_{p-d} \text{moeda}_{t-p-d} + \mu_t$$

$$\text{indústria}_t = c_0 + c_1 \text{moeda}_{t-1} + \dots + c_p \text{moeda}_{t-p} + \dots + c_{p-d} \text{moeda}_{t-p-d} + d_1 \text{indústria}_{t-1} + \dots + d_p \text{indústria}_{t-p} + \dots + d_{p-d} \text{indústria}_{t-p-d} + v_t$$

$$H_0: \Delta \text{moeda} \rightarrow \Delta \text{indústria}$$

$$H_0: \Delta \text{indústria} \rightarrow \Delta \text{moeda}$$

Nota: Indústria ou razões industriais, ou produto interno bruto ou capacidade instalada.

Fonte: Elaborado pelos autores.

A respeito da equação geral do modelo, ao observar a variável independente sobre a variável dependente infere-se que as mudanças na oferta de moeda comandada pelo banco central causam as mudanças na atividade econômica. Mais especificamente, um aumento na oferta de moeda estimula artificialmente a realização de investimentos mais intensivos em tempo e capital, que reflete em um aumento da produção industrial agregada, assim como um aumento do produto interno bruto e do nível de utilização da capacidade instalada. Em contrapartida, uma restrição na taxa de expansão ou uma redução na oferta de moeda evidenciam o processo de má alocação de capital – *malinvestment* – realizado anteriormente, que reflete em uma queda da produção industrial agregada, do produto interno bruto, além da redução do nível de utilização da capacidade instalada.

A implementação do teste de T-Y requer a realização de uma sequência de etapas básicas, que podem ser resumidas da seguinte forma:

1. Testar cada uma das séries temporais e determinar a sua ordem de integração (d).
2. Definir a ordem máxima (d_{\max}) de integração do sistema.
3. Construir um modelo VAR com as variáveis em nível, independentemente da ordem de integração das variáveis relacionadas.
4. Selecionar o número ótimo de defasagens (p) do modelo VAR.

5. Verificar se o modelo VAR ($p + d_{\max}$) está especificado de forma correta, avaliando a presença ou não de autocorrelação serial dos resíduos.

6. Se necessário, aumentar o número de defasagens do modelo até que o problema de autocorrelação seja resolvido.

7. Adicionar (p) defasagens para cada uma das variáveis das equações do modelo VAR.

8. Aplicar o teste de *Wald* modificado para a hipótese nula de causalidade de Granger que os primeiros coeficientes (p) de x na equação y são iguais a zero, e vice-versa para a equação x .

9. Rejeitar a hipótese nula para qualquer p -valor abaixo de 0,10 (ou qualquer valor crítico selecionado) implica rejeitar a ausência causalidade de Granger.

10. Realizar os testes de diagnósticos de heterocedasticidade e estabilidade do modelo.

11. Se as duas variáveis do modelo tiverem a mesma ordem de integração, pode-se implementar um teste de cointegração, por exemplo, o teste de Johansen (1988), para identificar se a combinação linear das duas séries temporais é um processo estacionário ou integrado de ordem $I(0)$, embora individualmente sejam processos integrados de ordem $I(1)$. Na prática, a relação de cointegração implica a existência de uma tendência estocástica comum e no equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, corroborando os resultados obtidos pelo teste de T-Y (1995)⁸.

4

APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

No Quadro 3 são apresentados os resultados dos testes de raiz unitária das variáveis analisadas. Os resultados indicam que as séries são integradas de ordem um $I(1)$, exceto a razão I1BD/I2IT, que é integrada de ordem zero $I(0)$, e a série utilização da capacidade instalada, que apresenta raiz unitária sazonal na frequência de quatro trimestres por ciclo.

8 O teste de cointegração é implementado a fim de obter uma confirmação cruzada dos resultados obtidos por meio do teste de T-Y. Conferir o artigo seminal de Johansen (1988) para uma apresentação da metodologia do teste e suas derivações.

Quadro 3

Resultados dos testes de raiz unitária

Variável	Em nível/ diferença		Teste de raiz unitária			Ordem de Integração
			ADF	PP	KPSS	
MOEDA (M1)	Em nível	c	-2,93**	-2,88*	0,54**	I(1)
		c, t	-1,77	-1,77	0,23***	
	1ª diferença	c	-7,79***	-7,90***	0,49**	
		c, t	-8,46***	-8,43***	0,10	
I1BC/I2BI	Em nível	c	-2,42	-2,37	0,20	I(1)
		c, t	-2,38	2,30	0,20**	
	1ª diferença	c	-10,76***	-10,69***	0,26	
		c, t	-10,74***	-10,82***	0,46***	
I1BC/I2IT	Em nível	c	-2,52	-2,49	0,20**	I(1)(a)
		c, t	-2,49	-2,41	0,20	
	1ª diferença	c	-10,42***	-10,68***	0,50**	
		c, t	-10,38***	-11,13***	0,50***	
I1BC/I3BN	Em nível	c	-2,19	-2,17	0,24	I(1)
		c, t	-2,32	-2,25	0,19**	
	1ª diferença	c	-9,90***	-10,00***	0,19	
		c, t	-9,84***	-10,03	0,19**	
I1BD/I2IT	Em nível	c	-4,48***	-4,39***	0,17	I(0)
		c, t	-4,45***	-4,34***	0,17**	
	1ª diferença	c	-12,22***	-17,13***	0,49***	
		c, t	-12,14***	-18,34***	0,50***	
I1BD/I3BN	Em nível	c	-3,73	-3,60***	0,28	I(1)
		c, t	-3,94**	-3,82**	0,17**	
	1ª diferença	c	-11,77***	-14,90***	0,25	
		c, t	-11,68***	-15,11***	0,30***	
I1EM/I2IT	Em nível	c	-2,14	-2,07	0,80***	I(1)
		c, t	-2,59	-2,58	0,08	
	1ª diferença	c	-9,12***	-9,12***	0,13	
		c, t	-9,21***	-9,21***	0,68	
I2IT/I3BN	Em nível	c	-2,08***	-1,89	0,66**	I(1)
		c, t	-2,98	-2,94	0,17**	
	1ª diferença	c	-9,50***	-11,04***	0,14	
		c, t	-9,42***	-10,91***	0,14*	

continua

Quadro 3

Resultados dos testes de raiz unitária

Variável	Em nível/ diferença		Teste de raiz unitária			Ordem de Integração
			ADF	PP	KPSS	
INDÚSTRIA (IIPG)	Em nível	c	-2,14	-2,14	0,24	I(1)
		c, t	-2,31	-2,28	0,22***	
	1ª diferença	c	-8,47***	-8,52***	0,24	
		c, t	-8,57***	-8,80***	0,06	
PRODUTO (PIB)	Em nível	c	-2,27	-2,25	0,70**	I(1)
		c, t	-1,22	-1,24	0,23***	
	1ª diferença	c	-7,12***	-7,11***	0,44*	
		c, t	-7,46***	-7,46***	0,06	
CAPACIDADE	Em nível	c	-0,19	-2,256	0,63**	I(1)(b)
		c, t	-2,11	-3,62**	0,20**	
	1ª diferença	c	-4,76***	-16,22***	0,23	
		c, t	-4,97***	-28,12***	0,13*	

(*), (**) e (***) rejeita a hipótese nula ao nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os testes foram realizados com base no critério de seleção Bayesiano de Schwarz (BIC).

Os testes ADF e PP examinam a hipótese nula de raiz unitária contra a hipótese alternativa de estacionariedade. O teste KPSS examina a hipótese nula de estacionariedade.

Componentes determinísticos: "c" refere-se à constante; "c, t" refere-se à constante e tendência.

(a) A razão I1BC/I2IT foi considerada integrada de primeira ordem I(1), embora a hipótese nula de estacionariedade do teste KPSS seja rejeitada a um nível de significância de 5%.

(b) O teste de CH sugere a existência de raiz unitária sazonal na série capacidade instalada (quatro trimestres por ciclo).

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Os critérios de informação sugeriram o mesmo número de defasagens para os modelos VAR bivariados, exceto o critério Bayesiano de Schwartz (BIC) (Quadro 4).

Quadro 4

Seleção da ordem de defasagem dos modelos VAR

Variável excluída	Variável dependente	Critério de informação					Ordem (p)
		BIC	HQ	AIC	FPE	LR	
MOEDA	I1BC/I2B1	1	1	4*	4*	4*	4
	I1BC/I3BN	1	4*	4*	4*	4*	4
	I1BC/I2IT	1	1	4*	4*	4*	4
	I1BD/I3BN	1	5*	5*	5*	5*	5
	I1BD/I2IT	1	5*	5*	5*	5*	5
	I1EM/I2IT	1*	1*	1*	1*	1*	1
	I2IT/I3BN	1	5*	5*	5*	5*	5
	IIPG (INDÚSTRIA)	1	5*	5*	5*	5*	5
	PIB (PRODUTO)	1	5*	5*	5*	7	5
	CAPACIDADE	1	6*	6*	6*	5	6

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Em relação aos testes de diagnósticos, os modelos especificados se mostram dinamicamente estáveis e não apresentam problemas relacionados à autocorrelação serial dos resíduos e heterocedasticidade, a um nível de significância fixado em 10%, exceto para dois modelos. Nestes casos, a inclusão de *dummies* sazonais minimizou o problema de heterocedasticidade (moeda, I2IT/I3BN) e autocorrelação serial dos resíduos (moeda, capacidade).

Os resultados do teste de T-Y são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1

Teste de T-Y, variáveis moeda, produção industrial setorial e agregada, produto interno bruto e capacidade instalada

Variável dependente	Excluída	Ordem (p)	$p + d_{(\max)}$	MWald	valor-p	Direção da causalidade
I1BC/I2BI	M1	4	4 + 1 = 5	16,755	0,002***	MOEDA → I1BC/I2BI
M1	I1BC/I2BI	4	4 + 1 = 5	2,846	0,583	
I1BC/I2IT	M1	4	4 + 1 = 5	18,537	0,001***	MOEDA → I1BC/I2IT
M1	I1BC/I2IT	4	4 + 1 = 5	1,764	0,778	
I1BC/I3BN	M1	4	4 + 1 = 5	23,992	0,000***	MOEDA → I1BC/I3BN
M1	I1BC/I3BN	4	4 + 1 = 5	2,009	0,734	
I1BD/I3BN	M1	5	5 + 1 = 6	48,694	0,000***	MOEDA → I1BD/I3BN
M1	I1BD/I3BN	5	5 + 1 = 6	2,533	0,771	
I1BD/I2IT	M1	5	5 + 1 = 6	43,867	0,000***	MOEDA → I1BD/I2IT
M1	I1BD/I2IT	5	5 + 1 = 6	3,084	0,686	
I1EM/I2IT	M1	1	1 + 1 = 2	1,236	0,266	I1EM/I2IT → MOEDA
M1	I1EM/I2IT	1	1 + 1 = 2	2,830	0,092*	
I2IT/I3BN	M1	5	5 + 1 = 6	40,332	0,000***	MOEDA → I2IT/I3BN
M1	I2IT/I3BN	5	5 + 1 = 6	3,959	0,555	
IIPG	M1	5	5 + 1 = 6	79,637	0,000***	MOEDA → IIPG
M1	IIPG	5	5 + 1 = 6	2,552	0,768	
PIB	M1	5	5 + 1 = 6	44,652	0,000***	MOEDA → PIB
M1	PIB	5	5 + 1 = 6	7,948	0,159	
CAPACIDADE	M1	6	6 + 1 = 7	44,559	0,000***	MOEDA → CAPACIDADE
M1	CAPACIDADE	6	6 + 1 = 7	2,929	0,817	

Legenda: Referente ao período de 2004t1 a 2019t2. (*), (**) e (***) denota significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

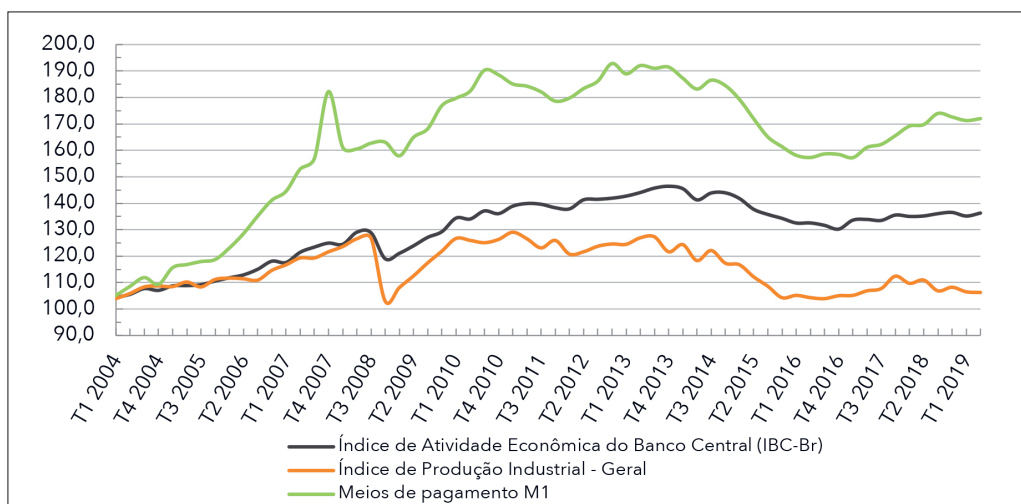
Os resultados do teste de não causalidade de T-Y apoiam fortemente a proposição teórica de que a oferta de moeda causa as variações na estrutura de produção, caracterizada pelas razões entre os índices de produção industrial setorial, assim como as variações na produção industrial agregada, no produto interno bruto e no nível de utilização da capacidade instalada.

Todas as relações entre moeda e indústria/produto/capacidade, exceto a relação referente à razão I1EM/I2IT, são estatisticamente significativas a um nível fixado em 1%. Isso significa que as defasagens das *proxies* de moeda melhoram as previsões no sentido de Granger da indústria/produto/capacidade⁹.

Evidencia-se que a política monetária expansionista estimula o processo de má alocação de capital, que reflete na expansão artificial e temporária da indústria, do PIB e da capacidade. Quando o banco central reduz a taxa de expansão monetária ou adota uma política monetária contracionista, os investimentos não lucrativos começam a ser liquidados, dando início à fase de declínio generalizado da economia (Gráfico 1).

Gráfico 1

M1, produção industrial agregada e produto interno bruto (dez/2003 = 100)



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

9 O teste de cointegração de Johansen não foi implementado pela violação da hipótese nula de normalidade das séries temporais.

Em relação às sete relações causais testadas entre moeda e as razões industriais, as evidências empíricas mostram que tanto a política monetária expansionista durante o *boom* insustentável quanto a política monetária contracionista durante a fase de recessão econômica tendem a provocar variações mais amplas nos setores industriais mais intensivos em tempo e capital (I1BC e I1BD) em relação aos setores menos intensivos em tempo e capital (I2IT, I2BI e I3BN).

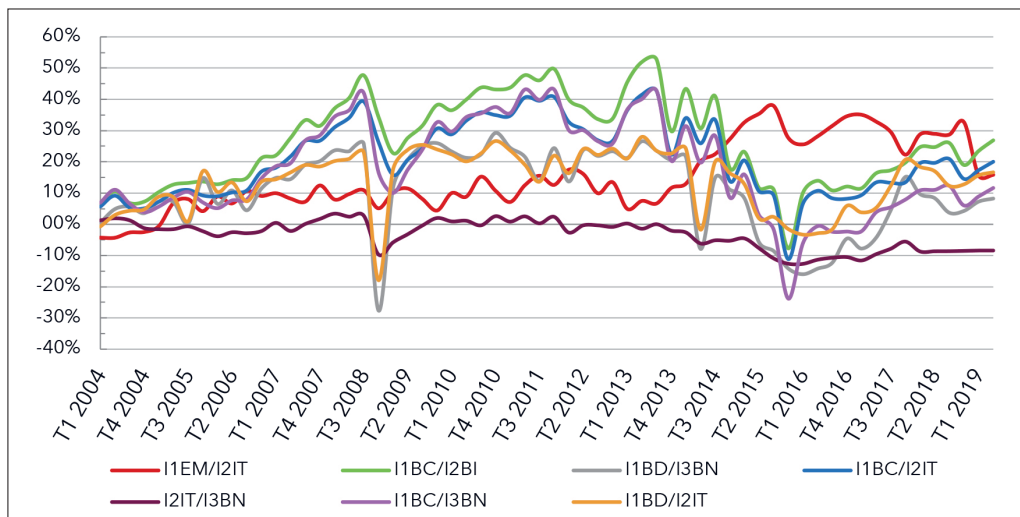
Somente as relações de antecedência temporal entre o agregado monetário M1 e a razão entre a produção extrativa mineral e a indústria de transformação (I1EM/I2IT) mostram evidências que divergem das expectativas *a priori* (além do resultado do teste de T-Y sugerir que a relação causal ocorre de I1EM/I2IT para moeda, a um nível de significância de 10% para a série M1).

O Gráfico 2 mostra que todas as razões industriais apresentam um padrão semelhante ao índice de produção industrial geral (IIPG), exceto a razão I1EM/I2IT, que apresenta um padrão distinto, particularmente nos anos de 2014 e 2015. Aqui, a demanda por minério de ferro pela China, maior consumidor mundial do produto, pode ter contrabalanceado os efeitos da política monetária contracionista a partir de 2014, sustentando o nível de atividade do setor extrativo mineral, enquanto a indústria de transformação sofreu diretamente os efeitos da contração monetária. Isso refletiu no aumento da razão I1EM/I2IT, em vez de um declínio esperado de acordo com a Tace¹⁰.

10 Na prática, o setor de extração mineral apresenta uma leve tendência de alta nos anos de 2014 e 2015, enquanto a indústria de transformação mostra uma clara tendência de queda.

Gráfico 2

Razões obtidas a partir dos índices da produção industrial setorial (dez/2003 = 100)

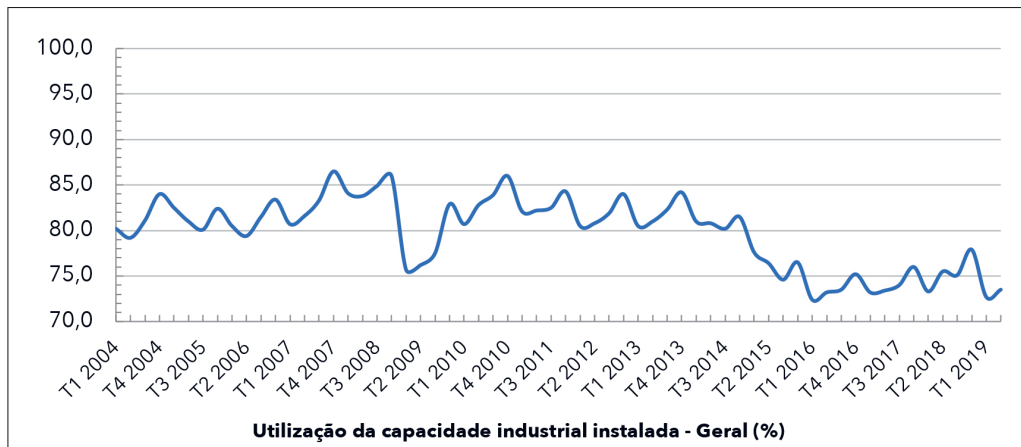


Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Na prática, o percentual de utilização da capacidade instalada tende a diminuir após uma expansão econômica artificial induzida pelo processo de manipulação da moeda e crédito, evidenciando assim o processo de má alocação de capital (*malinvestments*) que ocorreu durante a fase do *boom* insustentável (Gráfico 3).

Gráfico 3

Nível de utilização da capacidade industrial instalada (%)



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

A redução no nível de utilização da capacidade instalada a partir de 2015 evidencia o processo de descoordenação intertemporal entre os projetos iniciados e as preferências dos consumidores que ocorreu na economia brasileira. Muitos investimentos somente foram iniciados em razão da expansão da oferta de crédito em anos anteriores, particularmente de recursos direcionados, em vez de recursos genuinamente poupados pelos indivíduos. Uma vez que a oferta de moeda é restringida, muitos projetos têm de ser liquidados e os fatores de produção realocados em outras atividades econômicas, o que leva tempo devido à heterogeneidade dos bens de capital.

5

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do presente estudo foi analisar, sob a perspectiva da Teoria Austríaca, os efeitos das mudanças na oferta de moeda comandada pelo Banco Central do Brasil sobre a estrutura intertemporal de produção da economia brasileira entre os anos de 2004 e 2019, além da produção industrial agregada, produto interno bruto e nível de utilização da capacidade instalada.

Assim, foi implementado o teste de não causalidade de Granger proposto por Toda e Yamamoto (1995) a fim de avaliar a relação de causalidade ou precedência temporal entre as variáveis dos diversos modelos estimados.

Os resultados obtidos sugerem, na mesma linha das contribuições teóricas de Mises (2010), Rothbard (2012), entre outros, que uma fase de crescimento econômico foi estimulada via expansão da oferta de moeda e crédito comandada pelo Banco Central, mas, eventualmente, a expansão monetária foi restringida por causa da pressão inflacionária causada pela escassez de fatores de produção. A fase de expansão econômica foi seguida de uma forte crise econômica a partir de 2014, que reflete o intervalo de tempo necessário para liquidação dos investimentos não lucrativos e realocação dos recursos econômicos para atividades produtivas genuinamente demandadas pelos membros da sociedade.

Mais especificamente, as variações na oferta de moeda afetaram as razões entres os índices de produção industriais que caracterizam a estrutura de capital de uma economia, exceto a razão referente à produção extrativa mineral. Além disso, as mudanças na oferta de moeda comandada pelo Banco Central causaram as variações na produção industrial agregada, produto interno bruto e capacidade instalada.

Inferese-se que as evidências empíricas de um ciclo econômico ou *boom* insustentável na economia brasileira induzido pela expansão da oferta monetária são favoráveis às expectativas *a priori* da Teoria Austríaca dos Ciclos Econômicos.

AUSTRIAN BUSINESS CYCLE THEORY - EVIDENCE FROM BRAZILIAN ECONOMY (2004 TO 2009)

Abstract

The aim of this study is to analyze how the Austrian Business Cycle Theory explains the effects of changes in the money supply by the Central Bank on the intertemporal structure of production of the Brazil's economy between the years 2004 and 2019. The Austrian Business Cycle Theory is the theory of the unsustainable boom. The artificial expansion of money and credit conducted by the central bank distorts interest rates and stimulates the intertemporal misallocation of capital,

thereby creating an artificial expansion of the economy. As the monetary authority is forced to restrict monetary policy due to the inflationary pressure caused by the general restriction of resources, the intertemporal misallocation of capital is revealed. Time-series econometric analysis was used to illustrate the impacts of variations in the supply of money and credit on the intertemporal structure of production, specifically the Granger non-causality test suggested by Toda and Yamamoto (1995). The estimated results revealed that the manipulation of the money and credit supply directly affects the production structure of the economy, in addition to aggregate industrial production, gross domestic product and the level of utilization of installed industrial capacity during the analysis period. Therefore, the results found support the Mises-Hayek business cycle theory.

Keywords: Austrian Business Cycle Theory Economic cycle; artificial expansion of the money supply and credit; intertemporal production structure; misallocation of capital.

REFERÊNCIAS

- Banco Central do Brasil. *Sistema Gerenciador de Séries Temporais*. Brasília, DF, 2019. Recuperado de <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/>.
- Bueno, R. L. S. (2011). *Econometria de séries temporais* (2a. ed). São Paulo: Cengage Learning.
- Callahan, G. & Garrison, R. W. (2003). Does Austrian business cycle theory help explain the dot-com boom and bust? *Quarterly Journal of Austrian Economics*, 6(2), 85-88.
- Carilli, A. M. & Dempster, G. M. (2008). Is the Austrian business cycle theory still relevant? *Review of Austrian Economics*, 21(4), 271-281.
- Garrison, R. W. (1989). The Austrian theory of the business cycle in the light of modern macroeconomics. *Review of Austrian Economics*, 3(1), 3-29.
- Garrison, R. W. (2015). *Tiempo y dinero: la macroeconomía de la estructura del capital* (2a ed.). Madrid: Unión Editorial.
- Hayek, F. A. (2008). *Prices and production and others works: F. A. Hayek on money, the business cycle, and the gold standard*. Auburn: Ludwig von Mises Institute.
- Hayek, F. A. (1958). *The use of knowledge in society, in individualism and economic order*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Keeler, P. J. (2001). Empirical evidence on the Austrian business cycle theory. *Review of Austrian Economics*, 14(4), 331-351.

Krugman, P. & Wells, R. (2018). *Macroeconomics*. (5a. ed). New York: Worth Publishers.

Machlup, F. (1974). Friedrich von Hayek's contribution to economics. *The Swedish Journal of Economics*, 76(4), 498-531. Recuperado de jstor.org/stable/3439255

Maddala, G. S. & Kim, I-M. (2007). *Unit roots, cointegration and structural change*. Cambridge: Cambridge University Press.

Maia, H. Steinreich, D., & Albuquerque, B. S. de. (2019). Over the Cliff: how Brazil's 2004-2016 business cycle became its worst recession in a century. *Quarterly Journal of Austrian Economics*, 22(3), 383-427.

Mises, L. von. (2010). *Ação humana: um tratado de economia* (D. Stewart Jr., Trad.). (31a ed.). São Paulo: Instituto Ludwig von Mises Brasil.

Mises, L. von. (2017). *Sobre moeda e inflação: uma síntese de diversas palestras* (E. Ferreira, Trad.). São Paulo: LVM.

Mulligan, R. F. (2002). A Hayekian analysis of the structure of production. *Quarterly Journal of Austrian Economics*, 5(2), 17-33.

Mulligan, R. F. (2006). An empirical examination of Austrian business cycle theory. *Quarterly Journal of Austrian Economics*, 9 (2), 69-93.

Neira, M. A. A., Bagus, P., & Ania, A. R. (2013). Una ilustración empírica de la Teoría Austríaca del Ciclo Económico: el caso de Estados Unidos, 1988-2010. *Investigación Económica*, 72(285), 41-74.

Rothbard, M. N. (2012). *A Grande Depressão Americana* (Pedro Sette-Câmara, Trad.). São Paulo: Instituto Ludwig von Mises Brasil.

Rothbard, M. R. (1996). Depression economics: cause and cure. In Ebeling, R. M. (Ed.). *The Austrian Theory of the trade cycle and other essays* (pp. 25-35). Auburn: Ludwig von Mises Institute.

Rothbard, M. N. (2009). *Man, economy and state: a treatise on economic principles*. (2a ed). Auburn: Ludwig von Mises Institute.

Sechrest, L. J. (2006). Explaining malinvestment and overinvestment. *The Quarterly Journal of Austrian Economics*, 9(4), 27-38.

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.

Soto, J. H. de. (2012). *Moeda, crédito bancário e ciclos econômicos* (Márcia Xavier de Brito, Trad.). São Paulo: Instituto Ludwig von Mises Brasil.

Thornton, M. (2018). *The skyscraper curse: and how austrian economists predicted every major economic crisis of the last century*. Auburn: Ludwig von Mises Institute.

Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.