

Análise da Capacidade Preditiva das Curvas de Phillips
Desagregadas do Banco Central do Brasil

Dezembro 2020

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

Alice Bergier Winograd

Orientador: Tiago Couto Berriel

Matrícula: 1410423



Análise da Capacidade Preditiva das Curvas de Phillips
Desagregadas do Banco Central do Brasil

Dezembro 2020

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

Alice Bergier Winograd

Orientador: Tiago Couto Berriel

Matrícula: 1410423



Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.

As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.

Agradecimentos

Ao prof. Tiago Berriel, meu agradecimento não só pela contribuição à monografia, mas também à minha trajetória profissional. Espero que minha admiração sincera sirva como testemunho da sua inteligência, gentileza e generosidade. Muito obrigada.

Aos meus pais, Lavínia e Andrei, meu irmão, Miguel, e ao Lucas, pelo amor e apoio constantes.

Capítulos

1	Introdução	7
2	Conceitos	9
3	Revisão de Literatura	11
3.1	Fundamentos teóricos sobre a Curva de Phillips	11
3.2	Análises empíricas do caso brasileiro	12
4	Metodologia	14
5	Resultados	16
5.1	Alimentação no domicílio	16
5.2	Bens industriais	19
5.3	Serviços	21
5.4	Livres	23
6	Conclusão	26
7	Referências	27

Lista de Figuras

1	Contribuição em pontos percentuais de cada abertura ao IPCA	9
2	Ajuste dos melhores modelos para alimentação no domicílio	17
3	Ajuste dos melhores modelos para bens industriais	20
4	Ajuste dos melhores modelos para serviços	22
5	Ajuste dos melhores modelos para preços livres	24

Lista de Tabelas

1	Especificações dos modelos para alimentação no domicílio	16
2	Alimentação no domicílio: comparação curva de Phillips x ARIMA	18
3	Especificações dos modelos para bens industriais	19
4	Bens industriais: comparação curva de Phillips x ARIMA	20
5	Especificações dos modelos para serviços	21
6	Serviços: comparação curva de Phillips x ARIMA	23
7	Especificações dos modelos para preços livres	23
8	Preços livres: comparação curva de Phillips x ARIMA	25

1 Introdução

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) é um indicador de inflação divulgado mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A importância fundamental do IPCA é ser o indicador de referência para o regime de metas para a inflação no Brasil, que orienta as decisões de política monetária do Banco Central do Brasil (BCB).

Uma ferramenta importante para a condução do regime de metas pelo BCB é a modelagem da inflação, tal que movimentos futuros nos preços possam ser antecipados e incorporados às decisões atuais de política monetária. Nesse sentido, esta monografia busca avaliar a capacidade preditiva dos modelos empregados pelo BCB para projeção de inflação no médio prazo.

Para isso, é reproduzida a metodologia dos modelos semiestruturais pequenos do BCB da categoria desagregada. Mais especificamente, são quatro curvas de Phillips setoriais, uma agregada para a inflação de preços livres, e três desagregadas para a inflação de alimentação no domicílio, bens industriais e serviços. As especificações aqui utilizadas foram apresentadas no Relatório Trimestral de Inflação de junho de 2018¹.

A literatura sobre a aplicabilidade das curvas de Phillips na modelagem da inflação vem desde meados do século XX; alguns teóricos clássicos que discutiram a hipótese foram, além do próprio Phillips (1958), Samuelson e Solow (1960), Friedman (1968), Galí e Gertler (1999), e, mais recentemente, Mankiw e Reis (2002). Os autores acrescentam ao debate argumentos sobre a taxa natural de desemprego, a adaptabilidade das expectativas, e mecanismos pelos quais, a curto prazo, a rigidez na formação de preços permitiria que um aumento no estoque de moeda aumentasse o poder de compra da população.

No Brasil em particular, existem também diversas análises empíricas que buscam confirmar (ou rejeitar) a hipótese de Phillips, utilizando uma gama extensa de ferramentas econométricas para modelar a relação entre inflação e ociosidade. O objetivo desta monografia, mais que acrescentar à literatura extensa a respeito, é avaliar se as curvas de Phillips utilizadas pela autoridade monetária brasileira cumprem seu papel fundamental, que é antecipar movimentos na inflação futura dado o conjunto de informações disponível no presente.

A metodologia do estudo, de modo geral, consistiu em testar diferentes especi-

¹Modelo de preços desagregados de pequeno porte – 2018 (BCB, 2018). Disponível em <https://www.bcb.gov.br/content/ri/relatorioinflacao/201806/RELINF201806-ri201806b6p.pdf>

ficações dos modelos de inflação apresentados pelo BCB e escolher aquelas com melhor desempenho fora da amostra frente à inflação realizada. Para se avaliar em última instância se os modelos possuem boa capacidade preditiva, as quatro especificações finais foram comparadas com modelos ARIMA selecionados para cada abertura.

O trabalho está dividido como segue. No Capítulo 2, serão apresentados conceitos do IPCA relevantes para a compreensão da metodologia. No Capítulo 3, será apresentada uma revisão da literatura teórica sobre a curva de Phillips e das análises empíricas sobre a curva de Phillips no caso da inflação brasileira. No Capítulo 4, será apresentada a metodologia dos modelos semiestruturais pequenos empregados pelo BCB, os dados utilizados no estudo e os critérios para avaliação da capacidade preditiva dos modelos. No Capítulo 5, serão apresentados os resultados dos modelos. No Capítulo 6, será apresentada a conclusão do trabalho.

2 Conceitos

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) é um indicador de inflação divulgado mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A importância fundamental do IPCA é ser o indicador referência para o regime de metas de inflação no Brasil, que orienta as decisões de política monetária do Banco Central do Brasil (BCB).

Os BCB divide os 377 subitens do IPCA em dois grandes grupos: preços monitorados e preços livres.

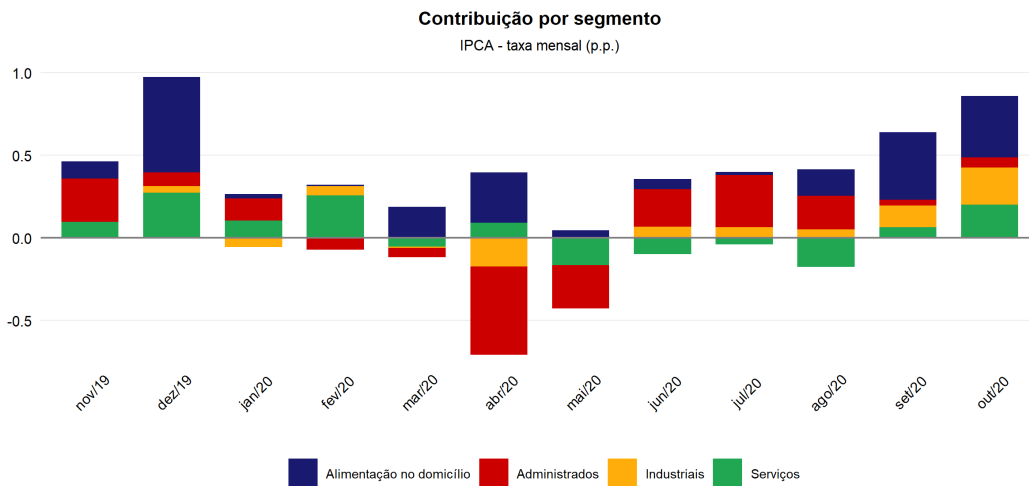


Figura 1: Contribuição em pontos percentuais de cada abertura ao IPCA

Os preços monitorados, ou administrados, são “aqueles estabelecidos por contrato, por órgão público ou agência reguladora e, geralmente, são menos sensíveis às condições de mercado”, além dos “preços de gasolina, gás de botijão e óleo diesel, em virtude do papel central que a Petrobras possui na determinação de preços” (BCB, 2017)². Entre outros, a abertura inclui combustíveis, energia elétrica, transporte urbano, medicamentos, plano de saúde e serviços públicos.

Os preços livres são todos os itens da cesta que não são incluídos nos preços monitorados. Compõem a maior parte do índice, respondendo hoje por cerca de 75% de ponderação (desde 2012, seu peso oscilou entre 73 e 78%). Além de considerar os preços

²Reformulação dos modelos para projeção de médio prazo dos preços administrados. Disponível em <https://www.bcb.gov.br/content/ri/relatorioinflacao/201709/RELINF201709-ri201709b7p.pdf>

livres como agregado, o BCB também decompõe seus itens em três aberturas: alimentação no domicílio (alimentos de modo geral), serviços (educação, passagem aérea, reparos residenciais, serviços médicos, restaurantes, entre outros) e bens industriais (eletrodomésticos, vestuário, material de limpeza e construção, automóvel, entre outros). Os pesos no índice geral de alimentação no domicílio, serviços e bens são hoje, respectivamente, 15%, 36% e 23%.

A natureza dos preços monitorados faz com que sua projeção seja feita individualmente para cada item, observando regras regulatórias e contratuais para reajustes ³. Por esse motivo, optou-se neste trabalho por analisar apenas a inflação dos preços livres, que respondem de forma mais clara a variáveis macroeconômicas.

³Reformulação dos modelos para projeção de médio prazo dos preços administrados (BCB, 2017). Disponível em <https://www.bcb.gov.br/content/ri/relatorioinflacao/201709/RELINF201709-ri201709b7p.pdf>

3 Revisão de Literatura

Decisões de política monetária devem ser "forward-looking" e não baseadas apenas no nível da inflação atual, dada a defasagem entre a atuação na política monetária e seu efeito sobre os preços (Haldane e Batini, 1998). Nesse sentido, projeções para a inflação futura são fundamentais para que o Banco Central do Brasil cumpra seu mandato de zelar pela estabilidade de preços.

Além disso, dentro do regime de metas adotado pelo BCB em 1999, a transparência do processo de decisão de política monetária é fundamental para que agentes de mercado confiem no comprometimento do Banco Central com a meta, viabilizando a ancoragem das expectativas (Fraga, Goldfajn e Minella, 2003).

Assim, parte do arcabouço de comunicação do Banco Central do Brasil é a divulgação de seus modelos de projeção para inflação, dos quais os modelos semiestruturais de pequeno porte são a ferramenta central (Lima, Araujo e Costa e Silva, 2011). O objetivo desta monografia é analisar se essa ferramenta tem boa capacidade preditiva, e, portanto, se mostrou ser fonte adequada de informação para o processo decisório do Banco Central do Brasil.

Os modelos semiestruturais de pequeno porte do BCB são compostos por modelos agregados, modelos desagregados e modelos "CNC" para preços de bens comercializáveis e não comercializáveis (Banco Central do Brasil, 2015). Nos modelos semiestruturais pequenos, a curva de Phillips representa a oferta agregada da economia (Lima, Araujo e Costa e Silva, 2011).

3.1 Fundamentos teóricos sobre a Curva de Phillips

A curva de Phillips surgiu do artigo de A. W. Phillips em 1958, que propõe que a variação dos salários nominais teria correlação negativa com a variação do desemprego e com o nível do desemprego (Phillips, 1958). Samuelson e Solow (1960) trouxeram a interpretação de que essa relação poderia ser explorada por formuladores de política econômica como um tradeoff entre inflação e desemprego (Schwarzer, 2013).

Phelps (1968) e Friedman (1968) argumentaram, por outro lado, que não haveria trade-off de longo prazo entre o nível de inflação e a taxa de desemprego, pois o efeito de tentativas de reduzir a taxa de desemprego abaixo de sua taxa natural teriam como consequência aumento das expectativas de inflação (Maka e Barbosa, 2017).

Lucas (1976) também criticou a ausência das expectativas no modelo original da curva de Phillips, pontuando que a curva seria instável diante de alterações na política monetária (Rudebusch, 2002). Em suas palavras, "it was necessary to put macroeconomics on a general equilibrium basis that incorporated rational expectations" (Lucas, 1995).

Anos depois, a curva foi reformulada em sua versão "neokeynesiana" (NKPC), na qual a questão das expectativas é resolvida por uma rigidez nominal de preços no curto prazo, que implica que um aumento do estoque de moeda é capaz de aumentar o poder de compra temporariamente (Maka e Barbosa, 2017). Alguns teóricos que contribuíram para a formulação da concepção de rigidez nominal de preços na NKPC foram Rotemberg (1982), Calvo (1983), Galí e Gertler (1999), Christiano, Eichenbaum, e Evans (2005), e Blanchard e Galí (2010) (Eichenbaum e Fisher, 2004) (Nason e Smith, 2008).

Por sua vez, Mankiw e Reis (2002) sugeriram uma reformulação da NKPC em que a rigidez seria de informação, e não de preço. Nesse modelo SIPC (sticky information Phillips curve), levaria tempo para que mudanças nas condições macroeconômicas fossem conhecidas por toda a população, e, portanto, que refletissem em mudanças na formação de preços (Mankiw e Reis, 2002).

3.2 Análises empíricas do caso brasileiro

No Brasil, o primeiro artigo a trazer uma análise empírica das curvas de Phillips como preditoras da inflação foi Cysne (1985). Utilizando uma curva de Phillips backward-looking, o estudo não encontrou relação estatisticamente significativa entre inflação e desemprego a longo prazo. Desde então, diversos estudos avaliaram a hipótese da curva de Phillips para a inflação brasileira, com resultados mistos.

Arruda, Ferreira e Castelar (2011) estimaram curvas de Phillips backward-looking contra modelos AR(1), TAR(1) e VAR (com variáveis PIB, juros e moeda). Em ambos os casos, testaram tanto modelos lineares quanto não-lineares (com efeito threshold). A curva de Phillips com medida de inflação externa e efeito threshold apresentou o melhor desempenho preditivo dentre todos os modelos.

Pimentel (2013) analisa a curva de Phillips baseada em Friedman e Phelps pela metodologia de "wavelets". Os resultados rejeitam a hipótese no curto prazo, mas mostram que a correlação entre desemprego e preços fica negativa e mais forte quando se analisam componentes de longo prazo.

Ferreira e Palma (2015) estimaram uma curva de Phillips reduzida pelo método

de dynamic model averaging (DMA). Concluíram que modelos com parâmetros variantes no tempo de modo geral tiveram melhor resultado. No entanto, os resultados rejeitaram a relação da curva de Phillips para a inflação brasileira no curto e longo prazo.

Machado e Portugal (2014) estimaram NKPCs com diferentes medidas de hiato do produto via componentes não observados. O resultado foi uma curva de Phillips que perde inclinação ao longo do tempo, apesar de ter capacidade preditiva melhor que um modelo simples baseado em Stock e Watson (2008). Além disso, encontraram que o fit foi melhor em modelos que incluíram expectativas para inflação futura.

Em linha com o resultado de Machado e Portugal (2014), boa parte das análises empíricas na literatura usa NKPCs híbridas, com componentes backward- e forward-looking. Arruda, Oliveira e Castelar (2017) estimaram NKPCs híbridas testando diferentes variáveis para o ciclo econômico: hiato do produto, hiato do desemprego e custo marginal das empresas. Concluíram que a NKPC é adequada para modelagem da inflação brasileira, com relevância das variáveis de ciclo, das expectativas backward- e forward-looking e do repasse cambial. Além disso, encontraram que a melhor medida de repasse dos ciclos econômicos para inflação é o custo marginal real das empresas.

Por outro lado, análises de modelos de preços desagregados para a inflação (que serão estudados nesse trabalho) são mais escassas. Em estudo sobre o repasse cambial, Carneiro, Monteiro e Wu (2004) estimaram modelos desagregados de curvas de Phillips backward-looking em especificações lineares e não-lineares. Encontraram relação negativa estatisticamente significativa entre inflação e desemprego, e evidências de que o ajuste era melhor em modelos desagregados.

Schwartzman (2006) também encontrou relação negativa entre a inflação e o componente cíclico (utilização de capacidade da indústria) ao usar uma NKPC híbrida e desagregada entre comercializáveis, não comercializáveis e monitorados. Além disso, observou que a inclusão da restrição de verticalidade de longo prazo contribuiu para o ajuste do modelo.

Tombini e Alves (2006) estimaram uma NKPC híbrida aplicando o método do filtro de Kalman sobre preços desagregados entre livres e monitorados, encontrando uma curva de Phillips mais achatada a partir de 2002.

Como se percebe, a literatura sobre as curvas de Phillips no Brasil é bastante extensa, com diversos estudos empíricos publicados nas últimas décadas divergindo sobre sua aplicabilidade no curto e longo prazo. É relevante, portanto, entender se os modelos em uso pelo BCB são condizentes com os dados empíricos ou se existe um descolamento significativo em relação à inflação realizada.

4 Metodologia

As curvas de Phillips desagregadas dos modelos semiestruturais pequenos do BCB podem ser representadas pelas quatro equações abaixo:

$$\Pi_t^{serv} = \beta_1 * \Pi_{t-h}^{serv} + \beta_2 * E(\Pi_t)_{t-1} + (1 - \beta_1 - \beta_2) * \Pi_{t-h}^* + \beta_3 * h_{t-h} + \beta_4 * \Delta salmin_{t-h} + Z_t + e_t \quad (1)$$

$$\Pi_t^{ind} = \beta_1 * \Pi_{t-h}^{ind} + \beta_2 * E(\Pi_t)_{t-1} + (1 - \beta_1 - \beta_2) * \Pi_{t-h}^* + Z_t + e_t \quad (2)$$

$$\Pi_t^{AD} = \beta_1 * \Pi_{t-h}^{AD} + \beta_2 * E(\Pi_t)_{t-1} + (1 - \beta_1 - \beta_2) * \Pi_{t-h}^* + \beta_3 * h_{t-h} + \beta_4 * (ONI + 0, 5)_{t-h}^2 + Z_t + e_t \quad (3)$$

$$\Pi_t^l = \beta_1 * \Pi_{t-h}^l + \beta_2 * E(\Pi_t)_{t-1} + (1 - \beta_1 - \beta_2) * \Pi_{t-h}^* + \beta_3 * h_{t-h} + \beta_4 * (ONI + 0, 5)_{t-h}^2 + Z_t + e_t \quad (4)$$

Onde Π^{serv} é a inflação de serviços, Π^{ind} é a inflação de bens industriais, Π^{AD} é a inflação de alimentação no domicílio, Π^l é a inflação de preços livres, $E(\Pi_t)_{t-1}$ é a expectativa de inflação no período t medida pela pesquisa Focus no período $t - 1$, Π^* é a inflação externa medida pelo IC-Br, h é o hiato do produto, $\Delta salmin$ é a variação do salário mínimo em relação ao período anterior, ONI (Oceanic Niño Index) é uma variável climática que mede o desvio da temperatura das águas do oceano Pacífico, Z representa dummies trimestrais, e por fim e é um termo de erro.

Pela especificação dos modelos do BCB, percebe-se que adotam uma NKPC híbrida, utilizando o hiato do produto e não o desemprego como medida de ciclo econômico, além de utilizarem medidas de choque de oferta/inflação externa (IC-Br e ONI) e componente sazonal.

Os dados foram tratados antes da modelagem, como especificado abaixo.

Π^{serv} : IPCA - serviços em % mensal. Periodicidade: mensal. Fonte: SGS - Banco Central do Brasil. Transformação: transformada em número-índice, trimestralizada, e diferenciada.

Π^{AD} : IPCA - alimentação no domicílio em % mensal. Periodicidade: mensal. Fonte: SGS - Banco Central do Brasil. Transformação: transformada em número-índice, trimestralizada, e diferenciada.

Π^{ind} : IPCA - bens industriais em % mensal. Periodicidade: mensal. Fonte: SGS - Banco Central do Brasil. Transformação: transformada em número-índice, trimestralizada, e diferenciada.

Π^l : IPCA - preços livres em % mensal. Periodicidade: mensal. Fonte: SGS - Banco Central do Brasil. Transformação: transformada em número-índice, trimestralizada, e diferenciada.

$E(\Pi_t)_{t-1}$: mediana das expectativas mensais da pesquisa Focus para o IPCA. Periodicidade: diária. Fonte: Banco Central do Brasil - Sistema de Expectativas de Mercado. Transformação: trimestralizada.

Π^* : IC-Br em número-índice. Periodicidade: mensal. Fonte: SGS - Banco Central do Brasil. Transformação: trimestralizada e diferenciada.

$salmin$: salário mínimo em u.m.c. Periodicidade: mensal. Fonte: SGS - Banco Central do Brasil. Transformação: trimestralizada e diferenciada.

ONI : Oceanic Niño Index em média móvel trimestral. Periodicidade: mensal. Fonte: Climate Prediction Center (National Oceanic and Atmospheric Administration, U.S. Department of Commerce). Transformação: foi utilizada a medida $(ONI + 0,5)^2$.

Diferentes especificações foram estimadas por MQO para o período 1T2007 - 4T2018 ($n = 48$), testando diferentes ordens de defasagem de cada variável e diferentes combinações entre variáveis explicativas. A melhor especificação para cada modelo foi escolhida pela minimização da raiz do erro quadrático médio (RMSE) out-of-sample para o período 1T2019 - 3T2020 ($n = 7$). A ordem dos lags foi escolhida pelo critério Bayesiano (BIC). Optou-se por utilizar o BIC pois ele penaliza a inclusão de um número excessivo de variáveis explicativas ao modelo, evitando problemas de "overfitting".

Finalmente, uma vez selecionadas as melhores especificações para as quatro curvas, seu desempenho out-of-sample foi comparado com quatro modelos ARIMA escolhidos como benchmark. A melhor especificação de cada modelo desagregado foi comparada com o modelo ARIMA com melhor fit para a série, selecionado pela função "auto_arima" do pacote forecast no R.

5 Resultados

Os resultados dos modelos desagregados são apresentados nas seções a seguir. A interpretação geral para os coeficientes dos modelos (β_i) é de que um aumento de 1 p.p. na variável explicativa i causa um aumento de β_i p.p. na variável dependente.

5.1 Alimentação no domicílio

Das três desagregações, os modelos para alimentação no domicílio tiveram o pior desempenho in- e out-of-sample, com R^2 próximo a 0,7 e RMSE de 0,013 a 0,025 (isto é, as projeções out-of-sample desviaram do realizado, na média, perto de 2 p.p. por trimestre).

Coeficiente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Inércia	0.30 .	0.30 .	0.15	0.10	0.18	0.11	0.12	0.10
Expectativa	0.66***	0.67***	0.77***	0.80***	0.72***	0.78***	0.77***	0.82***
Hiato	0.10	-	0.15*	0.15*	0.14*	0.15*	0.16**	0.14*
IC-Br	0.04	0.04	0.07	0.10	0.10*	0.11*	0.11*	0.07 .
ONI	0.002	0.002	0.004*	0.003*	0.003*	0.004*	0.004**	0.003*
R^2	0.65	0.65	0.68	0.70	0.69	0.69	0.70	0.68
BIC	-247	-249	-252	-254	-246	-248	-242	-252
RMSE	0.02	0.01	0.02	0.02	0.03	0.03	0.03	0.02

***p<0.001; **p<0.01; *p<0.05; . p<0.1

Tabela 1: Especificações dos modelos para alimentação no domicílio

O resultado faz sentido dados os choques de natureza tipicamente climática aos quais os preços de alimentos estão sujeitos, mesmo considerando a inclusão do IC-Br no modelo, que deveria capturar os preços internacionais de commodities agrícolas. Carrara e Barros (2016) sinalizaram que a variabilidade de preços hortifrutícolas em particular é bem mais alta que a do índice de commodities CRB, tendo efeito relevante sobre a variância do IPCA. Assim, a modelagem de médio prazo aqui apresentada inevitavelmente deixa de capturar esse tipo de choque, ainda com efeito cumulativo out-of-sample pela inércia mais fraca.

Os modelos de alimentação no domicílio também apresentaram os coeficientes mais

baixos para inércia da inflação, variando entre 0,10 e 0,30, sendo estatisticamente significativos apenas para as especificações (1) e (2). Por outro lado, apresentam os maiores coeficientes para a inflação externa medida pelo IC-Br (entre 0,04 e 0,11), refletindo transmissão tanto da variação cambial quanto dos preços internacionais de commodities. As especificações que apresentaram maior coeficiente para a inflação externa utilizaram como medida o IC-Br agrícola, e não o composto.

O hiato do produto é significativo a 5% em quase todas as especificações, com coeficiente [0.10, 0.16]. Por fim, a inclusão do ONI como medida de choque climático se mostrou adequada, com coeficiente de [0.002, 0.004] para o desvio da temperatura do Pacífico.

A Figura 2 ilustra o ajuste dos três melhores modelos selecionados por menor RMSE out-of-sample.

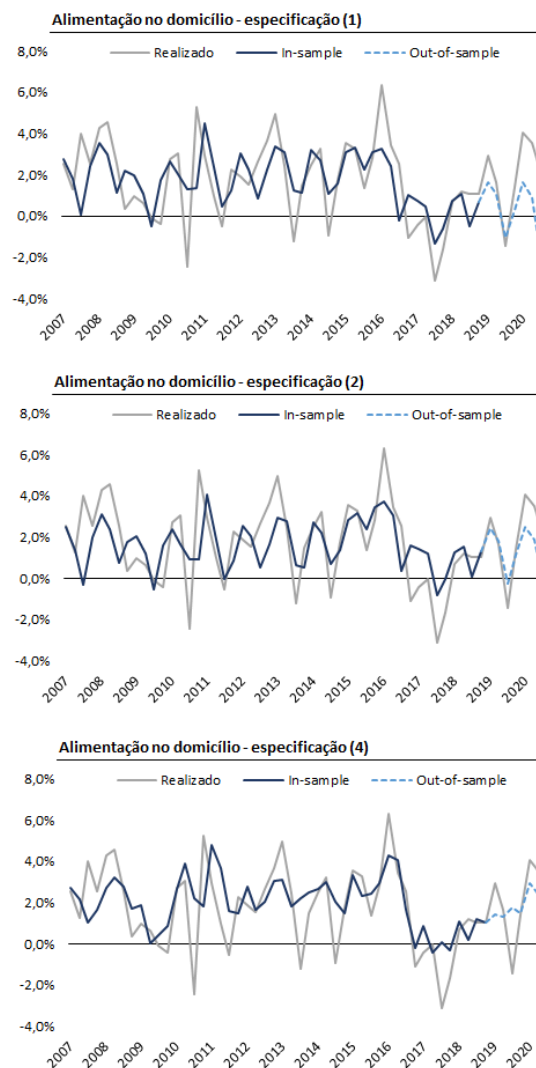


Figura 2: Ajuste dos melhores modelos para alimentação no domicílio

A melhor especificação foi a (2), com RMSE out-of-sample de 1,31 p.p. O melhor modelo ARIMA para a série foi um ARIMA(0,0,1), com RMSE de 1,72 p.p. A curva de Phillips para alimentos, portanto, teve uma queda no RMSE de 24% comparando-se com o ARIMA, evidência de que tem ganhos na capacidade preditiva para a abertura.

Modelo	RMSE
ARIMA(0,0,1)	0.0172
Espec. (2)	0.0131
$\Delta RMSE$	-23.8%

Tabela 2: Alimentação no domicílio: comparação curva de Phillips x ARIMA

5.2 Bens industriais

Já os modelos para bens industriais apresentaram fit relativamente melhor in e out-of-sample, com R^2 próximo a 0.9 e RMSE de 0,005 a 0,007 (isto é, as projeções out-of-sample desviaram do realizado, na média, menos de 1 pp por trimestre).

Coefficiente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Inércia	0.66***	0.61***	0.63***	0.67***	0.57***	0.53***	0.52***	0.51***
Expectativa	0.34*	0.39*	0.34*	0.30*	0.40*	0.44**	0.45**	0.46**
Hiato	-	0.02	0.02	-	-	0.02	0.02	0.02
IC-Br	0.01	0.01	0.03*	0.03*	0.03*	0.02	0.02*	0.03*
R^2	0.88	0.88	0.90	0.89	0.89	0.90	0.90	0.90
BIC	-380	-381	-387	-387	-377	-378	-378	-378
RMSE	0.007	0.006	0.006	0.006	0.005	0.006	0.006	0.006

***p<0.001; **p<0.01; *p<0.05; . p<0.1

Tabela 3: Especificações dos modelos para bens industriais

Todas as especificações apontam para um componente inercial mais forte que as demais aberturas, com coeficiente em $[0.51, 0.67]$, e componente de expectativas mais fraco, em $[0.30, 0.46]$, todos significativos a 5%.

A inclusão do hiato não melhorou o ajuste em qualquer das especificações, e seu coeficiente não foi significativamente diferente de zero a 10% em nenhuma delas. O resultado foi similar testando outras medidas de ociosidade, como a taxa de desemprego. Nesse sentido, rejeitaria-se a hipótese de que a ociosidade teria efeito negativo de médio prazo sobre os preços de bens industriais, ou pelo menos que este é o canal por meio do qual a ociosidade atua sobre a inflação de preços livres.

Já o IC-Br tem efeito significativo a 5% na maioria das especificações testadas (e em todas as especificações com melhor fit), com coeficiente em $[0.01, 0.03]$, sendo o efeito mais forte em seu 1o lag. Diferentemente da inflação de alimentos, o melhor ajuste foi encontrado no IC-Br composto, que além de commodities agrícolas inclui combustíveis e metais.

A melhor especificação foi a (5), com RMSE out-of-sample de 0,54 p.p. O melhor modelo ARIMA para a série foi um $ARIMA(1,0,1)(1,0,1)[4]$, com RMSE de 0,67 p.p. A curva de Phillips para bens industriais, portanto, teve uma queda no RMSE de 20% comparando-se

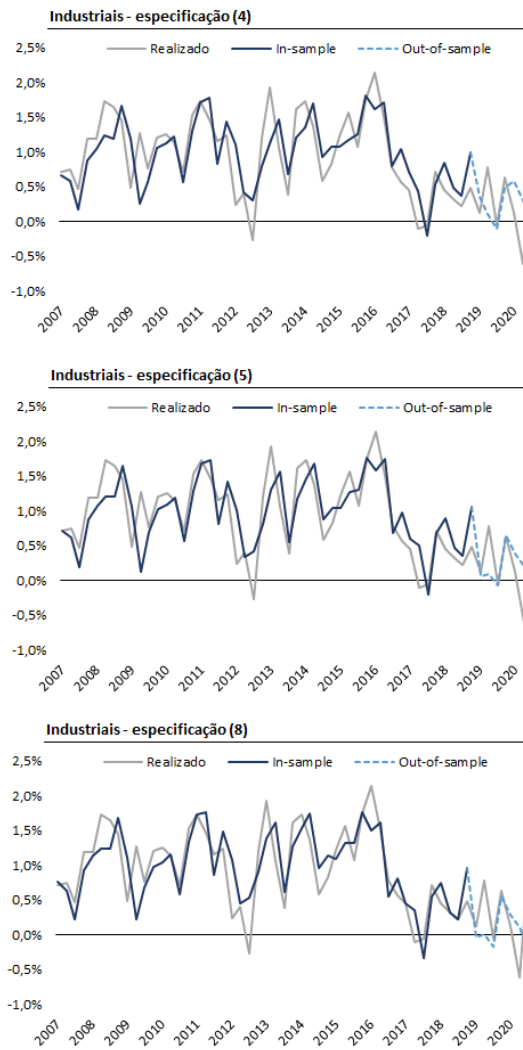


Figura 3: Ajuste dos melhores modelos para bens industriais

com o ARIMA, evidência de que tem ganhos na capacidade preditiva para a abertura.

Modelo	RMSE
ARIMA(1,0,1)(1,0,1)[4]	0.0067
Espec. (5)	0.0054
$\Delta RMSE$	-19.9%

Tabela 4: Bens industriais: comparação curva de Phillips x ARIMA

5.3 Serviços

Por fim, a inflação de serviços foi a que teve o melhor desempenho in- e out-of-sample de todas as desagregações, com R^2 de 0.98 e RMSE de 0,004 a 0,011 (isto é, as projeções out-of-sample desviaram do realizado, na média, perto de 50 bps por trimestre).

Coeficiente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Inércia	0.39**	0.39*	0.34*	0.35*	0.37**	0.67*	0.71**	0.42**
Expectativa	0.61***	0.61***	0.66***	0.65***	0.63***	0.33 .	0.27	0.56***
Hiato	0.03**	0.03**	0.04**	0.04	0.04***	0.03**	0.03**	0.03
IC-Br	-	-	-	-	-	-	0.02	0.02*
Sal. mín.	0.007	0.004	0.004	0.005	0.017	0.006	0.012	0.012
R^2	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98
BIC	-417	-416	-418	-416	-417	-423	-430	-422
RMSE	0.005	0.006	0.006	0.011	0.004	0.005	0.006	0.004

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$; . $p < 0.1$

Tabela 5: Especificações dos modelos para serviços

As especificações apontam para um componente forward-looking relativamente mais forte que o inercial, tendo o primeiro apresentado coeficiente próximo a 0,6 em quase todas as especificações, enquanto o último teve coeficiente próximo a 0,4. O hiato também se mostrou mais relevante na inflação do serviço que nas demais desagregações, com coeficiente de [0.03, 0.04] significativo a 1%.

Por outro lado, em apenas uma especificação foi encontrada relação estatisticamente significativa entre o IC-Br e a inflação de serviços. Uma forma relevante de transmissão da inflação externa para o preço de serviços é o item de alimentação fora, que representa serviços como restaurantes, lanchonetes e bares, e repassa em alguma medida choques em commodities agrícolas como preço da carne bovina. No entanto, é possível que a magnitude do repasse desse tipo de choque não seja constante ao longo do tempo, e seja incorporado melhor em outras variáveis do modelo, como nas expectativas de inflação futura. Sobre o tema, o BCB apresentou em um de seus Relatórios de Inflação um modelo que decompõe os fatores que afetam o repasse cambial ao longo do tempo, sugerindo que um deles seria por exemplo a margem operacional das empresas⁴.

⁴Repasse cambial sob a ótica de um modelo semiestrutural (BCB, 2017). Disponível em

Por fim, apesar de seu uso no modelo desagregado de serviços do BCB, a inclusão do salário mínimo como variável explicativa não retornou coeficiente estatisticamente significativo para nenhum de seus lags.

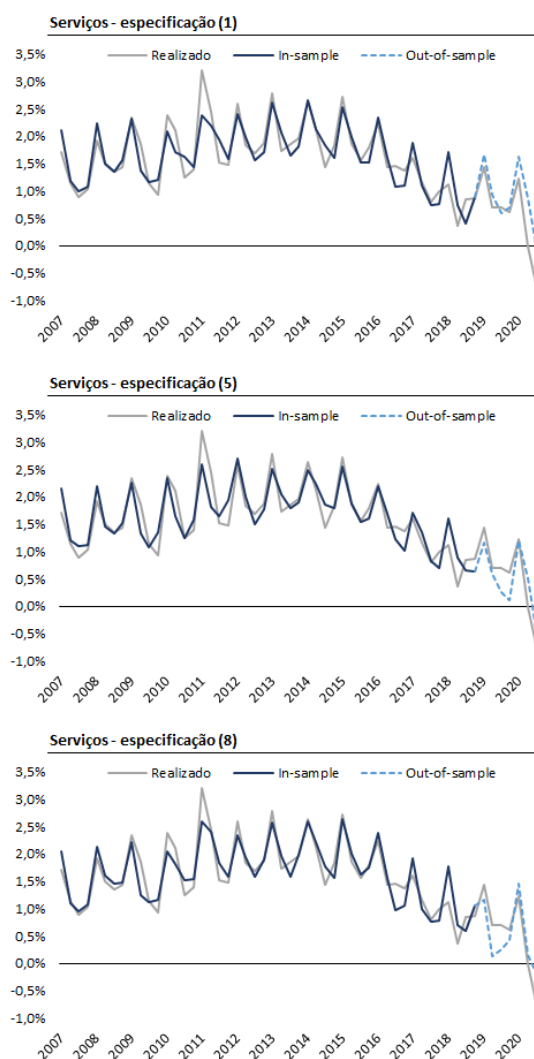


Figura 4: Ajuste dos melhores modelos para serviços

A melhor especificação foi a (5), com RMSE out-of-sample de 0,36 p.p. O melhor modelo ARIMA para a série foi um $ARIMA(0,1,3)(0,1,1)[4]$, com RMSE de 0,53 p.p. A curva de Phillips para serviços, portanto, teve uma queda no RMSE de 33% comparando-se com o ARIMA, evidência de que tem ganhos na capacidade preditiva para a abertura.

Modelo	RMSE
ARIMA(0,1,3)(0,1,1)[4]	0.0053
Espec. (5)	0.0036
$\Delta RMSE$	-33.0%

Tabela 6: Serviços: comparação curva de Phillips x ARIMA

5.4 Livres

O modelo agregado para preços livres apresentou in- e out-of-sample desempenho similar ao de serviços, com R^2 de 0.94 e RMSE de 0,004 a 0,006 (isto é, as projeções out-of-sample desviaram do realizado, na média, perto de 50 bps por trimestre).

Coefficiente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Inércia	0.26	0.21	0.12	0.36	0.31	0.32	0.28	0.20
Expectativa	0.72***	0.75***	0.84***	0.60**	0.66***	0.65**	0.70**	0.76***
Hiato	0.06**	0.06**	0.07***	0.06**	0.06**	0.05*	0.05*	0.06**
IC-Br	0.02	0.04**	0.04**	0.04**	0.03*	0.03*	0.03*	0.04**
ONI	0.001*	0.001*	0.001**	0.001*	0.001*	0.001 .	0.001 .	0.001*
R^2	0.93	0.94	0.94	0.94	0.94	0.93	0.94	0.94
BIC	-372	-378	-377	-380	-376	-373	-374	-380
RMSE	0.004	0.004	0.004	0.006	0.005	0.004	0.004	0.004

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$; . $p < 0.1$

Tabela 7: Especificações dos modelos para preços livres

O modelo não retorna coeficiente estatisticamente significativo para a inércia de preços livres em qualquer de suas especificações. Já o componente de expectativas é relativamente alto a [0.60, 0.84] e significativo a 1% em todas as especificações. O hiato também se mostrou importante na inflação de preços livres, com coeficiente de [0.05, 0.07] significativo a 5%.

O IC-Br apresentou coeficiente estatisticamente significativo a 5% em quase todas as especificações, sendo ligeiramente menor naquelas que utilizaram o IC-Br agrícola em

vez do IC-Br composto. O ONI, que impacta a inflação de alimentos como se viu acima, também apareceu como variável explicativa relevante, com coeficiente de 0.001 em todas as especificações, na maioria das quais significativo a 5%.

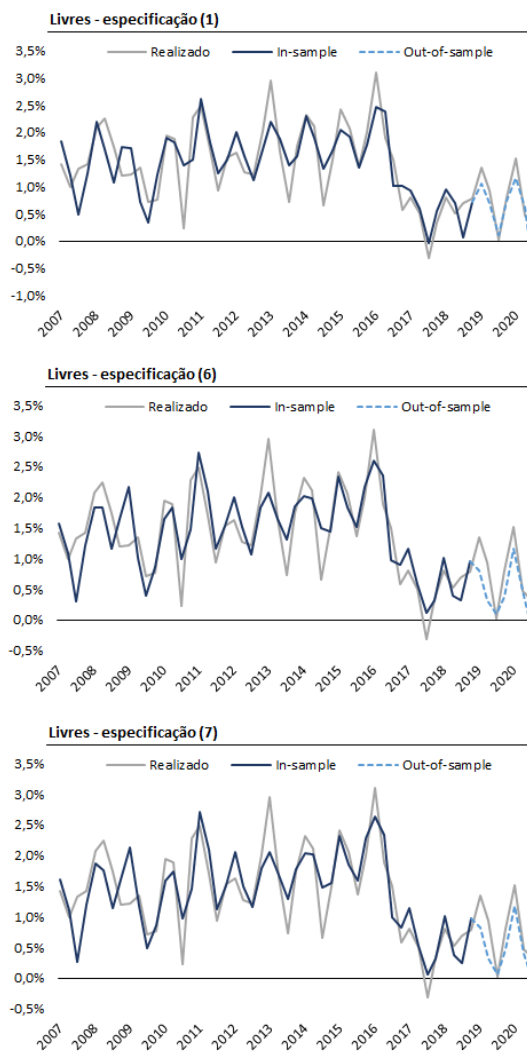


Figura 5: Ajuste dos melhores modelos para preços livres

A melhor especificação foi a (7), com RMSE out-of-sample de 0,38 p.p. O melhor modelo ARIMA para a série foi um $ARIMA(0,0,1)(1,0,0)[4]$, com RMSE de 0,67 p.p. A curva de Phillips para preços livres, portanto, teve uma queda no RMSE de 44% comparando-se com o ARIMA, evidência de que tem ganhos na capacidade preditiva para a abertura.

Modelo	RMSE
ARIMA(0,0,1)(1,0,0)[4]	0.0067
Espec. (7)	0.0038
$\Delta RMSE$	-43.8%

Tabela 8: Preços livres: comparação curva de Phillips x ARIMA

6 Conclusão

O objetivo deste trabalho foi avaliar se os modelos de projeção da inflação utilizados pelo Banco Central do Brasil possuem boa capacidade preditiva, e se, em última instância, são capazes de informar adequadamente suas decisões de política monetária.

Para tanto, foram estimadas diversas especificações dos modelos semiestruturais pequenos utilizados pela autoridade monetária, e, em segunda etapa, foram selecionadas para cada desagregação aquelas com menor erro de previsão fora da amostra. Para avaliar se, de fato, os modelos desagregados são úteis na modelagem de inflação, seu erro out-of-sample foi comparado com o de com quatro modelos ARIMA.

As estimações dos modelos desagregados sugerem que, além da inércia inflacionária, são relevantes como variáveis explicativas as expectativas futuras de inflação, o hiato do produto e a inflação externa medida pelo Índice de Commodities do BCB (IC-Br). Setorialmente, também são significativas a variação do salário mínimo e a anomalia da temperatura do oceano Pacífico.

Em termos da capacidade preditiva dos modelos, os modelos desagregados, relativamente aos modelos ARIMA, reduziram a raiz do erro quadrático médio das projeções em 20 a 44%, dependendo da abertura. Nesse sentido, este estudo conclui que as curvas de Phillips do BCB são, de fato, mais eficientes na projeção da inflação futura.

7 Referências

ARRUDA, Elano; FERREIRA, Roberto; CASTELAR, Ivan. Modelos Lineares e Não Lineares da Curva de Phillips para Previsão da Taxa de Inflação no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 65, No. 3, p. 237 - 252, 2011.

ARRUDA, Elano; OLIVEIRA, Maria Thalita; CASTELAR, Ivan. Dinâmica recente da inflação brasileira em ambientes distintos de expectativas forward-looking. *Brazil Journal of Political Economy*, Vol. 37, No. 4, 2017.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Previsão de Inflação com Curvas de Phillips com Preços Desagregados. *Relatório Trimestral de Inflação V. 12, No. 1*, p. 116 - 119, 2010.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Revisão dos Modelos de Projeção de Pequeno Porte - 2015. *Relatório Trimestral de Inflação V. 17, No. 2*, p. 79 - 85, 2015.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Reformulação dos modelos para projeção de médio prazo dos preços administrados. *Relatório Trimestral de Inflação V. 19, No. 3*, p. 59 - 65, 2017.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Modelo de preços desagregados de pequeno porte - 2018. *Relatório Trimestral de Inflação V. 20, No. 2*, p. 53 - 56, 2018.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Sistema Gerenciador de Séries Temporais - SGS. Disponível em <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>

BLANCHARD, Olivier; GALÍ, Jordi. Labor Markets and Monetary Policy: A New Keynesian Model with Unemployment, *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 2, No. 2, p. 1 - 30, 2010.

CALVO, Guillermo A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary economics*, vol. 12, Issue 3, p. 383 - 398, 1983.

CARNEIRO, Dionísio; MONTEIRO, André; WU, Thomas. Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA. *Revista de Economia e Administração*, Vol. 3, No. 1, p. 1 - 14, 2004.

CARRARA, Anieli Fagundes; BARROS, Geraldo Sant'Ana de Camargo. A Influência do Preço dos Hortifrutícolas no IPCA: uma análise por meio da curva de Phillips. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Vol. 54, No. 4, 2016.

CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles L. Nomi-

nal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy, *Journal of Political Economy*, Volume 113, Issue 1, p. 1 - 45, 2005.

CYSNE, Rubens Penha. A Relação de Phillips no Brasil: 1964-66 x 1980-84. *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 39, No. 4, 1985.

EICHENBAUM, Martin; FISHER, Jonas D. M. Evaluating the Calvo Model of Sticky Prices. NBER Working Paper No. 10617, 2004.

FERREIRA, Diego; PALMA, Andreza. Forecasting Inflation with the Phillips Curve: A Dynamic Model Averaging Approach for Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 69, No. 4, 2015.

FRAGA, Arminio; GOLDFAJN, Ilan; MINELLA, Andre. Inflation Targeting in Emerging Market Economies. BCB Working Paper Series No. 76, p. 29 - 40, 2003.

FRIEDMAN, Milton. The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review*, Vol. 58, No. 1, p. 1 - 17, 1968.

GALÍ, Jordan; GERTLER, Mark. Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, Issue 2, p. 195 - 222, 1999.

HALDANE, Andrew G.; BATINI, Nicoletta. Forward-Looking Rules for Monetary Policy. NBER Working Paper No. 6543, p. 39, 1998.

IBGE. Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA. Disponível em <https://sidra.ibge.gov.br/home/>,

LIMA, Eduardo José Araújo; ARAUJO, Fabio; DA COSTA E SILVA, José Ricardo. Previsão e Modelos Macroeconômicos no Banco Central do Brasil. *Dez Anos de Metas para Inflação - 1999-2009*, p. 361 - 381, 2011.

LUCAS, Robert Jr. Econometric policy evaluation: A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 1, no. 1, p. 19 - 46, 1976.

LUCAS, Robert Jr. Monetary Neutrality. Prize Lecture to the memory of Alfred Nobel, December 7, 1995. Disponível em <https://www.nobelprize.org/prizes/economic-sciences/1995/lucas/lecture/>.

MACHADO, Vicente; PORTUGAL, Marcelo. Phillips curve in Brazil: an unobserved components approach. *Estudos Econômicos*, Vol. 44, No. 4, 2014.

MAKA, Alexis; BARBOSA, Fernando de Holanda. Inflation Expectations and the Phillips Curve: an Encompassing Framework. IPEA Discussion Paper No. 230, p. 9 - 26,

2017.

MANKIW, N. Gregory; REIS, Ricardo. Sticky information versus sticky prices: A proposal do replace the new Keynesian Phillips curve. *Quarterly Journal of Economics*, V. 177, Issue 4, p. 1295 - 1328, 2002.

MEYER, Laurence. Does Money Matter? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, p. 1-15, 2001.

NASON, James M.; SMITH, Gregor W. The New Keynesian Phillips Curve: Lessons from Single-Equation Econometric Estimation. *Economic Quarterly*, Vol. 94, No. 4, p. 361 - 395, 2008.

PHELPS, Edmund S. Phillips Curves, Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium. *Journal of Political Economy*, Vol. 76, No. 4, p. 678 - 678, 1968.

PHILLIPS, A. W. The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, V. 25, Issue 100, p. 283-299, 1958.

PIMENTEL, Edgard. A wavelets-based analysis of the Phillips curve hypothesis for the Brazilian economy, 1980-2011. *Economia Aplicada*, Vol. 17, No. 1, 2013.

ROTEMBERG, Julio J. Sticky Prices in the United States. *Journal of Political Economy* Vol. 90, Issue 6, p. 1187 - 1211, 1982.

RUDEBUSCH, Glenn D. Assessing the Lucas Critique in Monetary Policy Models. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2002-02*, p. 1 - 29, 2002.

SACHSIDA, Adolfo. Inflação, Desemprego e Choques Cambiais: uma Revisão da Literatura sobre a Curva de Phillips no Brasil. *IPEA Texto para Discussão 1924*, p. 7 - 29, 2014.

SAMUELSON, Paul A.; SOLOW, Robert M. Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. *The American Economic Review*, Vol. 50, No. 2, p. 177-194, 1960.

SCHWARTZMAN, Felipe F. Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. *Economia Aplicada*, Vol. 10, No. 1, p. 137 - 155, 2006.

SCHWARZER, Johannes A. Samuelson and Solow on the Phillips Curve and the "Menu of Choice": A Retrospective. *Economia*, 3-3, p. 359 - 388, 2013.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. Phillips curve inflation forecasts, *Federal*

Reserve Bank of Boston Conference Series, 2008.

TOMBINI, Alexandre; ALVES, Sergio A. Lago. The Recent Brazilian Disinflation Process and Costs. BCB Working Paper Series, No. 109, p. 1 - 26, 2006.