

Evidências acerca da relação entre produtividade e inflação: uma análise empírica para a economia brasileira no período 2009-2017

Denise Piper*

Fernando Ferrari Filho**

Marcos Tadeu Caputi Lélis***

Resumo: O presente artigo volta-se a testar empiricamente a hipótese levantada recentemente pela literatura de que expansões da produtividade consistiriam na resposta para os problemas inflacionários enfrentados pela economia brasileira em um horizonte de longo prazo. As evidências obtidas neste trabalho a partir da estimação de um modelo SVAR concernente ao período que se segue a dezembro de 2009 confirmam a existência de uma relação negativa entre inflação e produtividade na indústria de transformação no País. Tal relação, entretanto, revela-se inelástica, o que esclarece que o empresariado brasileiro tende a converter a maior parte dos ganhos de produtividade em elevações do *mark-up*, em vez de repassá-los primordialmente aos preços. Assim, os efeitos em termos de controle da inflação resultantes de aumentos na produtividade se mostram aquém do esperado.

Palavras-chave: Inflação. Regime de Metas. Controles Não-Monetários. Produtividade. Desenvolvimento Econômico.

JEL Code: E31; 040; M21

1. Introdução

Em junho de 1999, como se sabe, as Autoridades Monetárias (AM) implementaram o Regime de Metas Inflação (RMI) no Brasil, visando à substituição da âncora cambial, alicerce do Plano Real, por uma âncora monetária como metodologia de controle de preços no País. A partir de então,

* Doutora em Economia pelo PPGE/UFRGS.

** Professor titular aposentado da UFRGS e pesquisador do CNPq.

*** Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (PPGE/Unisinos).

a taxa básica de juros, a taxa Selic, torna-se oficialmente o principal instrumento de combate à inflação na economia brasileira.

Contudo, diversos economistas vêm, ao longo do tempo, questionando a relação entre Selic e inflação, problematizando, nesse sentido, sobre a questão do êxito de um aumento na taxa de juros para a promoção da estabilidade de preços no Brasil. Uma simples análise das taxas médias anuais da Selic e da inflação, entre 1999 e 2017, corrobora esse questionamento: no referido período, a despeito de a Selic ter se preservado consideravelmente alta – média de 14,4%a.a. –, a inflação brasileira manteve-se elevada para um RMI – o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) apresentou uma média de 6,6%a.a. Ademais, nesses 19 anos de vigência do RMI no País, o limite superior fixado para a inflação foi descumprido em 5 anos, e somente em 3 anos a inflação ficou abaixo da meta preestabelecida.

Explicações para as particularidades da inflação brasileira durante o RMI não faltam. Para os autores deste artigo, a inflação brasileira no período recente não se refere a um fenômeno precipuamente de demanda, como pressupõe o mencionado regime, sendo, na verdade, determinado principalmente por: i) inércia inflacionária; ii) políticas de ajustes de preços administrados; iii) dinâmicas dos preços internacionais em dólares e da taxa de câmbio; e iv) tendência à valorização salarial. Na esteira de tal concepção, vem se destacando nos últimos anos estudos que sugerem que uma alternativa concreta para a conquista da resolução definitiva dos problemas inflacionários enfrentados pela economia brasileira consubstancia-se no estímulo ao aumento da produtividade nos mais diversos setores produtivos do País.

Nesse ínterim, Braga (2011: 121, 129) menciona que “políticas que promovam o desenvolvimento econômico podem gerar impactos benéficos não negligenciáveis sobre o processo de manutenção da estabilidade de preços, mesmo num contexto de crescimento acelerado”, e que, na conjuntura brasileira de *cost push inflation*, “os ganhos agregados de produtividade trataram de compensar o crescimento dos salários médios”. Por sua vez, Gentil e Araujo (2015) argumentam que o fenômeno inflacionário verificado recentemente na economia brasileira revela-se influenciado precipuamente pela existência de conflito distributivo, o que implica no fato de sua acomodação depender da

obtenção de ganhos de produtividade, via foco na estrutura produtiva, na inovação e no investimento. Nas palavras dos autores (2015: 55):

O baixo crescimento da produtividade em contexto de elevação dos salários reais criou desconfortos para acomodar o latente conflito distributivo existente na sociedade brasileira, resultando em pressões inflacionárias que, via de regra, são combatidas por meio de políticas macroeconômicas restritivas, submetendo a economia brasileira a uma trajetória de crescimento do tipo *stop-and-go*.

Entretanto, por mais que essa ideia esteja sendo inserida e discutida nas análises sobre a inflação brasileira no período pós-RMI, a literatura econômica carece de evidências empíricas acerca de sua validade. Assim sendo, o presente artigo, visando contemplar essa lacuna, objetiva testar empiricamente a natureza da relação entre inflação e produtividade no Brasil. Para tanto, além dessa Introdução, o artigo está dividido em 4 seções. A seção a seguir explicita, brevemente, a motivação quanto à escolha do modelo a ser estimado e discorre sobre as dificuldades envolvidas em sua estimação – decorrentes, fundamentalmente, da dificuldade na obtenção de informações estatísticas oficiais. Na seção 3 apresenta-se a metodologia a guiar a elaboração da parte empírica do artigo. A apreciação dos resultados obtidos a partir dos processos de estimativa empregados efetua-se na seção 4. Finalmente, a última seção apresenta as conclusões dos autores.

2. A definição teórica do modelo e as restrições de informações estatísticas

Em geral, os estudos que sugerem o aumento da produtividade como meio para a garantia da estabilidade de preços embasam suas proposições, em última instância, nos impactos exercidos pela citada variável sobre os custos de produção. Para efeito deste artigo, optou-se por pautar a análise empírica em um modelo cuja especificação funcional inspira-se naquela utilizada por Câmara e Feijó (2017), a qual incorpora a variação do Índice de Preços ao Produtor (IPP), em substituição ao comumente empregado IPCA, como medida de inflação. Isso porque o IPP reflete com maior precisão a dinâmica dos custos produtivos, dado permanecer circunscrito à esfera da produção, ao passo que o

IPCA apresenta-se suscetível à contaminação por elementos relativos à esfera da circulação de mercadorias.

Entretanto, em virtude do objetivo central do artigo de Câmara e Feijó (2017) destoar do questionamento básico que norteia nosso objetivo, são efetuadas importantes alterações no modelo previamente proposto pelos mencionados autores. Nesse sentido, enquanto o modelo de Câmara e Feijó (2017) utiliza como medida de custo salarial o salário nominal por unidade produzida, faz-se uso do conceito de salário nominal pago por trabalhador. Assim sendo, torna-se possível separar o efeito da produtividade no modelo, variável não considerada explicitamente pelos autores.

A escolha pela utilização do IPP na análise econométrica traz consigo, contudo, algumas dificuldades operacionais, as quais culminam em restrições quanto ao período e setores de abrangência do estudo. A divulgação, pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), da série histórica referente ao IPP (IBGE, 2018a) é relativamente recente, de modo que, para maximizar o tamanho da amostra, faz-se necessário empregar a série do IPP relativa à indústria de transformação, a qual se inicia em dezembro de 2009. As demais variantes do IPP – concernentes à indústria extrativa e à indústria geral – partem somente de dezembro de 2013, não existindo, ademais, uma medida agregada do indicador em questão que abranja todos os setores da atividade econômica nacional.

Outra dificuldade de natureza técnica enfrentada para a estimação do modelo refere-se ao fato de o IBGE ter interrompido o cálculo da série atinente à produtividade da indústria de transformação¹ em 2002. Desde então, os estudos empíricos voltados ao tema vinham estimando a mencionada variável a partir da divisão das séries pertinentes à produção física e às horas pagas no setor industrial como um todo²; esta última, contudo, acabou também por entrar recentemente na lista de séries históricas cuja divulgação foi extinta pelo IBGE. Atualmente, a mensuração da produtividade na indústria de transformação se revela novamente possível, porém, requer a utilização, como

¹ Como consequência das limitações subjacentes ao IPP, o modelo como um todo teve de ser focado na indústria de transformação.

² Mudanças nas pesquisas do IBGE acabaram por impossibilitar o cálculo da produtividade por setores industriais.

denominador na razão acima descrita, da série de horas trabalhadas na produção na indústria de transformação devida à Confederação Nacional da Indústria (CNI).

A despeito da carência de informações estatísticas ter culminado no constrangimento da abrangência da amostra – a qual pretendia, inicialmente, abarcar todos os setores da atividade econômica e o período completo de vigência do RMI no País –, os resultados apresentados têm relevância. Ademais, analisa-se o setor mais dinâmico do sistema econômico, a indústria de transformação, e um período em que o RMI se encontra consolidado no Brasil, o que implica na apresentação de resultados relevantes e que suscitam reflexões.

3. Considerações metodológicas

3.1 Método de estimação

As estimativas apresentadas derivam da aplicação das metodologias de Vetores Autorregressivos (VAR) e Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR), as quais, conforme esclarece Enders (2015), são remetidas a modelos de séries temporais de equações múltiplas, no contexto dos quais todas as variáveis são tratadas simetricamente como endógenas.

O seguinte sistema de equações ilustra a estrutura de um modelo VAR em sua versão mais simplista, qual seja, o caso bivariado de primeira ordem³:

$$y_t = b_{10} - b_{12}x_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}x_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (1)$$

$$x_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}x_{t-1} + \varepsilon_{xt} \quad (2)$$

em que é suposto que as variáveis y e x são, ambas, estacionárias e que ε_{yt} e ε_{xt} consistem em termos de erro do tipo ruído branco.

As referidas equações constituem um modelo VAR de primeira ordem em virtude de a mais longa defasagem temporal incluída do lado direito das equações ser de apenas um período. O modelo VAR, conforme as referidas equações, não pode ser diretamente estimado pela técnica de Mínimos Quadrados Ordinários em virtude da existência de um problema de

³ Modelos multivariados e de ordens superiores consistem em meras extensões de tal representação ilustrativa mais simples.

endogeneidade – uma vez que x apresenta efeito contemporâneo sobre y , e vice-versa. Assim sendo, o processo de estimativa exige transformar esse sistema primitivo no que se denomina um modelo VAR sob forma padronizada, o que se perpetra em conformidade com os procedimentos algebricamente descritos abaixo.

Reescrevendo as equações (1) e (2) do seguinte modo:

$$y_t + b_{12}x_t = b_{10} + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}x_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (3)$$

$$b_{21}y_t + x_t = b_{20} + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}x_{t-1} + \varepsilon_{xt} \quad (4)$$

bem como colocando-as em um sistema matricial, chega-se a:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{xt} \end{bmatrix} \quad (5)$$

ou, ainda, à seguinte forma:

$$\mathbf{Bz}_t = \mathbf{\Gamma}_0 + \mathbf{\Gamma}_1\mathbf{z}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (6)$$

em que:

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}; \mathbf{z}_t = \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix}; \mathbf{\Gamma}_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}; \mathbf{\Gamma}_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}; \boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{xt} \end{bmatrix} \quad (7)$$

Por fim, pré-multiplicando (6) por \mathbf{B}^{-1} :

$$\mathbf{B}^{-1}\mathbf{Bz}_t = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}_0 + \mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}_1\mathbf{z}_{t-1} + \mathbf{B}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (8)$$

$$\mathbf{z}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1\mathbf{z}_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (9)$$

Chega-se, assim, ao sistema (9), o qual consubstancia-se no modelo VAR na forma padronizada, em que:

$$\mathbf{A}_0 = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}_0; \mathbf{A}_1 = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}_1; \mathbf{e}_t = \mathbf{B}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (10)$$

Pode-se reescrever (9), equivalentemente, sob a forma:

$$y_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}y_{t-1} + \alpha_{12}x_{t-1} + e_{1t} \quad (11)$$

$$x_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}y_{t-1} + \alpha_{22}x_{t-1} + e_{2t} \quad (12)$$

A identificação dos coeficientes relativos ao modelo primitivo a partir das estimativas concernentes ao modelo na forma padronizada efetua-se por meio do recurso denominado decomposição de Choleski, devida a Sims (1980), e que se processa através de uma decomposição dos resíduos sob uma configuração triangular, dando-se, assim, origem a um sistema recursivo. Em termos do modelo (5), a decomposição de Choleski pode ser ilustrada a partir da consideração de que $b_{21} = 0$, o que significa assumir que y_t não exerce influência contemporânea sobre x_t – conferindo-se a y_t , portanto, um grau maior de endogeneidade no sistema em relação a x_t . Em outras palavras, a restrição de que $b_{21} = 0$ implica na hipótese de que ε_{yt} e ε_{xt} impactam contemporaneamente sobre y_t , mas apenas ε_{xt} impacta contemporaneamente sobre x_t . Segundo Enders (2015: 294):

In an n -variable VAR, \mathbf{B} is an $n \times n$ matrix since there are n regression residual and n structural shocks. [...] exact identification requires that $(n^2-n)/2$ restrictions be placed on the relationship between the regression residuals and the structural innovations. Since the Choleski decomposition is triangular, it forces exactly $(n^2-n)/2$ values of the \mathbf{B} matrix to equal zero.

Como importantes instrumentos de diagnóstico derivados da metodologia VAR têm-se as funções impulso-resposta e a análise da decomposição da variância. As funções impulso-resposta permitem qualificar e quantificar o comportamento das variáveis incluídas no modelo em resposta a choques – em termos do sistema aqui descrito, as reações de y_t e x_t às dinâmicas de ε_{yt} e ε_{xt} . Por sua vez, a análise de decomposição da variância clarifica qual proporção dos movimentos em determinada variável deve-se a choques nela mesma, bem como quais proporções devem-se a choques nas demais variáveis.

Como os modelos VAR passaram a ser alvos de fortes críticas ao longo do tempo em virtude de sua natureza essencialmente pouco teórica, a qual não admite a incorporação dos conhecimentos sobre teoria econômica, passaram-se a arquitetar os modelos SVAR, que possibilitam o uso da teoria econômica como embasamento para que se imponham restrições ao modelo, fazendo com que os resultados não sejam *ad hoc*. Elaboram-se, assim, em paralelo à

decomposição de Choleski, decomposições como a de Sims (1980), no contexto da qual faz-se possível impor restrições aos erros de tal modo a permitir a identificação dos choques estruturais de uma maneira consistente com a teorização subjacente ao modelo considerado. De acordo com Bueno (2015: 226):

Em tais formas, seguem-se mais estritamente argumentos econômicos, a ponto de serem impostas restrições que chegam a sobreidentificar o modelo, se o número de restrições for superior ao número de coeficientes estimados na forma reduzida. Ou seja, enquanto a metodologia de Sims (1980) usava a economia para definir a ordenação das variáveis, é possível buscar restrições econômicas de forma mais abrangente. Isto é, usa-se a teoria econômica para definir as restrições da matriz **A** completamente⁴.

Adicionalmente, desenvolve-se a decomposição de Blanchard-Quah⁵, que permite, inclusive, a análise das dinâmicas de longo prazo das variáveis. De acordo com Lütkepohl (2005), a referida decomposição parte do princípio de que não se faz necessário impor restrições diretamente sobre as matrizes de modo a identificar os choques estruturais. Para exemplificar a decomposição de Blanchard-Quah em termos de nosso modelo bivariado, suponhamos que se deseja decompor a sequência da variável y_t , assumidamente $I(1)$, em termos de seus componentes transitórios e permanentes, e que x_t seja estacionária. Desconsiderando-se os interceptos, a representação das sequências de $\{y_t\}$ e $\{x_t\}$ no contexto da decomposição de Blanchard-Quah efetua-se do seguinte modo:

$$\Delta y_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k)\varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k)\varepsilon_{2t-k} \quad (13)$$

$$x_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{21}(k)\varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} c_{22}(k)\varepsilon_{2t-k} \quad (14)$$

⁴ Em termos da exemplificação desenvolvida nesta seção, entenda-se matriz B.

⁵ Blanchard e Quah (1989).

ou, em notação matricial:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (15)$$

sendo ε_{1t} e ε_{2t} choques independentes do tipo ruído branco, e os componentes $C_{ij}(L)$, atinentes à matriz \mathbf{C} , polinômios de grau L , cujos coeficientes individuais são denotados $c_{ij}(k)$.

A utilização da decomposição de Blanchard-Quah exige que ao menos uma das variáveis envolvidas no processo de estimativa seja não estacionária, dado que variáveis estacionárias não possuem um componente permanente – essencial para a consecução da análise de longo prazo. Entretanto, o emprego da técnica ocorre pela incorporação ao modelo das variáveis em suas formas estacionárias. Cabe destacar que o procedimento de Blanchard-Quah não associa diretamente choques em $\{\varepsilon_{1t}\}$ e $\{\varepsilon_{2t}\}$ com as sequências de $\{y_t\}$ e $\{x_t\}$; ao contrário, se tomam as sequências de $\{y_t\}$ e $\{x_t\}$ como variáveis endógenas, e as sequências de $\{\varepsilon_{1t}\}$ e $\{\varepsilon_{2t}\}$ como o que se poderia designar como variáveis exógenas.

3.2 Especificação do modelo

O vetor de variáveis \mathbf{z} concernente aos sistemas VAR e SVAR estimados compõe-se como segue:

$$\mathbf{z} = \begin{bmatrix} A \\ \epsilon \\ i \\ u \\ w \\ P_p \end{bmatrix} \quad (16)$$

sendo: A = produtividade do trabalho na indústria de transformação; ϵ = taxa nominal de câmbio; i = taxa básica de juros de mercado; u = utilização da capacidade instalada na indústria de transformação; w = salário nominal médio pago na indústria de transformação; e P_p = índice de preços ao produtor referente à indústria de transformação.

3.2.1 Descrição das variáveis

Para a realização das estimativas, faz-se uso de dados de periodicidade mensal para o período dezembro de 2009/julho de 2017, totalizando 92 observações. Conforme anteriormente mencionado, as escolhas da abrangência temporal e do setor produtivo de referência da análise devem-se à disponibilidade de dados. As variáveis envolvidas no processo de estimativa foram arquitetadas do seguinte modo:

- (i) *ptd* = índice de produtividade do trabalho na indústria de transformação. Calculado como a razão entre o Índice Industrial Mensal (PIM), *quantum*, referente à indústria de transformação (Fonte: IBGE/PIM-PF, 2018b) e o índice de horas trabalhadas na produção na indústria de transformação (Fonte: CNI/Indicadores Industriais, 2018);
- (ii) *cmb* = índice da taxa de câmbio nominal. Câmbio comercial, fim do período, média entre compra e venda (Fonte: BCB, 2018);
- (iii) *jur* = índice da taxa nominal de juros de mercado. Taxa Selic (*Overnight*), % a.m. (Fonte: BCB, 2018);
- (iv) *uci* = índice de utilização da capacidade instalada na indústria de transformação. Percentual médio. (Fonte: CNI/Indicadores Industriais, 2018);
- (v) *slr* = índice de salário nominal médio pago na indústria de transformação. Calculado como a razão entre o índice de massa salarial referente à indústria de transformação (Fonte: CNI/Indicadores Industriais, 2018) e o índice de pessoal empregado na indústria de transformação (Fonte: CNI/Indicadores Industriais, 2018);
- (vi) *ipp* = IPP referente à indústria de transformação (Fonte: IBGE, 2018a).

Todos os índices utilizados apresentam a mesma base, qual seja, média 2012 = 100. As variáveis foram dessazonalizadas por meio do método Census X-13. No processo de estimativa, empregam-se as mesmas sob forma logarítmica.

4. Análise dos resultados

As Tabelas 1 e 2 exibem os resultados dos testes de raiz unitária efetuados sobre as variáveis incluídas no modelo a ser estimado. Levadas em consideração

as divergências verificadas entre os diferentes testes executados, conclui-se que todas as referidas variáveis podem ser consideradas I(1). Abarca-se os juros nessa asserção, a despeito de os testes Dickey-Fuller Aumentado e Zivot-Andrews abrirem margem para ambiguidades, em virtude de os demais testes confirmarem a hipótese da estacionariedade quando considerada tal variável em primeira diferença. Constatada a necessidade de inclusão no modelo proposto da totalidade das variáveis em suas versões em primeira diferença, observa-se que, dado que as variáveis foram arroladas sob forma logarítmica, os coeficientes relativos às estimativas executadas referir-se-ão a elasticidades.

Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária, variáveis em nível

TESTE		ptd	cmb	jur	uci	slr	ipp
ADF	Estatística t	-	-	-	-	-	-
	P-valor	2.711528*	-0.666589	-2.321665	2.803488*	3.631234*	2.650261*
KPSS	Estatística LM	0.174206*	0.114257*	0.148539*	0.271630*	0.218900*	0.086862*
	Val. Crít. 1%	0.216000	0.216000	0.216000	0.216000	0.216000	0.216000
	Val. Crít. 5%	0.146000	0.146000	0.146000	0.146000	0.146000	0.146000
	Val. Crít. 10%	0.119000	0.119000	0.119000	0.119000	0.119000	0.119000
ADF (Break)	Estatística t	-2.586509	-2.553750	-3.709575	-2.894235	-1.884412	-2.591340
	P-valor	0.8737	0.8860	0.2781	0.7417	0.9881	0.8719
ZA	Estatística t	-3.895	-3.069	-2.496	-5.055	-3.527	-2.614
	Val. Crít. 1%	-5.34	-5.34	-5.34	-5.34	-5.34	-5.34
	Val. Crít. 5%	-4.80	-4.80	-4.80	-4.80	-4.80	-4.80
	Val. Crít. 10%	-4.58	-4.58	-4.58	-4.58	-4.58	-4.58

Fonte: Resultados do processo de estimativas. Elaboração própria.

Notas: ADF = Dickey-Fuller Aumentado; KPSS = Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin; ADF Break = Dickey-Fuller Aumentado com quebra estrutural; ZA = Zivot-Andrews.

*Equação de teste com termo de tendência temporal.

Tabela 2 – Testes de Raiz Unitária, variáveis em primeira diferença

TESTE		dptd	dcmb	djur	duci	dslr	dipp
ADF	Estatística t	-	-9.760973	-1.991412	-13.32437	-12.76937	-6.542762
	P-valor	13.96488*	0.0000	0.2901	0.0001	0.0001	0.0000
KPSS	Estatística LM	0.223430	0.115096	0.139291	0.058259	0.124130	0.173177
	Val. Crít. 1%	0.739000	0.739000	0.739000	0.739000	0.739000	0.739000
	Val. Crít. 5%	0.463000	0.463000	0.463000	0.463000	0.463000	0.463000
	Val. Crít. 10%	0.347000	0.347000	0.347000	0.347000	0.347000	0.347000
ADF (Break)	Estatística t	-14.61660	-10.84901	-14.32303	-13.66376	-13.45417	-7.425025
	P-valor	< 0.01	< 0.01	< 0.01	< 0.01	< 0.01	< 0.01
ZA	Estatística t	-14.309	-10.884	-4.225	-13.687	-7.582	-7.382
	Val. Crít. 1%	-5.34	-5.34	-5.34	-5.34	-5.34	-5.34
	Val. Crít. 5%	-4.80	-4.80	-4.80	-4.80	-4.80	-4.80
	Val. Crít. 10%	-4.58	-4.58	-4.58	-4.58	-4.58	-4.58

Fonte: Resultados do processo de estimativas. Elaboração própria.

Notas: ADF = Dickey-Fuller Aumentado; KPSS = Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin; ADF Break = Dickey-Fuller Aumentado com quebra estrutural; ZA = Zivot-Andrews.

*Equação de teste com termo de tendência temporal.

Quanto à questão da seleção da ordem do modelo SVAR, verifica-se a partir da apreciação das estatísticas condensadas na Tabela 3 que, enquanto o critério de informação de Akaike sugere a adoção de 3 *lags*, o critério de informação de Schwartz identifica um modelo de ordem 2. Entretanto, a obtenção de um modelo homoscedástico e não autocorrelacionado apenas se faz possível com a inclusão no modelo de ao menos 4 *lags*. A definição de um modelo SVAR de segunda ordem implicaria na existência de autocorrelação, bem como de heteroscedasticidade na equação subjacente à variável *duci*. Assim, um modelo SVAR de terceira ordem sujeitar-se-ia à presença de heteroscedasticidade na equação concernente à variável *dcmb*.

Dessa maneira, opta-se pela estimação de um modelo SVAR de ordem 4, o qual, além dos bons resultados supramencionados em termos dos testes de heteroscedasticidade e autocorrelação, apresenta, também, excelentes estatísticas de normalidade – conforme explicita a Tabela 4. É importante

mencionar que apenas uma equação (aquela atinente à variável *dcmb*) sinalizou problemas concernentes à normalidade, resultado este que pode ser considerado bastante satisfatório – comparativamente ao que comumente se verifica ao trabalhar-se com procedimentos de estimação –, e o modelo como um todo mostrou-se normal. Ademais, o modelo com inclusão de 4 *lags* revela estabilidade (conforme clarifica a Figura 1).

Tabela 3 – Testes do Modelo: critérios de informação para seleção da ordem do modelo, testes de heteroscedasticidade e testes de autocorrelação

ORDEM	2		3		4		5	
Critérios de Seleção	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC
	-	-	-	-	-	-	-	-
	32.9676	30.7415	33.0741	29.8207	32.8624	28.5815	32.7524	-27.4441
TESTES DE HETEROSCEDASTICIDADE								
Equação	χ^2	P-Valor	χ^2	P-Valor	χ^2	P-Valor	χ^2	P-Valor
dptd	0.0011	0.9994	1.0672	0.7850	1.8453	0.7642	4.1369	0.5299
dcmb	2.9668	0.2269	6.7209	0.0813	5.8060	0.2141	6.5518	0.2562
djur	1.7245	0.4222	1.9106	0.5912	3.3320	0.5039	3.2123	0.6673
duci	7.0145	0.0300	3.2696	0.3519	2.0199	0.7321	7.3107	0.1985
dslr	0.9826	0.6118	2.7508	0.4317	1.2766	0.8653	2.2182	0.8182
dipp	2.4462	0.2943	3.7394	0.2910	1.7999	0.7725	6.2594	0.2818
TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO								
Lags	χ^2	P-Valor	χ^2	P-Valor	χ^2	P-Valor	χ^2	P-Valor
1	68.1568	0.00096	39.7114	0.30811	40.9333	0.26285	29.3592	0.77540
2	48.8143	0.07529	42.0495	0.22538	35.8764	0.47444	30.3347	0.73452

Fonte: Resultados do processo de estimativas. Elaboração própria.

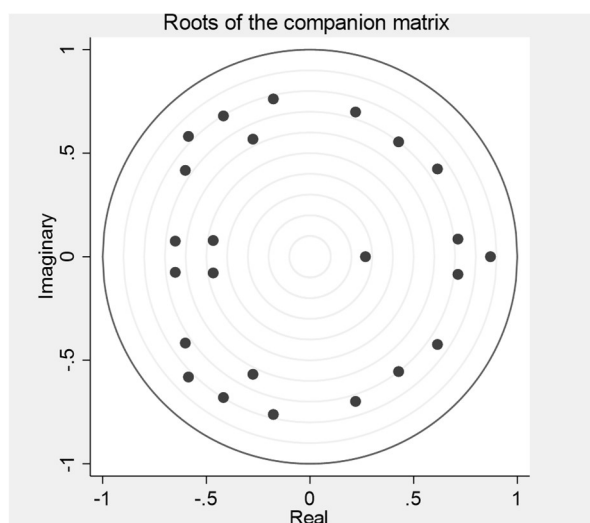
Notas: AIC = Critério de Akaike; SBC = Critério de Schwartz; Teste de Heteroscedasticidade = Teste de Portmanteau para ruído branco; Teste de Autocorrelação = Multiplicador de Lagrange (LM).

Tabela 4 – Testes do Modelo: teste de normalidade de Jarque-Bera

Equação	dptd	dcmb	djur	duci	dslr	dipp	Conjunto
χ^2	0.224	8.689	0.637	0.714	0.206	0.073	10.542
G.L.	2	2	2	2	2	2	12
P-Valor	0.89388	0.01298	0.72713	0.69994	0.90213	0.96430	0.56848

Fonte: Resultados do processo de estimativas. Elaboração própria.

Nota: Teste efetuado considerando-se o modelo SVAR de ordem 4.

Figura 1 – Testes do Modelo – teste de estabilidade

Fonte: Resultados do processo de estimativas.

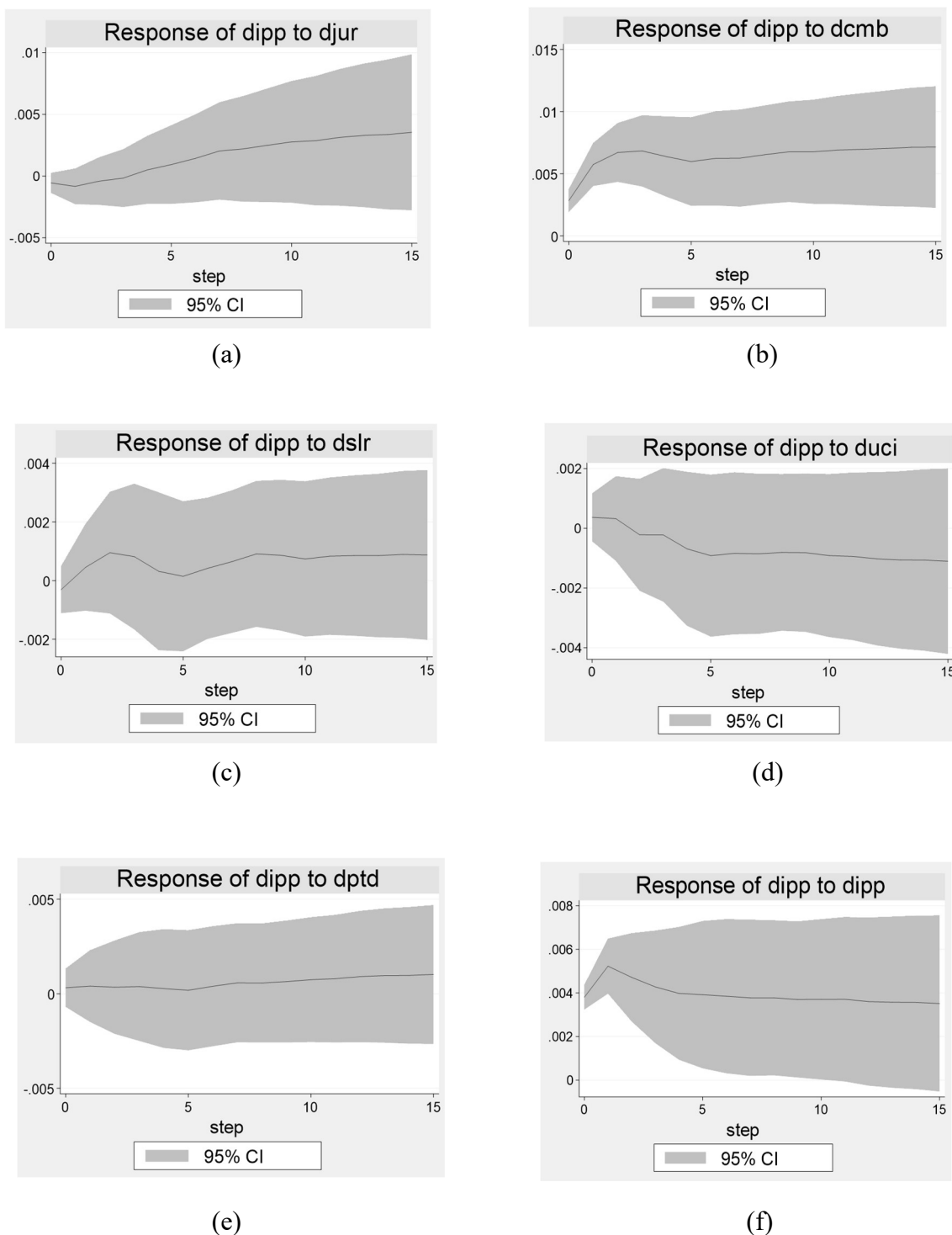
Como um primeiro exercício, com vistas a identificar o comportamento de curto prazo das variáveis envolvidas no processo de estimativas, efetua-se a decomposição de Choleski concernente ao modelo proposto – encontrando-se os resultados sumarizados na Tabela 5. Analisando-se a decomposição de Choleski com o auxílio das tabelas relativas às equivalentes funções de impulso-resposta, verifica-se que há influência estatisticamente significativa sobre a inflação apenas as variáveis relativas à taxa de câmbio e ao próprio IPP. Tais resultados revelam-se bastante coerentes com relação à literatura existente (AIZENMAN; HUTCHISON; NOY, 2011; FONSECA; PERES; ARAÚJO, 2016), a qual evidencia o câmbio, de fato, como a principal variável a afetar a inflação no curto período, e destaca a persistência da inércia inflacionária no período recente. As estimativas obtidas confirmam a validade de tais constatações também para o nível da inflação na “porta de fábrica” – no setor e período analisados.

Tabela 5 – Decomposição de Choleski

Equação	dptd	dcmb	djur	duci	dslr	dipp
dptd	0.0098257	0	0	0	0	0
dcmb	0.00004992	0.03788503	0	0	0	0
djur	0.01397239	- 0.00420024	0.04657547	0	0	0
duci	0.00143742	- 0.00087231	0.00153026	0.00420819	0	0
dslr	- 0.00066297	0.00224166	0.00028373	0.00126037	0.00956542	0
dipp	0.00031779	0.00283911	- 0.00055389	0.00036671	- 0.00031057	0.00380011

Fonte: Resultados do processo de estimativas. Elaboração própria.

Figura 2 – Gráficos referentes às funções de Impulso-Resposta



Fonte: Resultados do processo de estimativas.

Contudo, os efeitos da variação cambial e da retroalimentação inflacionária revelam-se bastante inelásticos, observando-se que uma elevação de 1% na taxa de câmbio acarreta um aumento de apenas 0,2% no IPP, ao passo que o análogo coeficiente atinente à inércia inflacionária exibe o patamar de

0,3%. Os referidos efeitos de curto prazo sobre o IPP da taxa de câmbio e de sua própria retroalimentação podem ser ainda melhor elucidados a partir da apreciação dos gráficos referentes às funções impulso-resposta associadas à decomposição de Choleski efetuada, os quais se encontram dispostos na Figura 2. O gráfico (b) revela que um choque em *dcmb* se reflete em aumentos cumulativos em *dipp* ao longo do tempo. Por sua vez, pode-se observar no gráfico (f) que um choque em *dipp* acarreta uma rápida resposta na mesma variável, resposta esta com duração de cerca de três períodos, a partir de quando começa a dissipar-se.

Tabela 6 – Decomposição de Blanchard-Quah

Equação	dptd	dcmb	djur	duci	dslr	dipp
dptd	0.0106284 (0.0008057) [0.000]	0	0	0	0	0
dcmb	- 0.0203615 (0.0058796) [0.001]	0.0529174 (0.0040117) [0.000]	0	0	0	0
djur	- 0.0757563 (0.0096956) [0.000]	0.0046718 (0.0078036) [0.549]	0.0727121 (0.0055123) [0.000]	0	0	0
duci	0.003604 (0.000625) [0.000]	- 0.0027417 (0.0005223) [0.000]	- 0.0029581 (0.0004234) [0.000]	0.0033499 (0.000254) [0.000]	0	0
dslr	- 0.0038287 (0.0006416) [0.000]	0.0031609 (0.0005196) [0.000]	- 0.0005669 (0.0004591) [0.217]	- 0.0007815 (0.0004532) [0.085]	0.0041907 (0.0003177) [0.000]	0
dipp	-0.003942 (0.0009758) [0.000]	0.00579 (0.0008187) [0.000]	0.0033468 (0.0006428) [0.000]	0.000094 (0.0005906) [0.874]	0.0009092 (0.0005865) [0.121]	0.0054324 (0.0004118) [0.000]

Fonte: Resultados do processo de estimativas. Elaboração própria.

Notas: Desvio-Padrão entre parênteses; P-Valor entre colchetes.

Finalmente, agrupam-se na Tabela 6, acima exposta, os resultados concernentes à decomposição de Blanchard-Quah, efetuada com vistas a averiguar as relações que se estabelecem no longo prazo entre as variáveis envolvidas no processo de estimativas. Observa-se que as variações cambiais e o componente inercial despontam também com base nesse método de estimação como os determinantes fundamentais do comportamento

inflacionário na indústria de transformação no período recente (por apresentarem os mais altos coeficientes de elasticidade). As evidências obtidas clarificam que uma elevação de 1% em *dcmb* promove uma expansão de 0,5% em *dipp*, coeficiente análogo ao da elasticidade de *dipp* a si mesmo.

Por outro lado, os coeficientes estimados concernentes aos impactos exercidos pelos salários e pela utilização da capacidade instalada mostraram-se estatisticamente não significativos. Dado consubstanciar-se em um importante componente de custos por parte das firmas, o resultado referente ao fato de a variável *dslr* não exercer influência significativa sobre *dipp* revela-se deveras intrigante; contudo, o mesmo pode ser racionalizado no contexto da dinâmica do modelo como um todo. Opostamente, a inexistência de uma correlação expressiva entre *dipp* e *duci* não enseja estranheza; ao contrário, vai ao encontro da ideia de que a inflação brasileira não se revela precipuamente determinada pelo grau de aquecimento da demanda agregada.

Por sua vez, os achados concernentes à relação entre *dipp* e taxa de juros revelam-se deveras interessantes e esclarecedores. Constata-se que aumentos na taxa básica de juros da economia brasileira, no contexto do RMI, com o intuito explícito de conter processos inflacionários, acabam por promover, contraditoriamente, expansões em *dipp* em um horizonte ampliado de tempo⁶. Tal efeito pode ser explicado pelo fato de os juros influenciarem os custos financeiros das firmas (os quais são repassados aos preços dos produtos finais), bem como pode ser encarado como um indício de que, realmente, por seus impactos contracionistas sobre a atividade econômica, a utilização da taxa de juros enquanto instrumento anti-inflacionário revela-se não apenas ineficiente no curto prazo, como também ineficaz.

Por fim, no que diz respeito às constatações derivadas da mensuração da natureza do vínculo entre produtividade e inflação na indústria de transformação brasileira, tem-se o seguinte: o resultado obtido a partir das estimativas efetuadas vai ao encontro da ideia apresentada na Introdução, qual seja, sinaliza a existência de uma relação de sinal negativo e estatisticamente significativa entre *dptd* e *dipp*. Entretanto, o coeficiente estimado, que quantifica e qualifica a mencionada relação, demonstra que a mesma evidencia-

⁶ Coeficiente de elasticidade de 0,3%.

se inelástica, ao indicar que uma elevação de 1% em *dptd* reflete-se em uma queda de somente 0,3% em *dipp*. Assim sendo, confirma-se a proposição de que expansões na produtividade da indústria de transformação auxiliam na promoção do controle de preços; contudo, em proporção menor ao esperado.

Tais evidências empíricas abrem espaço para reflexões no que tange ao comportamento do empresariado nacional. Se incrementos de produtividade na indústria de transformação não são expressivamente repassados sob forma de reduções de preços, conclui-se que os mesmos acabam por redundar precipuamente em expansões no *mark-up* das firmas. Essa conjectura pode auxiliar na compreensão do motivo pelos quais elevações salariais não terem, no modelo estimado, se destacado enquanto componente relevante na determinação da dinâmica inflacionária conforme mensurada pelo *dipp*. Nesse sentido, uma vez que as firmas operam com tendência ao acúmulo de margem de lucros, aumentos nos custos com salários podem ser mais facilmente por elas absorvidos.

5. Conclusão

Por questões concernentes à disponibilidade de informações estatísticas oficiais, a análise empírica consubstanciada no objetivo central deste artigo teve de circunscrever-se à apreciação da indústria de transformação e ao período que se segue a dezembro de 2009. Tais restrições subjacentes à especificação funcional do modelo visado a priori não impediu, todavia, que originais e relevantes constatações fossem obtidas por meio dos procedimentos econométricos efetuados. Conforme clarificam as abordagens teóricas heterodoxas em geral⁷, a indústria de transformação consiste no setor mais dinâmico do sistema econômico, podendo-se, portanto, ter uma ideia bastante acurada acerca do funcionamento do setor produtivo como um todo a partir de mensurações a ela referentes. Adicionalmente, a apreciação do período pós-2009 implica em uma análise embasada em uma lacuna temporal na qual o RMI encontra-se já consolidado no País – eliminando-se o período inicial de

⁷ Como o neokeynesiano kaldoriano, o estruturalismo latino-americano e o neoschumpeteriano.

adaptação ao novo arranjo monetário, cuja consideração poderia acarretar distorções aos resultados.

Encontraram-se neste estudo claras evidências de que o IPP relativo à indústria de transformação no período recente mostra-se sensível a variações na taxa de câmbio e apresenta em sua dinâmica um relevante componente inercial. Por outro lado, o mesmo não se revela significativamente afetável pelo grau de utilização da capacidade instalada, o que indica que o comportamento da demanda agregada não se coloca como um determinante de relevável importância na explicação do curso seguido pelo mencionado indicador. Além disso, a taxa básica de juros, instrumento anti-inflacionário basilar no contexto do RMI, tende a exercer efeito oposto ao desejado pelas autoridades monetárias sobre o IPP, confirmando o fato, tão amplamente documentado na literatura, de que a inflação brasileira não responde a contrações monetárias conforme esperado. Sendo os juros um componente da despesa financeira das firmas, tal resultado coloca-se como mais um indicador da validade das proposições pós-keynesianas acerca da inflação de custos.

Mais ainda, quando se considera um horizonte temporal de longo prazo, as políticas de aumentos na taxa básica de juros atinentes ao RMI, por submeterem a economia brasileira a uma trajetória incessante de *stop-and-go*, acabam por comprometer a própria estabilidade de preços que oficialmente almejam preservar. Em uma nação emergente, com uma dinâmica inflacionária impregnada por uma série de particularidades e não precipuamente determinada pelas condições da demanda agregada – como se buscou demonstrar neste artigo ser o caso da economia brasileira –, o fenômeno da inflação não deve ser encarado como uma variável não correlacionada com o processo de desenvolvimento nacional. Deixando-se de lado a crença cega e unívoca na ideologia da inflação de demanda tão amplamente propagada pelo *mainstream economics* e considerando-se uma perspectiva mais ampla que contemple a inflação de custos, vislumbra-se claramente a importância de elementos atinentes ao lado da oferta na explicação da inflação brasileira.

Nesse sentido, tomou-se como ponto de partida para a estruturação do modelo econométrico aqui estimado arguições acerca da existência de uma relação entre produtividade e inflação na economia brasileira. As evidências

observadas ratificaram a hipótese de que incrementos de produtividade ao longo do tempo auxiliam no controle inflacionário na indústria de transformação; entretanto, a magnitude do mencionado efeito benéfico de expansões da produtividade revelou-se inferior ao esperado. Em assim sendo, clarifica-se que os ganhos de produtividade na indústria de transformação brasileira não são expressivamente refletidos em reduções de preços, mas, por consequência, significativamente absorvidos sob forma de aumentos nas margens de lucro das firmas. Essas expansões em termos de *mark-up* podem auxiliar no esclarecimento do porquê de o modelo estimado ter sinalizado que aumentos nos salários pagos aos trabalhadores não acarretam significativos impactos sobre o IPP, conforme já referido.

Conclui-se, portanto, que, ao partir-se para a obtenção de evidências empíricas relativas à realidade observável, verificam-se a existência de barreiras que impedem que a produtividade exerça os efeitos teoricamente esperados sobre a inflação brasileira, barreiras estas inerentes a aspectos comportamentais exibidos pelo empresariado brasileiro. Desse modo, vislumbra-se que a definitiva conquista da estabilidade de preços na economia brasileira consiste em uma problemática complexa (contraditoriamente à visão simplista abarcada pelo RMI), sob a qual o modo de condução das políticas públicas exerce impacto relevante; porém, há aspectos a ela intrínsecos que não podem ser diretamente manipuláveis, pois dependem dos rumos a serem tomados pelo processo de desenvolvimento socioeconômico nacional e do sentido da evolução das instituições enraizadas no País, dos hábitos e costumes incutidos na sociedade brasileira, encarada esta como um todo orgânico e, assim, dinâmico.

Referências

ARESTIS, P.; FERRARI-FILHO, F.; PAULA, L.F. (2011). Inflation targeting in Brazil. *International Review of Applied Economics*. Leeds, vol.25, nº2, March, pp.127-148.

AIZENMAN, J.; HUTCHISON, M.; NOY, I. (2011). Inflation targeting and real exchange rates in emerging markets. *World Development*, vol. 39, nº5, pp. 712-724.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB) (2018). *Sistema Gerenciador de Séries Temporais*. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br>.

BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. (1989). The dynamics effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, vol. 79, nº 4, pp. 655-673.

BRAGA, J.M. (2011). Inflação no Brasil nos anos 2000: conflitos, limites e políticas não monetárias. In: CARNEIRO, R.; MATIJASCIC, M. (orgs.). *Desafios do Desenvolvimento Brasileiro*. Brasília: IPEA, pp.121-136.

BUENO, R.L.S. (2015). *Econometria de Séries Temporais*. São Paulo: Cengage Learning.

CÂMARA, F.; FEIJÓ, C. (2017). Industrial pricing in Brazil in the 2010s: the pass-through effect. *Economia*, vol. 18, nº 1, janeiro-abril, pp. 60-72.

CNI (2018). *Indicadores Industriais*. Disponível em: <http://portaldaindustria.com.br>.

ENDERS, W. (2015). *Applied Econometric Time Series*. New York: Wiley.

FONSECA, M.R.P.; PERES, S.C.; ARAÚJO, E.C. (2016). Regime de metas de inflação: análise comparativa e evidências empíricas para países emergentes selecionados. *Revista de Economia Contemporânea*, vol. 20, nº1, pp. 113-143.

GENTIL, D.L.; ARAUJO, V.L. (2015). Além da macroeconomia de curto prazo: notas sobre a debilidade estrutural da economia brasileira no período recente. *Revista da Sociedade Brasileira de Economia Política*, vol. 41, nº 3, julho-setembro, pp. 54-81.

IBGE (2018). *Informações Estatísticas*. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>.

LÜTKEPOHL, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer.

MODENESI, A.M.; ARAUJO, E.C. (2013). Price stability under inflation targeting in Brazil: empirical analysis of the mechanism of transmission of the monetary policy based on a VAR model, 2000-2008. *Investigación Económica*, vol. 72, nº 283, pp. 99-133.

MODENESI, A.M.; MODENESI, R.L. (2012). Quinze anos de rigidez monetária no Brasil pós-Plano Real: uma agenda de pesquisa. *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 32, nº3, pp. 389-411.

ROCHA, M.; OREIRO, J.L. (2008). A experiência internacional de regimes de metas de inflação: uma análise com painel dinâmico. *Nova Economia*, vol.18, nº 2, maio-agosto, pp. 267-291.

SIMS, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, vol. 48, nº 1, January, pp. 1-48.