

A INTERAÇÃO ENTRE OS PREÇOS DOS ALIMENTOS E A EXPECTATIVA FUTURA DE INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE DINÂMICA

Sara dos Santos Rosa

Bolsista de Iniciação Científica FAPEMAT entre 2019 e 2020. Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Rondonópolis (UFR).

E-mail: sara_santos41@hotmail.com

 <https://orcid.org/0000-0001-9977-8610>

Aniela Fagundes Carrara

Economista pela Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho (2010), Mestra em Economia Aplicada pela USP/ESALQ (2013) e doutora em Economia Aplicada também pela USP/ESALQ (2016). Professora Adjunta I do curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Rondonópolis (UFR) e do mestrado em Economia da UFMT, campus Cuiabá. Pesquisadora da equipe de Macroeconomia do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA - USP/ESALQ) e do Núcleo de Pesquisas Econômicas e Socioambientais (NUPES/UFMT).

E-mail: anielacarrara@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0002-3131-2344>



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

Como citar este artigo: Rosa, S. dos S., & Carrara, A. F. (2021). A interação entre os preços dos alimentos e a expectativa futura de inflação: Uma análise dinâmica. *Revista de Economia Mackenzie*, 18(2), 135-158. doi: 10.5935/1808-2785/rem.v18n2p.135-158

Aprovado em: 30/8/2021

Recebido em: 04/3/2021

Resumo

O presente estudo teve como objetivo analisar a relação existente entre o preço dos alimentos e as expectativas sobre o próprio Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), visando entender se tais preços são capazes de gerar algum impacto relevante e duradouro, além daqueles sazonais oriundos da sua natureza agrícola, na expectativa de inflação. Foi estruturado um modelo baseado na curva de Phillips, cuja estimação foi realizada através de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros, na sua versão estrutural (SVEC). Os resultados obtidos mostram que existe uma relação considerável entre os preços dos alimentos e a expectativa de inflação, sendo que tal influência se mostra duradoura. A variabilidade de tais preços, por mais que possam parecer transitórios, acabam por gerar um reflexo de maior durabilidade no que se espera da inflação. Sendo assim, tais efeitos podem ser transmitidos indiretamente para a economia, posto que a expectativa é um item importante dentro do cenário macroeconômico brasileiro.

Palavras-chave: Preços; Expectativas; Alimentação; Transmissão; IPCA.

Classificação *JEL*: E31; E37; C32

INTRODUÇÃO

De acordo com a Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) 2008-2009, as famílias com rendimentos que vão até dois salários mínimos comprometem 22% do seu orçamento com alimentação, já quando se considera as famílias com rendimentos mais elevados, os gastos com alimentação ocupam 7,6% do orçamento. Agregando tal informação com o fato de que, segundo dados continuado do Instituto Brasileiro de Geografia Estatística (IBGE) (2019), um terço dos trabalhadores do país recebem até um salário mínimo, entende-se

que a alimentação ocupa um lugar importante nos dispêndios, se não da maioria, de grande parte dos brasileiros, logo, entender como os preços da alimentação se movimentam e as implicações que provocam no cenário macroeconômico se mostra de extrema relevância.

No âmbito da atual política monetária brasileira, o indicador oficial que compila os preços da economia é o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Segundo o IBGE (2014), esse índice é dividido em nove grupos: i) Alimentação e bebidas; ii) Habitação; iii) Artigos de residência; iv) Vestuário; v) Transportes; vi) Saúde e Cuidados pessoais; vii) Despesas pessoais; viii) Educação; e ix) Comunicação, sendo o primeiro grupo aquele que reflete a importância da alimentação no consumo da população, o que possui, tradicionalmente, o maior peso mensal no índice total.

Alguns estudos recentes têm investigado o preço da alimentação no orçamento das famílias e o conseqüente reflexo que tal fato provoca na inflação geral da economia, já vastamente estudada, como o de Baccarin e Bueno (2015), o qual indica que, entre 2007 e 2014, o grupo “Alimentação e bebidas” apresentou grande contribuição para o aumento da inflação ao consumidor no Brasil – uma vez que os produtos que o compõem apresentaram movimentações de preços de 55,25% –, e o do IPEA (2016), o qual concluiu que, em especial entre 2015 e 2016, os preços dos alimentos têm sido o principal influenciador do IPCA.

Também é amplamente estudado o fato de que os preços do grupo “Alimentação e bebidas” e, principalmente, o subgrupo “Alimentação no domicílio” sofrem influência direta da produção agrícola, já que esta se trata, em sua maioria, de cereais, legumes, verduras, frutas, entre outros. Tal influência acontece, sobretudo, através dos conhecidos choques de oferta, que podem ser positivos quando há um aumento na safra ou negativos, como a quebra de safra por motivos climáticos, por exemplo. São diversos os estudos que se dedicam ao entendimento e à mensuração desses choques sobre o nível de preços do país, tais como Stockl, Moreira e Giuberti (2017) e Carrara e Barros (2019).

O que ainda é pouco estudado são os efeitos dos preços da alimentação em variáveis macroeconômicas, que não o IPCA geral, por esse motivo o objetivo do presente estudo é proporcionar uma análise exploratória a respeito da relação existente entre os preços dos alimentos de modo geral e a expectativa que se tem para a inflação futura. A motivação deste estudo está no fato de que as expectativas de inflação têm papel proeminente na inflação efetiva do país, como ressaltam Minella et al. (2003) e Triches e Feijó (2017), funcionando como um canal de transmissão de diversos choques.

De modo a viabilizar tal investigação proposta, será construída uma equação aos moldes da curva de Phillips, cuja estimação será efetuada por meio de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros, na modalidade estrutural.

Assim, o presente estudo divide-se em mais quatro seções, além da presente introdução, e, na segunda delas, apresenta-se a evolução recente dos preços da alimentação no domicílio, bem como sua relação com a produção agrícola, além de uma breve exposição sobre a base teórica da curva de Phillips, importante instrumento de análise da inflação. Já na seção de número três, são expostos o modelo a ser estimado, os dados utilizados e a metodologia aplicada. Na quarta e última seção, são apresentados os principais resultados e as discussões pertinentes. Por fim, expede-se uma breve conclusão sobre o estudo.

1

PREÇOS DOS ALIMENTOS, PRODUÇÃO AGRÍCOLA E EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO

A presente seção traz uma breve discussão a respeito da importância dos preços dos alimentos na inflação geral da economia brasileira, bem como as suas oscilações por conta de sua origem agrícola. Também realiza uma análise inicial da movimentação de tais preços e das expectativas de inflação.

■ 1.1 Preços da alimentação e expectativas de inflação: breves apontamentos

Como já ressaltado na introdução deste trabalho, o IPCA, medida oficial da inflação brasileira desde 1999, é composto por nove grupos de produtos e serviços, e cada um desses grupos possui relevância, o qual demonstra a sua importância no orçamento das famílias e segue os resultados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), que, por sua vez, mapeia o padrão de consumo da população (IBGE, 2013). Ressalta-se que segundo Bacen (2019), o IBGE atualizou, em 2020, a estrutura de ponderação do IPCA, que, até então, era pautada na POF 2008-2009, passando, assim, a utilizar os resultados da POF 2017-2018.¹

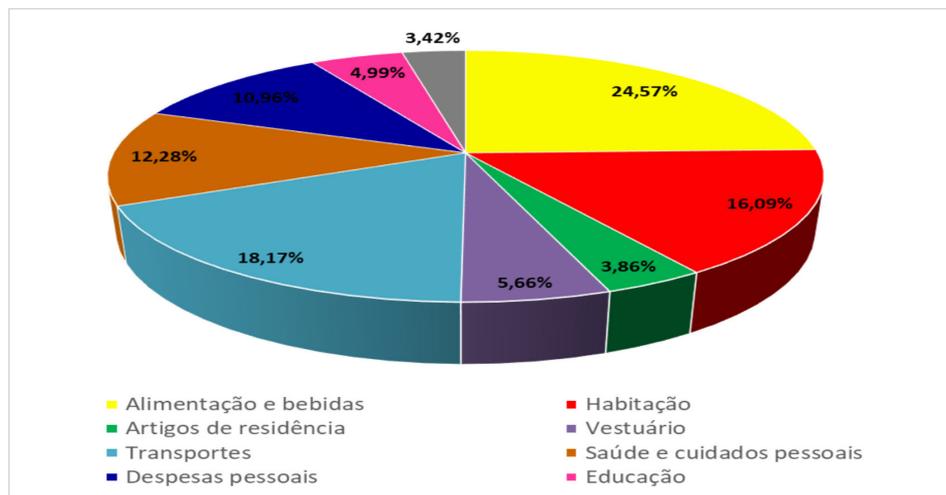
1 Como o presente estudo foi realizado antes da divulgação dos dados de 2020, será considerado apenas o IPCA com a ponderação da POF 2008-2009.

Também já foi frisado, na introdução do estudo, o peso relevante que o IPCA “Alimentação e bebidas” tem em comparação aos demais. Como forma de se ilustrar tal importância, a Figura 1 expõe a influência que cada grupo do IPCA exerceu em dezembro de 2019; assim, é possível observar que, entre os grupos que compõem o IPCA, o grupo “Alimentação e bebidas” apresentou um peso de 24,57%, valor bastante expressivo se for considerado que o segundo grupo mais relevante é o “Transporte”, o qual, por sua vez, atingiu um patamar de 18,17%. Tal destaque não é exclusividade do período exposto pela Figura 1, que apenas ilustra como o grupo “Alimentação e bebidas” tem papel extremamente importante na dinâmica de preços da economia brasileira – constatação recorrente na literatura –, como pode ser observado no trabalho de Baccarin, Bueno e Silva (2015) e nas publicações do IPEA (2016).

Dentro da categoria “Alimentação e bebidas”, existe uma divisão bastante importante entre a alimentação no domicílio e a fora do domicílio, sendo a primeira o subgrupo que possui peso muito maior no IPCA em relação ao segundo, dado exposto com a análise de dezembro de 2019. Segundo o IBGE (2019), do peso total de 24,57% do grupo alimentação e bebidas, 15,76% vem da alimentação em domicílio e 8,80%, da alimentação fora do domicílio. Conforme Carvalho et al. (2016) apontam, essa é uma tendência presente na composição do IPCA, em razão, principalmente, das famílias de renda mais baixa. Ressalta-se ainda que alimentação no domicílio é o subgrupo de maior relevância se comparado com todos os outros subgrupos, conforme IBGE (2019). Logo, com base em tais evidências, entende-se que o subgrupo do IPCA que compreende a alimentação no domicílio é uma variável que representa bem os preços da alimentação que é um dos focos da análise que se pretende desenvolver.

Figura 1

IPCA – Peso mensal (%) – dezembro de 2019



Fonte: IBGE (2019).

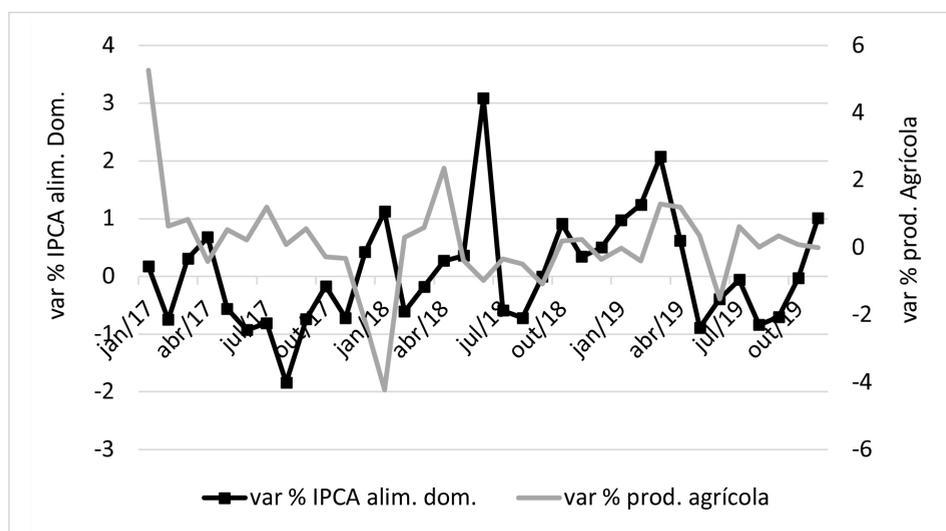
Colocada a importância que a alimentação no domicílio tem dentro do IPCA, faz-se relevante entender a variabilidade que os preços deste subgrupo apresentam, por conta da sua natureza, que, em sua maioria, está na produção agrícola. Para ilustrar, foi realizado um simples comparativo entre a variação percentual da produção agrícola, calculada por meio dos valores fornecidos pelo Levantamento Sistemático da Produção Agrícola (LSPA) realizado pelo IBGE e da taxa de variação do IPCA – subgrupo “Alimentação no domicílio”. Como é possível observar com a Figura 2, nos períodos em que a produção agrícola apresenta uma variação em patamares mais elevados, os preços da “Alimentação no domicílio” variam em patamares menores, indicando que uma maior produção proporciona preços mais baixos para os alimentos consumidos em domicílio, e o inverso também é observado. Sendo assim, em períodos em que acontece alguma quebra de safra ou redução na produção por quaisquer outros motivos, os preços aqui em questão acabam variando em patamares mais elevados. Ressalta-se que o coeficiente de correlação entre as variáveis expostas na Figura 2 é $-0,14$, o que corrobora a relação negativa identificada visualmente.

Outro ponto importante que pode ser percebido por meio da Figura 2 é a sazonalidade inerente à produção agrícola como um todo, que acaba por fazer com que os preços dos alimentos repercutam tal tendência de movimentação. Dessa forma, além da importância que os preços da alimentação no domicílio têm na inflação geral da economia, fica evidente que muitas de suas oscilações são por causa de sua natureza, logo, podem ser provocadas por questões climáticas e outras exógenas à economia.

Tais observações agregam mais uma motivação para o presente estudo, no sentido de entender como tais características podem impactar na expectativa que se tem a respeito da inflação.²

Figura 2

Variação da produção agrícola e do IPCA alimentação no domicílio*



Fonte: IBGE (2019) e LSPA – IBGE (2019).

* A fim de evidenciar a tendência discutida e por ser o mais recente e o que compreende períodos de recorde da produção agrícola, somente o período de 2017 a 2019 foi apresentado.

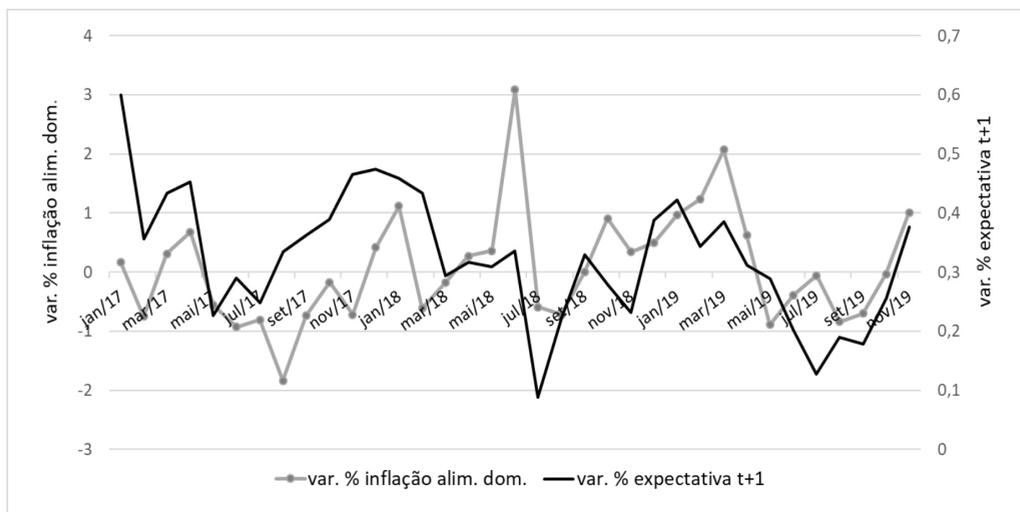
2 É relevante frisar que, em todo o trabalho, as expectativas de inflação se referem à expectativa que os agentes de mercado têm no período presente a respeito do IPCA a frente (t+1), e todas as análises expedidas se referem ao período mensal.

Com a intenção de propor uma observação inicial que justifique o estudo, baseando nos ferramentais estatísticos/econométricos mais robustos, a Figura 3 apresenta uma comparação da movimentação recente do IPCA – subgrupo “Alimentação no domicílio” em relação à movimentação da expectativa que se tem para o IPCA no próximo período (mês). Por meio da Figura 3, também é possível verificar que a movimentação das duas séries acontece de maneira bastante aproximada (o coeficiente de correlação entre as séries é 0,31) aos preços da alimentação no domicílio, exibindo uma maior variação por conta dos motivos já discutidos acima.

A tendência observada de tais séries fornece base para a investigação empírica proposta pelo presente estudo, no sentido de investigar com mais detalhes se uma movimentação nos preços dos alimentos, aqui representados pelo IPCA – subgrupo “Alimentação no domicílio”, teria reflexo significativo na formação das expectativas de inflação para o próximo período.

Figura 3

Movimentação do IPCA alimentação no domicílio e da expectativa de inflação



Fonte: IBGE (2019) e BACEN (2019).

Porém, antes da apresentação da estratégia empírica, é importante apresentar o embasamento teórico que será utilizado na formulação do modelo proposto.

■ 1.2 A curva de Phillips e sua importância na análise de preços

Como foi discutido acima, o presente estudo se dedica a analisar como os preços dos alimentos impactam as expectativas de inflação. Dentro do arcabouço da Teoria Econômica, um dos principais ferramentais utilizados para tal tipo de avaliação é a curva de Phillips, que servirá de base para o modelo proposto aqui; logo, faz-se relevante uma breve exposição sobre essa formulação.

A curva de Phillips original foi desenvolvida no final dos anos de 1950, com base nas relações entre o nível de salário nominal e o nível de emprego, considerando que, no âmbito do mercado de trabalho, os trabalhadores demandam emprego e as firmas ofertam-no, de acordo com as expectativas de cada um em relação aos níveis de preço (Phillips, 1958).

Durante seu processo de evolução, a curva de Phillips contou com importantes contribuições de economistas monetaristas, como Phelps (1967) e Friedman (1968), passando pelos neoclássicos, como Lucas (1973), e pelos neokeynesianos, como Fischer (1977). A estrutura teórica que embasa a construção do modelo proposto pelo presente estudo é da curva de Phillips Neokeynesiana (CPNK), pois, conforme ressaltam Aragón e Medeiros (2017), tal curva é, de modo geral, compatível com os dados da economia brasileira.

A especificação de tal curva aponta que a inflação do período corrente é determinada pelas expectativas racionais de inflação para o período à frente e por uma medida do custo marginal real, como o hiato do produto, conforme abordagem proposta por Calvo (1983). Porém, a estrutura simples proposta para tal curva inicialmente não é capaz de captar a persistência do processo inflacionário, logo, diversos autores propõem um modelo híbrido para a curva de Phillips Neokeynesiana, no sentido de proporcionar a esta a capacidade de identificar tal característica da inflação. Galí e Gertler (1999), por exemplo, propõem um componente que identifique que a inflação presente depende da inflação passada; já Roberts (1997) agrega ao modelo de medidas diretas de expectativas de inflação oriundas de pesquisas realizadas com agentes econômicos, bastante utilizado em trabalhos que estimam a CPNK, como os de Nunes (2010) e Triches e Feijó (2017).

2

METODOLOGIA E DADOS

Na presente seção, serão expostos o modelo utilizado, os dados que irão compor tal modelo e o método utilizado para estimação.

2.1 Modelo e dados utilizados

Visando cumprir o objetivo de proporcionar uma análise a respeito da relação existente entre os preços dos alimentos de modo geral e a expectativa que se tem para a inflação futura, o modelo estimado pelo presente estudo é baseado na curva de Phillips, exposta pela equação (1), e segue a seguinte formulação:

$$\pi a_t = \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} \pi a_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} E_t \pi_{t+j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} h_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que:

i) πa representa o IPCA – subgrupo “Alimentação no domicílio” (IBGE);

ii) $E\pi$ é a expectativa no período presente para a inflação em (t+1), obtida através da média diária dos valores divulgados da pesquisa *focus* para cada mês sobre o que se espera para o mês imediatamente posterior (Sistema de Expectativas do Banco Central);

iii) h é o hiato do produto, para cujo cálculo foi utilizada a seguinte fórmula: $\frac{(PIB_{real} - PIB_{potencial})}{PIB_{potencial}}$, em que para representar o PIB real foi utilizada a série PIB mensal – Valores correntes (R\$ milhões) – R\$ (milhões). Série nº 4380 do Bacen (Banco Central). Já o PIB potencial foi estimado pelo filtro de Hodrick – Prescott (Hodrick & Prescott, 1997).

É importante ressaltar que o modelo proposto pela equação (1) possui algumas adaptações, sendo a principal delas o uso de um subgrupo do IPCA e

não do índice cheio, que se justifica por conta da finalidade do estudo. Outra questão importante e que ficará clara no momento da apresentação da metodologia é que o modelo estruturado permite diversos tipos de avaliações, o qual, inclusive, foi apresentado seguindo a formulação básica da curva de Phillips, indicando que a expectativa de inflação também impacta o IPCA – subgrupo “Alimentação no domicílio”, como, de fato, impacto. Entretanto, como esse não é o objeto da presente análise, focada em identificar se o contrário também é verdadeiro, será utilizada uma metodologia que permite estimar todas as variáveis do modelo umas contra as outras, sem necessariamente identificar, *a priori*, qual é a variável dependente.

Ademais, em relação à periodicidade dos dados utilizados na composição do modelo, os dados são mensais e abrangem o período de março³ de 2000 a dezembro de 2019.

■ 2.2 Metodologia

A metodologia empregada para estimar o modelo acima exposto será a estimação por Vetores Autorregressivos com Correção de Erros (VEC) na modalidade estrutural. Tal método, conforme Enders (2004), faz parte do conjunto de análises de séries temporais e não impõe que seja feita a distinção das variáveis entre endógenas e exógenas, o que garante a livre manifestação da simultaneidade entre estas. Dessa forma, todas as variáveis envolvidas na estimação são influenciadas pelos seus valores passados e pelos valores presentes e passados das outras variáveis. Além disso, a versão estrutural permite a identificação dos parâmetros do modelo econômico e dos choques estruturais, o que oferece uma base econômica maior para análise estatística do modelo (Enders, 2004).

De modo a realizar a estimação, primeiramente, serão realizados testes auxiliares mandatórios para se verificar se as séries de tempo apresentadas possuem as características necessárias para serem estimadas conjuntamente, assim, será verificada a estacionariedade de cada série, utilizando os testes ADF-GLS (Elliot, Rothenberg, & Stock, 1996) e do teste confirmatório KPSS (Kwiatkowski et al., 1992). Também será apurada a existência, ou não, de cointegração entre as séries do modelo, através do teste proposto por Johansen (1988), que tem basicamente como objetivo identificar se há ou não veto-

3 A análise foca no mês de março do ano 2000, pela disponibilidade de informações sobre as expectativas de inflação estarem disponíveis a partir desse período.

res de cointegração, ou seja, se existe relação de longo prazo entre as variáveis do modelo. Inclusive, tal teste define a parte da correção de erros da estimação principal. Após os testes, será realizada a estimação pelo método VEC estrutural, responsável por emitir os principais resultados que nortearão as análises e discussões.

3 RESULTADOS

Nesta seção, serão apresentados os resultados dos testes auxiliares, bem como os resultados da estimação principal por meio de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros, além das discussões suscitadas por tais resultados.

3.1 Resultados dos testes de raiz unitária

Como já discutido, dentro da análise de séries de tempo, antes da estimação principal, é necessário averiguar algumas características básicas das variáveis que compõem o modelo. A primeira delas é a estacionariedade, logo, por meio do teste de raiz unitária, será possível verificar se cada série de tempo consegue dissipar ao longo do tempo o efeito de um choque qualquer, mantendo, assim, sua média, variância e autocovariância estáveis. Se esse for o caso, a série será classificada como estacionária, caso não seja, a série será denominada não estacionária.

Foram realizados dois testes, o ADF-GLS e o KPPSS, como forma de proporcionar uma maior robustez em relação a classificação das séries em estacionárias ou não, todos os testes foram realizados com constante e com constante e tendência, e o número de defasagens para cada teste foi selecionado pelo critério de informação de Akaike modificado (AIC), que, a partir de um número definido como o máximo,⁴ recomenda a defasagem mais apropriada.

4 É importante informar que o critério usado para definir a defasagem máxima (p_{\max}) para as variáveis utilizadas neste estudo foi o proposto por Schwert (1989), onde $p_{\max} = \text{int} \left[12 * \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \right]$, sendo T o número de observações. Logo, como todas as séries usadas possuem 238 observações, foi encontrado o máximo de 15 defasagens para as mesmas.

Por meio da Tabela 1, que expõe os resultados de tais testes, é possível observar, considerando um nível de significância de 5%, que, para todos os testes, as variáveis se mostraram não estacionárias em nível, com exceção apenas do hiato do produto, que indicou ser estacionário no teste ADF-GLS com constante, porém não estacionário para os outros testes. Posteriormente, foi aplicada a primeira diferença em todas as séries e os testes foram refeitos, conforme a Tabela 1. Considerando a primeira diferença e um nível de significância de 5%, todas as séries são estacionárias, logo, todas podem ser consideradas séries integradas de ordem um.

Tabela 1

Resultado dos testes ADF-GLS e KPSS

Variável		Teste ADF-GLS				Teste KPSS			
		Teste em nível		Teste na diferença		Teste em nível		Teste na diferença	
		Valor do teste ^A	Res. ^B	Valor do teste ^A	Res. ^B	Valor do teste ^C	Res. ^B	Valor do teste ^C	Res. ^B
$I\pi_a$	Const.	1,56	N.E.	-2,07	E.	3,99	N.E.	0,07	E.
	Const.+Tend.	-2,66	N.E.	-3,28	E.	0,18	N.E.	0,05	E.
$I\pi_\pi$	Const.	-0,60	N.E.	-2,28	E.	4,81	N.E.	0,35	E.
	Const.+Tend.	-1,91	N.E.	-6,16	E.	0,38	N.E.	0,144	E.
Ih	Const.	-3,21	E.	-3,00	E.	1,57	N.E.	0,024	E.
	Const.+Tend.	-2,0	N.E.	-4,86	E.	0,15	N.E.	0,023	E.

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

^A Valores críticos com constante: -1,61 a 10%, -1,94 a 5% e -2,57 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: -2,64 a 10%, -2,93 a 5% e -3,46 a 1% (valores fornecidos pelo programa GRETl com base em Elliot, Rothenberg e Stock (1996)).

^B Resultados: N.E = não estacionário e E.= estacionário, considerando 5% de significância.

^C Valores críticos com constante: 0,347 a 10%, 0,463 a 5% e 0,739 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: 0,119 a 10%, 0,146 a 5% e 0,216 a 1%, fornecidos pelo programa GRETl com base em Kwiatkowski et al. (1992).

Após a verificação da estacionariedade, uma outra questão deve ser verificada: a existência de relação de longo prazo entre as séries. Para tanto, foi realizado o teste de cointegração de Johansen (1988).

■ 3.2 Resultado do teste de cointegração de Johansen

Com o intuito de verificar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis que constituem o modelo, que se materializa na existência de vetores de cointegração, foi realizado o teste de cointegração de Johansen. Para a implementação do teste, a seleção do número de defasagens foi realizada através do critério de informação de Akaike, que indicou que duas defasagens seria o número mais adequado para se utilizar.

Observando os resultados apresentados na Tabela 2, verifica-se que, tomando por base os valores críticos a 5% de significância, não se pode rejeitar a hipótese da existência de, no máximo, dois vetores, contra a hipótese alternativa de que há mais de dois vetores de cointegração. Dessa forma, comprova-se a existência de relação de longo prazo entre as variáveis, o que que implica que a estimação por Vetores Autorregressivos inclua vetores de correção de erros,⁵ além disso, o resultado exposto pela Tabela 2 abre a possibilidade de se analisar os coeficientes de curto prazo (α) e longo prazo (β) do modelo, antes da apresentação dos resultados do VEC estrutural.

Tabela 2

Resultado do teste de cointegração de Johansen

Hipótese nula (H_0)	Hipótese alternativa	Estatística traço	Valores críticos a 5%*
$r=0$	$r>0$	51,11	29,68
$r=1$	$r>1$	18,97	15,41
$r=2$	$r>2$	0,81	3,76

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

*Valores críticos segundo Osterwald-Lenum (1992).

5 Por esse motivo, apresentou-se o VEC logo na seção da metodologia.

A Tabela 3 traz as estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo, tal tabela apresenta o primeiro vetor de cointegração normalizado para a variável logaritmo da expectativa de inflação para o próximo período ($IE\pi$), indicando que as proposições dos demais parâmetros foram feitas em relação a essa variável. Analisando os coeficientes estimados, observa-se que, considerando um choque inesperado de 1% na inflação no domicílio, existe uma elasticidade de transmissão de 0,75% dessa movimentação para a expectativa de inflação. Isso indica que os preços dos produtos consumidos no domicílio exercem uma grande influência sobre as expectativas de inflação para o próximo período a longo prazo; diferentemente do hiato do produto, já que, de acordo com a Tabela 3, se for considerado um choque de 1% em tal variável, a elasticidade de transmissão para a expectativa é negativa e pequena (-0,04%). Tal dado sugere que, quando a economia cresce (quando o hiato aumenta significa que o produto real ficou acima do potencial) a longo prazo, a expectativa de inflação é minimamente reduzida.

Tabela 3

Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo

Variáveis	Estimativa dos α 's (coeficientes de ajuste de curto prazo)*	Estimativa dos β 's (coeficientes de longo prazo)*
$IE\pi$	-0,006	1,00
$l\pi a$	0,056	0,752
lh	-0,085	-0,040

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

* Os coeficientes expostos estão com os sinais invertidos; essa modificação foi feita em relação ao obtido com a estimação, já que, por conta da normalização do vetor de cointegração, as variáveis permanecem do mesmo lado da equação de cointegração, logo, para se proceder com a análise, deve ser utilizado o sinal contrário.

No que tange aos coeficientes dos ajustes de curto prazo, verifica-se que os desequilíbrios temporários de $IE\pi$ são corrigidos a uma velocidade de 0,6% a cada período, indicando que os choques que incidem sobre tal variável demoram para ser dissipados. Já o ajuste da variável lEa se apresenta bem maior, em torno de 5,6% a cada período; tal ajuste é condizente com a natureza dos

principais produtos que compreendem a alimentação no domicílio, tais como cereais, frutas e hortaliças, que é de elevada sazonalidade, fator esse que também tem forte influência sobre a produção agrícola. Por fim, a variável *lh* apresenta um coeficiente de ajuste de 8,5% por período e, entre todas as variáveis do modelo, é o maior ajuste, mostrando que tal variável, a qual funciona no modelo proposto pelo estudo como uma *proxy* para o PIB da economia, tem uma dinâmica de ajuste considerável, muito por conta dos diversos fatores internos e externo que incidem sobre ela.

■ 3.3 Resultados da estimação por meio de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros na versão estrutural (SVEC)

Como se trata de uma estimação estrutural, a primeira questão definida foi a constituição da matriz de relações contemporâneas, que toma por base as relações econômicas existentes entre as variáveis, ajuizando as associações bem estabelecidas em modelos teóricos e suas aplicações empíricas. A matriz foi estabelecida com base na seguinte sequência de variáveis: expectativa de inflação para um mês à frente e inflação da alimentação no domicílio e hiato do produto; as restrições impostas foram as seguintes: a expectativa ficou em função da inflação no domicílio e do hiato e o hiato em função da inflação no domicílio. Tais relações não precisaram passar pelo teste LR para sobreidentificação, pois, como a matriz acima definida é três por três, as relações propostas já garantem uma matriz exatamente identificada.

A Tabela 4 traz os coeficientes obtidos por meio da matriz de relações contemporâneas, como pode ser observado, das três relações estimadas. Apenas aquela que diz respeito à influência do hiato na expectativa de inflação não se mostrou significativa a 5%. No que diz respeito às influências significativas, tem-se que uma elevação de 1% nos preços da alimentação no domicílio eleva contemporaneamente a expectativa de inflação para o próximo período em 0,03%, indicando que, ainda que em uma avaliação contemporânea, a inflação aqui em questão contribui para a expectativa de inflação geral. Por fim, ainda de acordo com a Tabela 4, se for verificada uma elevação de 1% na inflação da alimentação em domicílio, de acordo com o coeficiente estimado, o hiato aumentará contemporaneamente em 0,59%.

Tabela 4

Resultado da matriz de relação contemporânea

Relações contemporâneas		Coeficientes estimados	Desvio Padrão	Estatística t*
DE	SOBRE			
$D\pi_a$	$DIE\pi$	0,0345	0,0089	3,872
Dlh	$DIE\pi$	0,0015	0,0025	0,592
$D\pi_a$	Dlh	0,5951	0,2258	2,634

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

* A estatística t mede a significância dos coeficientes estimados para cada relação contemporânea (H_0 : o coeficiente é igual a zero). Mas ressalta-se que esta estatística não é tão rigorosa para a análise da significância dos coeficientes da matriz de relações contemporâneas da metodologia VAR quanto para os Modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (Bacchi, 2005).

Ressalta-se que as avaliações expedidas por meio dos resultados da Tabela 4 levam em consideração apenas relações presentes, sem considerar a questão dinâmica que existe entre as variáveis do modelo e que são de suma importância para um completo entendimento da interação que existe entre as mesmas. Sendo assim, a seguir, serão expostos instrumentos – decomposição da variância do erro de previsão e função impulso resposta – que permitirão a observação, ao longo dos períodos, das relações que mais interessam para o objetivo do presente estudo.

3.3.1 Resultado da decomposição da variância do erro de previsão

A Tabela 5 expõe a decomposição da variância do erro de previsão da expectativa de inflação para o próximo período. Observa-se que entre as variáveis que constituem o modelo a que mais influencia a movimentação de tal expectativa é a própria variável. Considerando uma média dos períodos apresentados, em torno de 82,61% das variações da $E\pi$ ficam por conta dela mesma. Essa concentração ocorre porque o modelo não considera outras variáveis que também são importantes para a formulação das expectativas de inflação.

No que tange a participação da inflação da alimentação no domicílio nas movimentações da expectativa, tem-se que, ao longo dos cinco primeiros períodos (meses), tal participação se eleva e, a partir do sexto, se estabiliza,

indicando que, apesar de não ser uma influência forte, já que na média dos períodos fica em torno de 8,79%, é uma influência que se mantém. Ainda, verifica-se que o hiato do produto influencia em média 8,59% das oscilações da expectativa de inflação. Assim, por meio das informações da Tabela 5, verifica-se que o IPCA – subgrupo “Alimentação no domicílio” tem uma participação considerável e que perdura nas movimentações da expectativa de inflação ao longo dos períodos.

Tabela 5

Decomposição da variância do erro de previsão da expectativa de inflação para o próximo período

Períodos	Desvio Padrão	$DIE\pi$	$DI\pi_a$	DIh
1	0,001116	93,13	6,727	0,144
2	0,001416	88,994	6,918	4,088
3	0,001557	84,489	7,914	7,597
4	0,001623	81,99	8,71	9,3
5	0,001651	80,904	9,139	9,957
6	0,001662	80,475	9,333	10,191
7	0,001667	80,31	9,415	10,275
8	0,001668	80,246	9,449	10,305
9	0,001669	80,221	9,462	10,317
10	0,001669	80,211	9,467	10,321
11	0,001669	80,207	9,47	10,323
12	0,001669	80,206	9,47	10,324

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

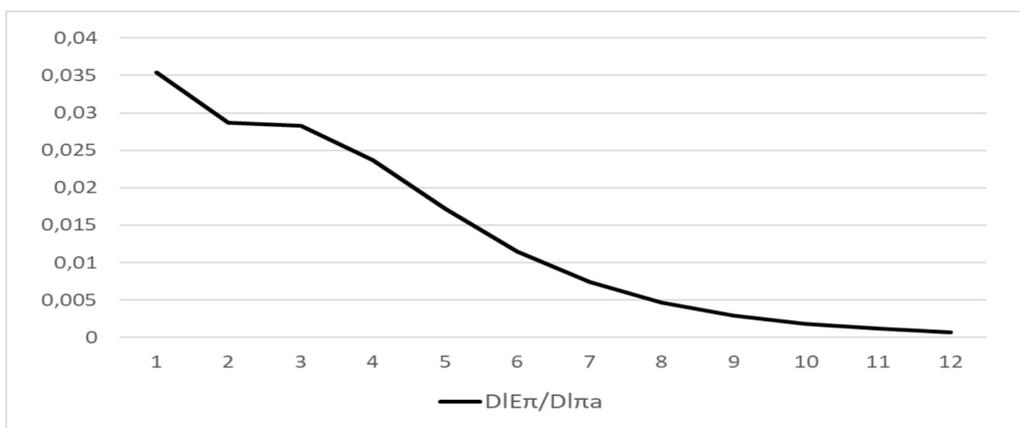
Por meio dos resultados da Tabela 4, já foi possível verificar que contemporaneamente a relação comentada anteriormente é positiva (as variáveis seguem a mesma direção), porém, é importante entender como ocorre a evolução ao longo dos meses; para tanto, a seguir, tratar-se-á da função de impulso resposta, que proporciona uma avaliação ao longo dos períodos, para tal relação.

3.3.2 – Resultado da função impulso – resposta

A Figura 4 apresenta a resposta da expectativa de inflação a um choque exógeno e individual no IPCA alimentação no domicílio. É possível verificar que, no primeiro período após o choque, a expectativa se eleva em 0,035%, sendo esse o pico da resposta ao choque. Nos próximos meses, o que se observa é uma lenta redução de tal resposta, que perdura até por volta do décimo período. Tal resultado corrobora aqueles discutidos anteriormente, posto que reforça a relação positiva entre as variáveis em questão e acrescenta a duração que um choque na π_a tem na expectativa de inflação à discussão, a qual indicando que, apesar de relativamente pequena, se comparado com outras variáveis, o preço da alimentação tem um impacto duradouro sobre a expectativa formulada para a inflação do país.

Figura 4

Função impulso – resposta: Resposta da expectativa de inflação a um choque no IPCA alimentação no domicílio



Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

CONCLUSÃO

Considerando a importância que a alimentação tem no consumo da maioria dos brasileiros e, dessa forma, o peso que os preços dos alimentos representam para a inflação geral da economia, o presente estudo teve como objetivo proporcionar uma análise exploratória a respeito da relação existente entre os preços dos alimentos de modo geral e a expectativa que se tem para a inflação futura. Com o intuito de proporcionar uma análise distinta do que geralmente é feito, este trabalho também buscou entender se tais preços teriam capacidade de influenciar em alguma medida uma variável tão importante para o ambiente macroeconômico, como é o caso da expectativa de inflação.

De modo a cumprir o objetivo proposto, foi estruturado um modelo baseado na curva de Phillips, estimado através de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros, na sua versão estrutural (SVEC).

Primeiramente, foi identificada a existência de relação de longo prazo entre as variáveis do modelo; neste contexto, foi observada uma elasticidade de transmissão bastante relevante dos preços da alimentação no domicílio para com as expectativas de inflação, sendo que a velocidade de ajuste da expectativa se mostrou pequena, indicando que os efeitos sobre tal variável demoram para se dissipar.

No que tange a decomposição da variância do erro de previsão, que proporciona uma avaliação ao longo dos períodos, observou-se que os preços da alimentação no domicílio têm, em média, uma participação de 8,79% nas oscilações da expectativa, considerando 12 períodos (meses). Outro instrumento que permitiu uma análise dinâmica foi a função impulso resposta, a qual indicou que, quando as expectativas recebem um choque exógeno do IPCA – subgrupo “Alimentação no domicílio”, o pico da resposta aparece logo no primeiro período, e os efeitos de tal choque perduram consideravelmente.

Dessa forma, é possível concluir que existe uma relação considerável entre os preços da alimentação e a expectativa de inflação, sendo que esta se mostra duradoura, logo, a variabilidade de tais preços, por mais que possam parecer transitórios, acabam por gerar um reflexo de maior durabilidade no que se espera do inflação. Assim, tais efeitos podem ser propagados indiretamente para a economia, posto que a expectativa é um item importante dentro do cenário macroeconômico brasileiro.

Ademais, cabe ressaltar que os resultados aqui obtidos suscitam investigações mais detalhadas, por exemplo, proceder com a segmentação da mesma análise efetuada para distintas faixas de renda, pois, como é sabido, a alimen-

tação no domicílio tem peso relevante no consumo de toda a população, ainda que tenha um peso muito maior para as faixas de renda mais baixas.

THE INTERACTION BETWEEN FOOD PRICES AND THE FUTURE EXPECTATION OF INFLATION: A DYNAMIC ANALYSIS

Abstract

The present study aimed to analyze the relationship between food prices and expectations about the IPCA itself, to understand whether such prices can generate some relevant and lasting impact, in addition to seasonal ones arising from its agricultural nature, in the expectation of inflation. To fulfill the proposed objective, a model based on the Phillips curve was structured, whose estimation was performed using Autoregressive Vectors with Error Correction in its structural version (SVEC). The results obtained show that there is a considerable relationship between food prices and the expectation of inflation, and such influence is shown to be lasting, therefore, the variability of such prices, however transient they may end up generating a reflection of greater durability. In what is expected from inflation and so, such effects can be transmitted indirectly to the economy, since expectations are an important item within the Brazilian macroeconomic scenario.

Keywords: Prices; Expectations; Food. Transmission; IPCA.

Referências

Aragón, E. K. S. B., & Medeiros, G. B. (2017). Estimação da curva de Phillips Novo-Keynesiana para o Brasil: Uma análise econométrica robusta a problemas de identificação. In *45º Encontro Nacional de Economia*. Palestra conduzida no Encontro Nacional de Economia, Natal.

Baccarin, J. G., & Bueno, G. (2015). Principais alimentos e cadeias agropecuárias com influência na recente inflação brasileira da alimentação do domicílio. In *53º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural*. Palestra conduzida no Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, João Pessoa.

Baccarin, J. G., Bueno, G., & Silva, D. B. P. (2015). Cadeias e produtos agropecuários e a inflação brasileira da alimentação no domicílio. *Revista de Política Agrícola*, 24(4), 64–81. Recuperado de <https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/1056/981>

Bacchi, M. R. P. (2005). Formação de preços no setor sucroalcooleiro da região centro-sul do Brasil: Relação com o mercado de combustível fóssil. In *XXXIII Encontro Nacional de Economia*. Palestra conduzida no encontro da ANPEC, Natal. Recuperado de http://www.anpec.org.br/encontro_2005.htm

Banco Central do Brasil – BACEN. (2019, dezembro). Atualizações da estrutura de ponderação do IPCA e repercussão nas suas classificações. *Estudos especiais do Banco Central*, (69/2019). Recuperado de https://www.bcb.gov.br/conteudo/relatorioinflacao/EstudosEspeciais/EE069_Atualizacoes_da_estrutura_de_ponderacao_do_IPCA_e_repercussao_nas_suas_classificacoes.pdf

Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 983–998. Retrieved from <http://isites.harvard.edu/fs/docs/icb.topic500592.files/calvo.pdf>

Carrara, A. F., & Barros, G. S. C. (2019, setembro/dezembro). Choques de oferta e política monetária na economia brasileira: Uma análise do impacto dos preços das commodities na inflação entre 2002 e 2014. *Nova Economia*, 29(3), 757–794.

IPEA. (2016). *O consumo das famílias no Brasil entre 2000 e 2013: Uma análise estrutural a partir de dados do sistema de contas nacionais e da pesquisa de orçamentos familiares* (Texto para discussão No. 2209). Rio de Janeiro: Carvalho, S. S., Santos, C. H., Almeida, V. A., Joel, Y. K. Z., Paiva, K. C., & Caldas, L. F. Recuperado de http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/6779/1/TD_2209.pdf

Elliot, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996, July). Efficient test for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813–836.

Enders, W. (2004). *Applied econometric time series* (2nd ed.). New Jersey: John Wiley & Sons.

Fischer, S. (1977, February). Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, 85(1), 191–205. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/pdf/1828335.pdf>

Friedman, M. (1968, March). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 48(1), 1–17.

Galí, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195–222.

Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1–16. Retrieved from <https://www0.gsb.columbia.edu/faculty/rhodrick/prescott-hodrick1997.pdf>

Instituto Brasileiro de Geografia Estatística. (2008-2009). Pesquisa de orçamentos familiares – POF Sidra. Recuperado de <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pof/tabelas>

Instituto Brasileiro de Geografia Estatística. (2019). Pesquisa nacional por amostra de domicílios – PNAD contínua. *Sidra*. Recuperado de <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv50063.pdf>

Instituto Brasileiro de Geografia Estatística. (2013). *Sistema nacional de índices de preços ao consumidor* (7th ed., Série Relatórios Metodológicos). Rio de Janeiro: IBGE.

Instituto Brasileiro de Geografia Estatística. (2014). *Sistema nacional de índices de preço ao consumidor: Estruturas de ponderação a partir da pesquisa de orçamentos familiares 2008-2009* (2nd ed.). Rio de Janeiro: IBGE.

Instituto Brasileiro de Geografia Estatística. (2019). Recuperado de <http://www.ibge.gov.br/home/>

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. (2016, junho). *A inflação dos alimentos: Uma análise do desempenho recente* (Carta de Conjuntura, Nota técnica). Brasília, DF: Lameiras, M. A. P., & Carvalho, L. M.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231–254.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1), 159–178.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2019). Levantamento sistemático da produção agrícola (LSPA): Série histórica da produção. *Sidra*. Recuperado de <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/lspa/tabelas>

Lucas, R. E., Jr. (1973, June). Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *American Economic Review*, 63(3), 326–334. Retrieved from <https://www.aeaweb.org/aer/top20/63.3.326-334.pdf>

Minella, A., Freitas, P. S., Goldfajn, I., & Muinhos, M. K. (2003). Inflation targeting in Brazil: Constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, 22(7), 1015–1040.

Nunes, R. (2010). Inflation dynamics: The role of expectations. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(6), 1161–1172.

Osterwald-Lenum, M. (1992). A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 461–472.

Phelps, E. S. (1967, August). Expectation of inflation and optimal unemployment over time. *Economica, New Series*, 34(135), 254–281. Retrieved from <http://www.columbia.edu/~esp2/PhilipsCurvesExpectationsofInflationandOptimalUnemploymentOverTime.pdf>

Phillips, W. A. (1958, November). The relation between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom. *Economica*, 25, 2–3.

Roberts, J. (1997). Is inflation sticky? *Journal of Monetary Economics*, 39(2), 173–196.

Stockl, M., Moreira, R. R., & Giubert, A. C. (2017). O impacto das commodities sobre a dinâmica da inflação no Brasil e o papel amortecedor do câmbio: Evidências para o CRB Index e Índice de Commodities Brasil. *Nova Economia*, 27(1), 173–207.

Triches, D., & Feijó, F. T. (2017). Uma estimação da curva de Phillips híbrida para o Brasil no Regime de Metas de Inflação. *Economia Aplicada*, 21(1), 29–43.