



**UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

RICARI CAROLINI ARAÚJO DE LIMA

**Identificação da curva de Phillips Novo Keynesiana para uma
pequena economia aberta**

João Pessoa

2022

RICARI CAROLINI ARAÚJO DE LIMA

**Identificação da curva de Phillips Novo Keynesiana para uma
pequena economia aberta**

Dissertação de mestrado apresentada
ao Programa de Pós-Graduação em
Economia da Universidade Federal da
Paraíba (PPGE/UFPB) como parte
dos requisitos necessários à obtenção do
título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Edilean Kle-
ber da Silva Bejarano Aragón

João Pessoa

2022

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

L732i Lima, Ricari Carolini Araujo de.

Identificação da curva de Phillips Novo Keynesiana
para uma pequena economia aberta / Ricari Carolini
Araujo de Lima. - João Pessoa, 2022.
39 f. : il.

Orientação: Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón.
Dissertação (Mestrado) - UFPB/CCSA.

1. Inflação - Brasil. 2. Economia aberta. 3. Curva
de Phillips Novo Keynesiana - CPNK. 4. Choques
monetários. I. Aragón, Edilean Kleber da Silva
Bejarano. II. Título.

UFPB/BC

CDU 336.748.12(81)(043)

RICARI CAROLINI ARAÚJO DE LIMA

**Identificação da curva de Phillips Novo Keynesiana para uma
pequena economia aberta**

Dissertação de mestrado apresentada
ao Programa de Pós-Graduação em
Economia da Universidade Federal da
Paraíba (PPGE/UFPB) como parte
dos requisitos necessários à obtenção
do título de Mestre em Economia.

Submetida à apreciação da banca examinadora, sendo APROVADA em 30/05/2022.

**EDILEAN KLEBER DA
SILVA BEJARANO
ARAGON:00784361410**

Assinado de forma digital por
EDILEAN KLEBER DA SILVA
BEJARANO ARAGON:00784361410
Dados: 2023.09.05 10:54:19 -03'00'

Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón
Orientador



Documento assinado digitalmente
CASSIO DA NOBREGA BESARRIA
Data: 12/09/2023 09:36:01-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Cássio da Nóbrega Besarria
Avaliador Interno



Documento assinado digitalmente
IGOR EZIO MACIEL SILVA
Data: 12/09/2023 13:32:49-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Igor Ézio Maciel Silva
Avaliador Externo

João Pessoa
2022

*"Inflation is always and everywhere a
monetary phenomenon."*

Milton Friedman

Dedico à família, especialmente aos
meus pais.

AGRADECIMENTOS

Em princípio, expresso minha gratidão a Deus por ter me permitido concluir esta importante etapa em minha jornada. Desejo agradecer sinceramente à minha família pelo apoio constante, em especial aos meus pais, José Amarildo e Marinez, sem os quais nada disso seria viável.

Também quero estender meu agradecimento aos queridos amigos que conheci durante o período do mestrado. Ao longo desse tempo, compartilhamos conhecimentos, momentos felizes e tristes, sempre nos apoiando mutuamente. Gostaria de destacar minha imensa gratidão à minha grande amiga Malu, que se tornou como uma irmã para mim. Sua amizade e suporte foram fundamentais durante esses dois anos. Não posso deixar de mencionar meu amigo João Félix, que sempre esteve presente para me auxiliar; sentirei falta do nosso trio inseparável (eu, Malu e João). Além disso, sou muito grata ao meu namorado, Igor Mendes, pelas valiosas contribuições e dicas que aprimoraram meu trabalho.

Por fim, dedico meus agradecimentos ao professor Edilean Kleber, que me orientou desde o meu primeiro envolvimento com o PIBIC durante a graduação. Sob sua orientação, tive meu primeiro contato com a pesquisa e adquiri um vasto conhecimento desde então. Sua paciência e apoio constante são extremamente valorizados e apreciados.

RESUMO

Este trabalho buscou analisar a dinâmica inflacionária no Brasil considerando-o como uma pequena economia aberta e utilizando procedimentos de estimação robustos a identificação fraca. A primeira abordagem consiste em utilizar variáveis pré-determinadas como instrumentos e, a segunda, choques monetários. Em linhas gerais, foi encontrado que choques monetários não conseguem identificar os coeficientes da curva de Phillips Novokynesiana para uma pequena economia aberta com os dados brasileiros. No entanto, ao utilizar instrumentos defasados, os parâmetros foram identificados. Nesta abordagem, constatou-se que as variáveis vinculadas à economia aberta do Brasil tiveram uma influência reduzida ao explicar a inflação atual com dados recentes. No entanto, observou-se que a taxa de câmbio ainda desempenha um papel informativo em relação ao comportamento dos custos marginais.

Palavras-chave: inflação; instrumentos fracos; choques econômicos; Brasil.

ABSTRACT

This paper aimed to analyze the inflationary dynamics in Brazil, considering it as a small open economy and using robust estimation procedures for weak identification. The first approach consists of using predetermined variables as instruments, and the second one involves monetary shocks. In general terms, it was found that monetary shocks cannot identify the coefficients of the New Keynesian Phillips curve for a small open economy using Brazilian data. However, when using lagged instruments, the parameters were identified. In this approach, it was observed that variables related to Brazil's open economy had a reduced influence in explaining current inflation with recent data. Nevertheless, it was noted that the exchange rate still plays an informative role regarding the behavior of marginal costs.

Keywords: inflation; weak instruments; economic shocks; Brazil.

LISTA DE TABELAS

1	Estimativas da CPNK para o Brasil como uma pequena economia aberta - expectativas racionais	26
2	Estimativas da CPNK para o Brasil como uma pequena economia aberta - expectativas de mercado	31
3	Estimativas da CPNK para o Brasil como uma pequena economia aberta com choques monetários - expectativas racionais	33
4	Estimativas da CPNK para o Brasil como uma pequena economia aberta com choques monetários - expectativas esperadas	33

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
2	A EVOLUÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS ATÉ A FORMULAÇÃO NOVO-KEYNESIANA	12
3	MODELO TEÓRICO	14
4	METODOLOGIA	16
4.1	Especificação empírica	16
4.2	Procedimento de estimação utilizando variáveis pré-determinadas	16
4.3	Identificação da CPNK para uma pequena economia aberta utilizando choques de política monetária	19
4.3.1	A estatística AR restrita de Almon	20
4.3.2	O subconjunto da estatística AR restrita de Almon	22
4.4	Medida de choque de política monetária	22
4.5	Dados	23
5	RESULTADOS	25
5.1	Identificação da CPNK para uma pequena economia aberta com instrumentos defasados, dez/2001 - mar/2020	25
5.2	Identificação da CPNK para uma pequena economia aberta com choques monetários Romer-Romer, jan/2004 - dez/2019	32
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	35
	REFERÊNCIAS	35

1 INTRODUÇÃO

A curva de Phillips serve como base para as decisões de política monetária dos bancos centrais ao redor do mundo. Desde a sua primeira versão, sofreu diversas modificações e foi aprimorada ao longo dos anos com o intuito de melhorar o entendimento da dinâmica inflacionária das economias. Mais recentemente, a curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) tem ganhado relevância e vem sendo a mais utilizada para testar as relações empíricas entre inflação e desemprego. O desafio que surge na estimação de equações como a da CPNK é em relação a problemas de endogeneidade, uma vez que possui variáveis não observáveis, como a expectativa de inflação e o hiato do produto, além do termo de erro poder afetar as variáveis por meio de um sistema de equações simultâneas.

A literatura tem lidado com o problema de endogeneidade da CPNK, em geral, empregando Variáveis Instrumentais (VI) e o Método Generalizado dos Momentos (MGM), utilizando as defasagens das variáveis do modelo como instrumentos. Contudo, para que um instrumento seja válido, é necessário que possua exogeneidade e relevância (BARNICHON; MESTERS, 2020). Dessa forma, Stock, Wright e Yogo (2002) apontam que utilizar métodos como MGM e VI para realizar inferência pode resultar em estimativas equivocadas pois, se os instrumentos não são relevantes, isto é, fracos, geralmente, as distribuições amostrais das estatísticas de MGM e VI não são normais (mesmo em grandes amostras) e, assim, as estimativas de pontos, testes de hipóteses e intervalos de confiança são questionáveis.¹

A fim de contornar essa dificuldade, este trabalho segue Dufour, Khalaf e Kichian (2010a, 2010b) ao utilizar um procedimento de estimação baseado na estatística de Anderson-Rubin generalizada, que é robusto a instrumentos fracos.² Além do mais, Dufour (2003) argumenta que esse procedimento é robusto à quantidade de instrumentos e também a instrumentos ausentes. No entanto, apesar de ser adequado independentemente da condição de identificação no modelo, o fato de permitir a inclusão de um número maior de instrumentos, pode levar a uma perda de graus de liberdade e, com isso, o poder do teste em amostras finitas pode ser afetado (DUFOUR; KHALAF; KICHIAN, 2006). Ademais, ao revisitarem a literatura sobre instrumentos fracos em regressões com VI, Andrews, Stock e Sun (2018) recomendam o uso da estatística AR para casos em que o sistema é identificado.

Recentemente, Barnichon e Mesters (2020) propuseram uma nova abordagem de estimação de equações estruturais com problemas de endogeneidade, como a CPNK, ao utilizar choques estruturais como instrumentos. Com isso, eles mostraram que choques de política monetária são válidos na identificação dos parâmetros da curva de Phillips Novo-

¹Mais detalhes sobre a literatura que aborda questões relacionadas a inferência com identificação fraca podem ser vistos em Staiger e Stock (1997), Dufour (1997), Stock e Wright (2000) e Dufour (2003).

²Essa estatística foi desenvolvida por Anderson e Rubin (1949).

Kenesiana proposta por Galí e Gertler (1999). Esse estudo utilizou um procedimento de estimação robusto a instrumentos fracos ao propor uma extensão da estatística AR que resolve o problema em casos sobreidentificados. Duas medidas de choques foram utilizadas por esses autores. A primeira medida é baseada na derivação de Romer e Romer (2004), que consiste no resíduo da estimação da mudança nas taxas de juros sobre previsões de inflação e crescimento do produto. Enquanto a segunda medida de choque utiliza informações de alta frequência do Comitê Federal de Mercado Aberto como em Kuttner (2001).

Para o Brasil, diferentes especificações da curva de Phillips já foram estimadas com o objetivo de analisar a relação da inflação e outras variáveis macroeconômicas, tais como: inflação futura, hiato do produto, custo marginal e taxa de câmbio. A maioria desses trabalhos consideram o Brasil como uma economia fechada, no entanto, distúrbios econômicos que acontecem no resto do mundo têm importância para a elaboração da política monetária, e esses efeitos geralmente são capturados pelas taxas de câmbio.

Areosa e Medeiros (2007) derivam e analisam o comportamento da inflação brasileira caracterizada como uma pequena economia aberta no curto prazo, comparando com as diferenças obtidas ao estudar a dinâmica inflacionária por meio de CPNK para uma economia fechada. Nesse modelo, a relação entre a economia doméstica e a economia externa acontece por meio de movimentos nas taxas de câmbio. Sachsida, Mendonça e Medrano (2011) incluem na estimação de diversas especificações da curva de Phillips taxas de câmbio e encontram, em particular, que o desemprego e o choque cambial não têm importância sobre a inflação corrente medida pelo IPCA. Mazali e Divino (2010) estimam a curva de Phillips Novo-Keynesiana proposta por Blanchard e Galí (2007) e encontram evidências de uma relação negativa entre inflação e desemprego no Brasil, bem como um alto percentual de rigidez do salário real. No entanto, Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) destacam que o efeito do desemprego sobre a inflação não tem importância no longo prazo. Ambos estudos utilizam como meio de estimação o Método Generalizado dos Momentos (MGM).

Com relação a estratégia empírica robusta a instrumentos fracos, Medeiros e Aragon (2017) encontram algumas evidências empíricas para o Brasil ao estimarem duas especificações da curva de Phillips novo-Keynesiana proposta por Galí e Gertler (1999). No entanto, esse trabalho não leva em consideração para explicar os determinantes da dinâmica inflacionária no Brasil variáveis que podem capturar os efeitos do setor externo, como a taxa de câmbio e a inflação externa.

Em síntese, a literatura sobre a estimação robusta a instrumentos fracos é escassa no Brasil. Além disso, esse tipo de procedimento de estimação não foi aplicado em dados brasileiros recentes que mostrem como os efeitos de desvalorizações cambiais e inflação externa podem influenciar a dinâmica da inflação. Aliado a isso, não se observa, em geral,

o uso de choques econômicos como instrumentos para identificar os coeficientes da curva de Phillips.

Nesse contexto, o objetivo deste trabalho foi fornecer estimativas robustas dos parâmetros da curva de Phillips Novo-Keynesiana para uma pequena economia aberta seguindo o modelo proposto por Areosa e Medeiros (2007) e, assim, observar o comportamento da dinâmica inflacionária recente no Brasil.³ Empiricamente, dois procedimentos robustos a instrumentos fracos foram considerados: inicialmente, a abordagem apresentada em Dufour, Khalaf e Kichian (2010a, 2010b); em seguida, a abordagem apresentada por Barnichon e Mesters (2020) utilizando choques monetários como instrumentos.

Além disso, foram consideradas nas estimações a hipótese de expectativas racionais e medidas diretas de expectativas de inflação obtidas de pesquisas realizadas pelo Banco Central do Brasil (BCB) junto aos bancos, consultorias e empresas do setor real. Para o choque de política monetária foi utilizada a medida derivada por Costa (2017) baseada na metodologia de Romer e Romer (2004). Ele estima essa medida de choque utilizando informações divulgadas nos relatórios técnicos das reuniões de política monetária do Banco Central do Brasil.

Além desta introdução, esta dissertação tem a seguinte estrutura: a próxima seção discute brevemente o desenvolvimento da curva de Phillips até os moldes novo-keynesianos; na terceira seção é apresentado o modelo de economia aberta que fundamenta esta pesquisa; a quarta seção mostra a especificação empírica do modelo apresentado na seção anterior, os procedimentos de estimação robustos a instrumentos fracos, é exposto também como a medida de choque monetário é encontrada e, em seguida, exibida a descrição dos dados; a quinta seção discute os resultados obtidos desta pesquisa; a última é composta pelas considerações finais.

³Areosa e Medeiros (2007) derivam uma especificação para uma CPNK em uma pequena economia aberta fundamentando-se no trabalho desenvolvido por Gali e Monacelli (2005).

2 A EVOLUÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS ATÉ A FORMULAÇÃO NOVO-KEYNESIANA

Ao estudar a relação entre a inflação dos salários nominais e o desemprego no Reino Unido em um período de quase cem anos, Phillips (1958) encontrou o que ficou conhecido como curva de Phillips. Ele observou três fatores que validavam a interação entre essas duas variáveis: a relação entre oferta e demanda por mão de obra, a taxa de variação do desemprego e o preço de varejo devido a sua capacidade direta em afetar o poder de compra dos indivíduos. Dessa forma, ele conseguiu chegar numa equação onde o desemprego e a inflação dos salários nominais se relacionavam de forma inversa.⁴

Na década seguinte, Samuelson e Solow (1960) desenvolveram um estudo da curva de Phillips para os Estados Unidos entre o período de 1935 e 1960. Eles identificaram a compatibilidade entre o resultado obtido por eles e a conclusão alcançada pelo Phillips (1958), ou seja, a relação inversa entre a inflação e o desemprego. Nesse sentido, eles propuseram que o *trade-off* entre inflação e desemprego poderia ser utilizado como um instrumento de política econômica, isto é, trocar inflação alta por desemprego baixo e vice-versa. A curva de Phillips básica foi então representada pela seguinte expressão:

$$\pi_t = a - cU_t \quad (1)$$

onde π_t é a inflação no período t e U_t é a taxa de desemprego.

No entanto, essa formulação presumiu que essa relação se manteria estável ao longo do tempo, fato então não observado visto a ocorrência de episódios de inflação e desemprego elevados. A instabilidade dessa relação foi a causa para que o *trade-off* entre inflação e desemprego não pudesse ser tomado como um bom parâmetro de política pelos formuladores de política econômica. Foi nesse sentido que, Phelps (1968) e Friedman (1968) observaram que a curva de Phillips em seu molde original descartava a relevância das expectativas dos indivíduos. Na verdade, o desemprego não poderia ser mantido baixo por muito tempo a um custo de mais inflação, pois os trabalhadores ao perceberem a corrosão do salário real pela inflação pressionam por salários nominais maiores. Assim, as variáveis nominais e reais deveriam ser levadas em consideração.

A partir dessas contribuições, a curva de Phillips sofreu uma modificação, além de ser função da taxa de desemprego, a inflação passou a ser função também de uma expectativa (adaptativa) de inflação e de uma taxa natural de desemprego, isto é, taxa de desemprego em que a inflação permanece estável. Sua representação é dada pela seguinte

⁴Pouco tempo depois, a partir do trabalho desenvolvido pelo Phillips (1958), Lipsey (1960) desenvolve um modelo teórico para representar essa relação.

equação:

$$\pi_t = \pi_{t-1} - a(U_t - U_n) \quad (2)$$

onde π_t denota a inflação no período t , π_t^e é a expectativa de inflação em $t - 1$ e U_n é a taxa natural de desemprego.

Na década de 70 surgiu o debate em torno das expectativas racionais, isto é, aquelas formadas por agentes que não incorrem em erros sistemáticos. Segundo Lucas (1972) apresenta, apenas efeitos de políticas inesperadas poderiam afetar o lado real da economia, como o emprego e o produto. Nesse sentido, as políticas macroeconômicas deixaram de ter uma função importante.

Foi em meio a essa discussão que surgiram os modelos novo-keynesianos. Além de utilizar a hipótese de expectativas racionais, encontraram em fundamentos microeconômicos uma resposta para que a política monetária tivesse influência na economia real ao menos no curto prazo.

Foi na década de 90 que Roberts (1995) apresentou os seguintes modelos Novo-Keynesianos: o modelo de contratos escalonados de Taylor (1980) e Taylor (1989), o modelo de contratos escalonados de Calvo (1983) e o modelo quadrático de ajuste de preços de Rotemberg (1982). A formulação desses modelos é semelhante à curva de Phillips desenvolvida por Friedman (1968) e Phelps (1968). No entanto, nesse caso, os modelos retratados consideram preços rígidos que dependem do tempo, isto é, modelos em que as empresas estabelecem seus preços por períodos de tempo fixos. Essa formulação permitiu que a política monetária pudesse atingir variáveis reais no curto prazo.

Em ambos os modelos citados se chega em uma equação semelhante à curva de Phillips aumentada de expectativas. O fato dos preços serem rígidos nesses modelos é importante para entender como o comportamento dos preços no futuro tem influência na determinação dos preços correntes. Roberts (1995) chega na seguinte especificação da curva de Phillips Novo-Keynesiana:

$$\Delta p_t - E_t \Delta p_{t+1} = c_0 + \kappa y_t + v_t \quad (3)$$

onde p_t é o nível de preços, $E_t \Delta p_{t+1}$ é a expectativa de preços futuros, c_0 e κ são constantes, y_t é o nível de produção e v_t um termo de erro.

3 MODELO TEÓRICO

Este trabalho tem respaldo teórico no modelo para a inflação em uma economia aberta derivado por Areosa e Medeiros (2007) e estimado para a economia brasileira. A estrutura desse modelo para a economia aberta fundamenta-se em Campos e Nakane (2003) e Gali e Monacelli (2005).⁵

Segundo a estrutura do modelo, um país representa a economia doméstica (H) e o outro a economia externa (F), onde ambas as famílias consomem bens internos e importados. Da perspectiva da demanda, a família representativa busca maximizar a seguinte função de utilidade

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\mu(C_t; \xi_t) - \nu(H_t(i); \xi_t)] \right\} \quad (4)$$

em que E_0 é o operador de expectativa condicional ao tempo zero, $\beta \in (0, 1)$ representa o fator de desconto intertemporal, $\mu(C_t; \xi_t)$ é uma função côncava e crescente que caracteriza a utilidade instantânea do indivíduo consumir o índice de consumo agregado (C_t) para todos os valores positivos de ξ_t (choque exógeno). Por outro lado, a função $\nu(H_t(i); \xi_t)$ representa a desutilidade de fornecer a quantidade de trabalho do tipo i , $H_t(i)$, fornecida pelos indivíduos. Essa última função é convexa e crescente para cada valor possível de ξ_t .

Por outro lado, as firmas produzem em um mercado sob concorrência monopolística com tecnologia de produção dada por

$$Y_t(i) = A_t f(H_t(i)) \quad (5)$$

onde $Y_t(i)$ é a demanda do bem i , A_t é um fator exógeno variável no tempo e positivo e $f(\cdot)$ é côncava.

Areosa e Medeiros (2007) consideram um ajustamento de preços em que as firmas modificam apenas uma parcela dos preços a cada período, tendo uma probabilidade $1 - \varphi$ disso ocorrer, em que $0 < \varphi < 1$.⁶ A partir da solução dos problemas da família e da firma juntamente com essa suposição de ajustamento de preços, os autores chegam na Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) para uma economia fechada e também para uma economia aberta.⁷ Além disso, eles também chegam em um modelo para uma pequena aberta que é considerado quando a economia interna tem participação relativamente pe-

⁵Gali e Monacelli (2005) desenvolvem uma estrutura para economia aberta ao expandir um modelo *Dynamic stochastic general equilibrium (DSGE)*, focando na política monetária e flutuação da taxa de câmbio.

⁶Essa modelagem de ajustamento de preços foi desenvolvida por Calvo (1983).

⁷No caso da economia fechada, a inflação é função do custo marginal real (ou hiato do produto) e das expectativas futuras da inflação, já num cenário de existência de abertura econômica, a inflação passa a depender também de movimentos na taxa de câmbio (AREOSA; MEDEIROS, 2007).

quena ao mercado internacional, onde ζ é uma constante que mede o grau de abertura econômica no modelo.

Finalmente, Areosa e Medeiros (2007) fazem mais uma suposição: um ajustamento de preços pelas empresas com base na inflação passada, sendo $\lambda \in [0, 1)$ o coeficiente de indexação, mas mantendo também o ajustamento de preços *a la Calvo*. Essa suposição é necessária devido à inércia inflacionária e sua observação na realidade. Como resultado, os autores conseguem chegar na seguinte especificação para a Curva de Phillips Novo-keynesiana em uma pequena economia aberta:

$$\pi = \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 x_t + \phi_3 E_t \pi_{t+1} + \phi_4 \Delta q_{t-1} + \phi_5 \Delta q_t + \phi_6 \Delta E_t \Delta q_{t+1} \quad (6)$$

onde $\phi_1 = \frac{\lambda}{1+\beta\lambda}$, $\phi_2 = \left(\frac{1-\zeta}{1+\beta\lambda}\right) \left[\frac{(1-\varphi\beta)(1-\varphi)}{\varphi}\right]$, $\phi_3 = \frac{\beta}{1+\beta\lambda}$, $\phi_4 = -\left(\frac{\lambda\zeta}{1+\beta\lambda}\right)$, $\phi_5 = \zeta$ e $\phi_6 = -\left(\frac{\beta\zeta}{1+\beta\lambda}\right)$. Nesse caso, os coeficientes $\phi_1, \phi_2, \phi_3, \phi_4, \phi_5, \phi_6$ são uma função dos parâmetros estruturais da economia. π_{t-1} representa a inflação passada, x_t pode ser representada pelo hiato do produto ou o hiato do desemprego, $E_t \pi_{t+1}$ denota as expectativas futuras para a inflação. $q_t \equiv e_t + p_t^*$ é a taxa de câmbio real, em que e_t denota a taxa de câmbio nominal e p_t^* a inflação externa.

4 METODOLOGIA

Nesta seção, as duas diferentes abordagens metodológicas robustas a problemas de identificação são apresentadas: a primeira, cuja finalidade é encontrar os parâmetros estruturais da CPNK para uma pequena economia aberta utilizando instrumentos pré-determinados; e a segunda abordagem, que permite encontrar diretamente os coeficientes da Curva de Phillips Novo-Keynesiana para uma pequena economia aberta por meio de choques de política monetária.

4.1 Especificação empírica

Na equação (6) pode-se substituir as variáveis latentes pelas suas observações, ou seja, $E_t\pi_{t+1} = \pi_{t+1} + e_{t+1}$ e $E_t\Delta q_{t+1} = \Delta q_{t+1} + v_{t+1}$, em que e_{t+1} e v_{t+1} representam termos de erro de previsão. Além disso, ao adicionar um termo de erro (u_t), tem-se o seguinte modelo empírico a ser estimado:

$$\pi_t = \phi_1\pi_{t-1} + \phi_2x_t + \phi_3\pi_{t+1} + \phi_4\Delta q_{t-1} + \phi_5\Delta q_t + \phi_6\Delta q_{t+1} + u_t \quad (7)$$

Dadas essas substituições, pode-se observar o problema de endogeneidade devido às expectativas de inflação e taxa de câmbio não observadas. Além disso, outras fontes de endogeneidade podem ser destacadas aqui, uma vez que há possibilidade de erros de medição na variável x_t (como o hiato do produto) por não se conseguir observar seus níveis naturais. Por último, há possível endogeneidade da variação cambial em t e da inflação em $t - 1$ (inflação em períodos anteriores também podem ser consideradas como endógenas por causa de resíduos autocorrelacionados).

4.2 Procedimento de estimação utilizando variáveis pré-determinadas

A partir do procedimento robusto a identificação proposto por Dufour, Khalaf e Kichian (2010a, 2010b) é possível encontrar os parâmetros estruturais da CPNK para uma pequena economia aberta. Para verificar isso, tome a equação (7) representada da seguinte forma:

$$y = Y\Gamma(\Theta \mid \Omega) + u \quad (8)$$

em que y é um vetor $T \times 1$ das observações sobre π_t , Y é uma matriz $T \times 6$ das observações sobre π_{t-1} , x_t , π_{t+1} , Δq_{t-1} , Δq_t e Δq_{t+1} , u é um vetor $T \times 1$ sobre o termo de erro (u_t). Ainda, tem-se que $\Theta = (\zeta, \lambda, \varphi)'$ e $\Omega = (\beta)'$, sendo $\Gamma(\cdot \mid \cdot)$ uma função que liga os parâmetros reduzidos aos parâmetros estruturais cujo o objetivo é estimá-los sujeitos à

calibração de β , ou seja

$$\Gamma(\Theta, \Omega) = \begin{bmatrix} \lambda/(1 + \beta\lambda) \\ \left(\frac{1-\zeta}{1+\beta\lambda}\right) \left[\frac{(1-\varphi\beta)(1-\varphi)}{\varphi}\right] \\ \beta/(1 + \beta\lambda) \\ \lambda\zeta/(1 + \beta\lambda) \\ \zeta \\ \beta\zeta/(1 + \beta\lambda) \end{bmatrix}.$$

Na condição de ortogonalidade proposta por Areosa e Medeiros (2007) para a estimação do modelo pelo Método Generalizado dos Momentos, não foi considerado o parâmetro composto pois não foi possível identificá-lo. Como a estimação resultante baseada na estatística AR generalizada é utilizada aqui como *benchmark* para comparação, então o parâmetro composto também não foi considerado.

Diferentemente do procedimento de estimação tradicional, o método robusto a identificação generalizado de Anderson-Rubin consiste inicialmente em construir um conjunto de confiança com nível $1 - \alpha$ para o conjunto de parâmetros a serem encontrados $(\zeta, \lambda, \varphi)$ e, então, uma estimativa pontual é encontrada dentro desse conjunto. Esse método também pode ser interpretado como uma inversão do teste robusto a identificação relacionado a hipótese nula

$$H_0 : \Theta = \Theta_0$$

em que Θ_0 representa os valores conhecidos.

A "inversão" do teste associado a H_0 pode ser vista da seguinte forma: os intervalos de confiança invertem, a um nível α , para cada parâmetro de Θ , a estatística $t(\hat{\Theta})$ criando os conjuntos de confiança, cada um com um nível $1 - \alpha$.⁸ Essa região de confiança é construída por meio de uma pesquisa de grade para os quais os valores de Θ são maiores do que o nível α de significância, ou seja, valores de ζ, λ, φ que não são rejeitados ao nível α pelo teste AR.

Dufour, Khalaf e Kichian (2010a) apontam que, por serem derivadas supondo identificação completa, as fórmulas geralmente utilizadas para as estatísticas $t(\hat{\Theta})$ são inadequadas, assim como intervalos de confiança são imprecisos. Ao contrário, a estatística AR generalizada é robusta a fraca identificação, pois esse teste deixa de exigir identificação completa na medida em que o procedimento passa a não enfrentar problemas de endogeneidade.

Veja que, uma das condições para um instrumento ser considerado bom é sua exogeneidade, como já comentado anteriormente. Para mostrar como essa condição é

⁸Na metodologia tradicional de estimação, primeiro é encontrada a estimativa pontual e, só depois, os intervalos de confiança para cada estimativa são construídos.

satisfeita, considere testar a hipótese $H_0 : \Theta = \Theta_0$, então aplique a função $\Gamma(\Theta | \Omega)$ a fim de obter $\Gamma(\Theta_0 | \Omega)$, reorganize (8) para chegar em

$$\underbrace{y - Y\Gamma(\Theta_0 | \Omega)}_{y^*(\Theta_0|\Omega)} = u \quad (9)$$

e admita o seguinte modelo:

$$\underbrace{y^*(\Theta_0 | \Omega)}_u = X\varpi + \epsilon \quad (10)$$

onde X é a matriz de instrumentos e ϖ denota seus respectivos coeficientes.

Especificamente, neste procedimento é construído um intervalo de valores para $\Theta = (\zeta, \lambda, \varphi)$, onde esses valores compreendem os espaços de cada parâmetro (cada um está em um intervalo de 0 a 1). O objetivo então é construir um intervalo onde não é possível rejeitar a H_0 ao nível de significância α e, não rejeitar essa hipótese implica que a equação (8) é válida.

Dado o modelo (10), a hipótese H_0 pode ser testada por meio da hipótese alternativa $H'_0 : \varpi = 0$. Ou seja, se H_0 é verdadeira, então $u_t = X\varpi + \epsilon$. Sendo os coeficientes ϖ estatisticamente iguais a zero, tem-se que os instrumentos são exógenos. A estatística que testa os coeficientes dos instrumentos é a estatística AR de Anderson e Rubin (1949) e é dada por:

$$AR(\Theta_0|\Omega) = \frac{y^*(\Theta_0|\Omega)'(I - M)y^*(\Theta_0|\Omega)/(k + 1)}{y^*(\Theta_0|\Omega)'My^*(\Theta_0|\Omega)/(T - k - 1)} \quad (11)$$

em que $M = I - X(X'X)^{-1}X'$.

A fim de contornar problemas de autocorrelação e heterocedasticidade, utiliza-se um teste baseado na estatística tipo-Wald com matriz de covariância robusta a esses problemas de Newey e West (1987), então a estatística é agora dada por:

$$AR_{HAC}(\Theta_0|\Omega) = y^*(\Theta_0|\Omega)'X(X'X)^{-1}\hat{Q}(\Theta_0|\Omega)^{-1}X'y^*(\Theta_0|\Omega) \quad (12)$$

$$\hat{Q}(\Theta_0|\Omega) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2(\Theta_0|\Omega)X_tX_t' + \frac{1}{T} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T w_l \hat{u}_t(\Theta_0|\Omega)\hat{u}_{t-l}(\Theta_0|\Omega)(X_tX_{t-l}' + X_{t-l}X_t')$$

em que $w_l = 1 - (l/(L+1))$, $\hat{u}_t(\Theta_0|\Omega)$ representa o resíduo de mínimos quadrados ordinários (MQO) e L é o número de defasagens matriz de covariância.

Dessa forma, a cada combinação dos parâmetros ζ , λ e φ , a regressão (10) será estimada por MQO e a estatística $AR_{HAC}(\vartheta_0|\Omega)$ calculada. Visto isso, observa-se que o problema de identificação é resolvido.

4.3 Identificação da CPNK para uma pequena economia aberta utilizando choques de política monetária

Barnichon e Mesters (2020) argumentam que sequências de choques passados podem ser utilizados como instrumentos para identificar coeficientes de algumas equações macroeconômicas. Essas equações influenciam diretamente na escolha do tipo de choque que deverá ser utilizado para identificá-las. Isto é, no caso de uma equação de oferta agregada, choques de demanda agregada terão êxito na identificação de seus coeficientes estruturais e vice-versa.

Sendo assim, uma curva de Phillips Novo-Keynesiana pode ter seus coeficientes identificados ao utilizar como instrumentos choques de política monetária. Essa identificação é dada como impulsos-resposta das variáveis agregadas macroeconômicas aos choques. Para compreender como isso funciona, tome a curva de Phillips para uma pequena economia aberta da equação (7) e considere $\varepsilon_{t:t-H}^m \equiv (\varepsilon_t^m, \dots, \varepsilon_{t-H}^m)$ como sendo uma *proxy* de um choque de política monetária.⁹ Então, as seguintes condições devem ser satisfeitas¹⁰:

$$\text{Exogeneidade} : \mathfrak{R}_h^u = 0, \forall h = 0, \dots, H$$

$$\text{Relevância} : [\mathfrak{R}_{h-1}^\pi, \mathfrak{R}_{h+1}^\pi, \mathfrak{R}_h^x, \mathfrak{R}_{h-1}^q, \mathfrak{R}_h^q, \mathfrak{R}_{h+1}^q]_{h=0}^H$$

em que $\mathfrak{R}_h^j$, para $j_t = u, \pi, x, q$, é o impulso-resposta de j_t ao choque ε_{t-h}^m .

Pela condição de exogeneidade, pode-se observar que, se os valores encontrados para os parâmetros das variáveis macroeconômicas são os verdadeiros, então o impulso-resposta do u_t ao choque deve ser zero. Por outro lado, se os choques são instrumentos relevantes, então os impulsos-resposta das variáveis são linearmente independentes.

Pode-se ver como os coeficientes das variáveis macroeconômicas são recuperados por meio das funções de impulso-resposta aos choques multiplicando a equação (7) por ε_{t-h}^m e aplicando as expectativas em ambos os lados, como a seguir:

$$\begin{aligned} E(\pi_t \varepsilon_{t-h}^m) &= \phi_1 E(\pi_{t-1} \varepsilon_{t-h}^m) + \phi_2 E(x_t \varepsilon_{t-h}^m) + \phi_3 E(\pi_{t+1} \varepsilon_{t-h}^m) + \phi_4 E(\Delta q_{t-1} \varepsilon_{t-h}^m) + \\ &\quad \phi_5 E(\Delta q_t \varepsilon_{t-h}^m) + \phi_6 E(\Delta q_{t+1} \varepsilon_{t-h}^m) + E(u_t \varepsilon_{t-h}^m) \end{aligned}$$

⁹Barnichon e Mesters (2020) explicam que choques estruturais não são diretamente observados e, por esta razão, *proxies* são utilizadas.

¹⁰Como apresentando em Barnichon e Mesters (2020), por motivos de ilustração, essas condições são escritas levando em consideração a estacionariedade das variáveis, a não autocorrelação dos choques e ainda que as variáveis macroeconômicas e o termo de erro da equação de interesse podem ser escritos como funções lineares dos choques.

$$\mathfrak{R}_h^\pi = \phi_1 \mathfrak{R}_{h-1}^\pi + \phi_2 \mathfrak{R}_{h+1}^\pi + \phi_3 \mathfrak{R}_h^x + \phi_4 \mathfrak{R}_{h-1}^q + \phi_5 \mathfrak{R}_h^q + \phi_6 \mathfrak{R}_{h+1}^q, \forall h = 0, \dots, H \quad (13)$$

A equação (13) mostra que os coeficientes da curva de Phillips podem ser identificados por meio de uma regressão dos impulsos-resposta das variáveis de resultado (BARNICHON; MESTERS, 2020).

Então, representando a equação (7) na forma matricial, tem-se que:

$$\pi_t = w_t' \delta + u_t \quad (14)$$

onde $w_t = (\pi_{t-1}, x_t, \pi_{t+1}, q_{t-1}, q_t, q_{t+1})'$ e $\delta = (\phi_1, \phi_2, \phi_3, \phi_4, \phi_5, \phi_6)'$.

Uma solução para estimar δ é o método dos momentos, como apontam Barnichon e Mesters (2020). No entanto, essa abordagem não é robusta a instrumentos fracos e a grande quantidade de instrumentos. A fim de contornar essas dificuldades, este trabalho considera a abordagem de inferência robusta a instrumentos fracos e a perspectiva de impulso resposta com o intuito de diminuir o número de instrumentos válidos como em Barnichon e Mesters (2020).

4.3.1 A estatística AR restrita de Almon

Para mostrar como funciona o procedimento metodológico que fundamenta este trabalho, considere testar a hipótese $H_0 : \delta = \delta_0$ e assuma o seguinte modelo

$$\pi_t - w_t' \delta_0 = \underbrace{\theta' \varepsilon_{t-h}^m + \eta_t}_{u_t} \quad (15)$$

onde θ é uma matriz $(H+1) \times 1$ que representa uma função dos impulsos-resposta (antes denotado por $\mathfrak{R}$) do resíduo u_t para as *proxies* ε_{t-h}^m e η_t é um termo de erro. A condição de exogeneidade implica que $\theta = 0$, ou seja, que os choques utilizados como instrumentos não têm correlação com o termo de erro da equação (14). Dessa forma, H_0 pode ser testada por meio da hipótese alternativa $H_0' : \theta = 0$. Isso significa que, se os coeficientes de θ forem estatisticamente iguais a zero, então $u_t = \pi_t - w_t' \delta_0$ e os valores assumidos para δ são de fato verdadeiros. A proposta deste método é realizar um teste F , a fim de testar os coeficientes dos instrumentos por meio da estatística AR desenvolvida por Anderson e Rubin (1949) e dada por

$$AR[\delta_0] = \hat{\theta}' \hat{\Sigma}_\theta^{-1} \hat{\theta} \quad (16)$$

onde $\hat{\theta}$ é a estimativa de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) da equação (15) e $\hat{\Sigma}_\theta$ algum estimador robusto a heterocedasticidade e autocorrelação da variância de $\hat{\theta}$.

No entanto, Andrews, Stock e Sun (2018) argumentam que a estatística AR é apropriada no caso de uma regressão identificada. Para atingir o caso em que o número de instrumentos é igual ao número de regressores endógenos, segue-se Barnichon e Mesters (2020) que retornam à Almon (1965) e parametrizam os componentes do IR como a função polinomial a seguir

$$\theta_h = a + bh + ch^2 + dh^3 + eh^4 + fh^5, \forall h = 0, \dots, H \quad (17)$$

em que a, b, c, d, e e f são os coeficientes polinomiais.¹¹ Por essa perspectiva objetiva-se diminuir a distorção da estatística AR.

Dada a parametrização, a equação (15) pode ser reescrita como

$$\pi_t - w_t' \delta_0 = \theta_a' z_t^m + \eta_t \quad (18)$$

onde os coeficientes de Almon são dados por $\theta_a = (a, b, c, d, e, f)'$ e

$$z_t^m = \left(\sum_{h=0}^H \varepsilon_{t-h}^m, \sum_{h=0}^H h \varepsilon_{t-h}^m, \sum_{h=0}^H h^2 \varepsilon_{t-h}^m, \sum_{h=0}^H h^3 \varepsilon_{t-h}^m, \sum_{h=0}^H h^4 \varepsilon_{t-h}^m, \sum_{h=0}^H h^5 \varepsilon_{t-h}^m \right)'.$$

Como z_t^m é uma função linear dos choques de política monetária, ele acaba por receber as características exógenas de $\varepsilon_{t:t-H}^m$, ou seja, $E(z_t^m(\pi_t - w_t' \delta_0)) = 0$, mantendo válida a abordagem. Então, a restrição de Almon faz com que o número de instrumentos se iguale ao número de variáveis endógenas e, como apontam Chernozhukov, Hansen e Jansson (2009), a estatística de Anderson e Rubin (1949) poderá ser utilizada sem mais problemas.

Sendo assim, Barnichon e Mesters (2020) propõem a estatística AR restrita de Almon (1965) dada por

$$AR_a[\delta_0] = \hat{\theta}_a' \hat{\sum}_{\theta_a}^{-1} \hat{\theta} \quad (19)$$

onde

$$\hat{\theta}_a = \left(\sum_{H+1}^n z_t^m z_t^{m'} \right)^{-1} \sum_{H+1}^n z_t^m (\pi_t - w_t' \delta_0), \hat{\sum}_{\theta_a} = \left(\sum_{H+1}^n z_t^m z_t^{m'} \right)^{-1} \hat{s}_u^2$$

em que $\hat{s}_u^2$ representa uma estimativa consistente a heterocedasticidade e autocorrelação, calculada com base em Andrews (1991). Essa estatística pode ser utilizada tanto quando H é grande em relação ao tamanho da amostra, quanto nos casos de *proxies* fracas para a realidade.¹² Os conjuntos de confiança para os coeficientes em δ são calculados invertendo a estatística AR_a para os diferentes valores θ_0 testados.

¹¹ Apesar da possibilidade de funções alternativas para θ_h existirem, a polinomial é preferível por manter o problema de estimação linear (BARNICHON; MESTERS, 2020).

¹² Para prova detalhada, ver Barnichon e Mesters (2020).

Vale ainda destacar que a restrição de Almon também pode ser utilizada para reduzir o número de instrumentos ao se considerar estimadores de momento padrão (BARNICHON; MESTERS, 2020). Esse estimador de momento restrito de Almon pode ser apresentado pela expressão abaixo:

$$\hat{\delta}_a^{VI} = S_{zw}^{-1} s_{zy} \quad (20)$$

onde $S_{zw} = \frac{1}{n} \sum_{t=H+1}^n z_t^i w_t^i$ e $s_{zy} = \frac{1}{n} \sum_{t=H+1}^n z_t^i y_t^i$. Então, nesse caso, tem-se um cenário exatamente identificado, logo, a matriz de ponderação se cancela.

Dada a exata identificação, a perturbação causada por muitos instrumentos é resolvida, mas esse estimador não é robusto para instrumentos fracos. Por este motivo, o procedimento fundamenta-se na estatística $AR_a[\delta_0]$.

4.3.2 O subconjunto da estatística AR restrita de Almon

Barnichon e Mesters (2020) também trabalharam numa estatística AR para o subconjunto de parâmetros. A proposta foi justamente obter um conjunto de confiança restrito a um determinado parâmetro, independente dos outros parâmetros. Dessa forma, divide-se os parâmetros como $\delta = (\gamma', \varsigma')'$ e testa-se a hipótese $H_0 : \gamma = \gamma_0$ considerando ς como sendo parâmetros de incômodo, isto é, parâmetros que não são identificados sob a hipótese nula. Então, a fim de testar H_0 , eles propõem a estatística AR restrita de Almon, considerando

$$AR_{a,s}[\gamma_0] = \min_{\varsigma \in R^{dim(\varsigma)}} AR_a[(\gamma_0', \varsigma_0')'] \quad (21)$$

A equação (21) mostra que a estatística AR de subconjunto é calculada minimizando $AR_a[(\gamma_0', \varsigma_0')']$ com relação a ς e, logo após, $AR_{a,s}[\gamma_0]$ é comparada com os valores críticos da distribuição $\chi^2(dim(\gamma))$ (BARNICHON; MESTERS, 2020).

4.4 Medida de choque de política monetária

Os choques de política monetária foram estimados conforme Costa (2017) utilizando informações dos relatórios técnicos das reuniões do Comitê de Política Monetária (COPOM) do Banco Central do Brasil.¹³ A partir desses relatórios, Costa (2017) constrói projeções para PIB e inflação e faz uma regressão da mudança na taxa de juros (Selic) em função das previsões por ele obtidas. O resíduo dessa regressão é considerado como o choque de política monetária.

¹³Os relatórios técnicos de conjuntura do COPOM só podem ser divulgados quando passados quatro anos da realização da reunião amparados pela Lei de Acesso à Informação (BRASIL, 2011). Por este motivo, essas informações só estão disponíveis até maio de 2017.

Costa (2017) deriva esse choque motivado pela abordagem narrativa de Romer e Romer (2004), que estima a seguinte regressão:

$$\Delta f f_m = \sigma + \omega f f b_m + \sum_{i=-1}^2 \varrho_i \Delta y_{mi} + \sum_{i=-1}^2 \rho_i (\Delta y_{mi} - \Delta y_{mi-1,i}) + \sum_{i=-1}^2 \Psi_i \pi_{mi} + \sum_{i=-1}^2 \vartheta_i (\pi_{mi} - \pi_{mi-1,i}) + \varepsilon_m \quad (22)$$

onde $\Delta f f_m$ é a mudança na taxa dos fundos federais nos EUA na reunião m , $f f b_m$ é o nível da taxa antes da reunião m , π e Δy representam as projeções de inflação e crescimento real do PIB, respectivamente.

Costa (2017) estima essa regressão para o Brasil. A partir das informações dos relatórios, ele cria séries ponderando projeções do ano corrente e o próximo, de modo que a previsão para a taxa de inflação e crescimento do PIB utilizadas na estimação proposta por Romer e Romer (2004) é construída da seguinte forma:

$$prevpond_{j+1}(mês_i ano_j) = \left(\frac{12 - mês}{12} \right) \times prev(ano_j) + \left(\frac{mês}{12} \right) \times prev(ano_{j+1}) \quad (23)$$

4.5 Dados

Os dados utilizados nesta pesquisa foram coletados no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV), Banco Central do Brasil (BCB) e *Federal Reserve Economic Data (FRED)*. A estimação da especificação da CPNK para uma pequena economia aberta foi realizada usando dados mensais. Como duas metodologias foram utilizadas neste estudo e diferentes variáveis instrumentais, duas periodicidades foram consideradas, a saber: novembro de 2001 a março de 2020 e janeiro de 2004 a dezembro de 2019.

Para o primeiro período considerado, os dados têm início em novembro de 2001 em virtude da medida utilizada para expectativa futura da taxa de câmbio e termina em março de 2020 para não considerar na análise o período de pandemia de Covid-19 que sucedeu.¹⁴ O motivo para o segundo período analisado (janeiro de 2004 a junho de 2019) é devido à disponibilidade da série de choques de política monetária disponibilizados pelo autor de Costa (2017).

Para a inflação (π_t) foi utilizada a variação mensal do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) obtido junto ao IBGE.¹⁵ A medida direta utilizada para expectativa

¹⁴O BCB só começou a recolher as informações das expectativas de mercado a partir de novembro de 2001.

¹⁵Os dados referentes a variação mensal do IPCA se encontram especificamente na tabela 1737 no *site* do IBGE.

futura de inflação (π_{t+1}) é dada pelo último dia do mês das expectativas diárias para a inflação do próximo mês que são coletadas pelo BCB.

Duas medidas foram utilizadas para a variável x_t , a saber: o custo marginal e o hiato do produto. Assim como em Areosa e Medeiros (2007) a medida de custo marginal é dada pela multiplicação das séries de rendimento pessoal nominal e população ocupada, obtidas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) divulgada pelo IBGE, e pela divisão desse resultado pela série mensal do PIB do BCB. A segunda medida é o hiato do produto, correspondendo a um modelo de tendência linear para o log do índice de PIB com a série de PIB já ajustada sazonalmente fornecida pelo IBRE/FGV.

Para a taxa real de câmbio, q_t , foi utilizada a taxa de câmbio nominal R\$/US\$ de fim de período fornecida pelo BCB e inflação externa medida pelo índice de preços ao consumidor para todos os consumidores urbanos obtido junto ao *FRED*. Da mesma forma, para a construção da expectativa futura da taxa de câmbio, q_{t+1} , foi utilizada os dados do último dia do mês das expectativas diárias para a taxa de câmbio do próximo mês coletadas pelo BCB e uma medida de inflação externa esperada obtida no site do *FRED*.

No que se refere aos instrumentos utilizados, seguindo a metodologia Barnichon e Mesters (2020) foi utilizado aqui os choques de política monetária fornecido pelo Costa (2017). Para o horizonte de choques, Barnichon e Mesters (2020) utilizaram $H = 20$ com dados trimestrais, compreendendo um horizonte de cinco trimestres. Neste trabalho, que faz uso de dados mensais, foi utilizado $H = 12$.

Por fim, ao utilizar o procedimento baseado na estatística AR tradicional, foram utilizados como instrumentos cinco defasagens do IPCA, duas defasagens do custo marginal, duas defasagens do hiato do produto e a mais duas defasagens da inflação de salários (dada pela variação do rendimento pessoal nominal). Além disso, foram consideradas também movimentos da taxa de câmbio nominal mais a inflação externa dos EUA (cinco defasagens).¹⁶ Ademais, as variáveis que apresentaram sazonalidade foram ajustadas pelo método X12-ARIMA antes das estimações.

¹⁶A escolha desses instrumentos segue a mesma ideia utilizada por Areosa e Medeiros (2007) a fim de comparação com os resultados por eles obtidos.

5 RESULTADOS

Nesta seção, são apresentados os resultados das estimações das especificações da CPNK para uma pequena economia aberta. Primeiro, são apresentados os resultados da estimação com os instrumentos defasados e, com isso, foi possível obter diretamente os parâmetros estruturais do modelo. Num segundo momento, são expostos os resultados da estimação da CPNK na forma reduzida e considerando os choques de política monetária como instrumentos.

5.1 Identificação da CPNK para uma pequena economia aberta com instrumentos defasados, dez/2001 - mar/2020

Os resultados a seguir referem-se a especificação da CPNK para o Brasil como uma pequena economia aberta com o conjunto de instrumentos pré-determinados, a saber: cinco defasagens da inflação, duas defasagens do custo marginal, duas defasagens do hiato do produto, duas defasagens da inflação de salários e cinco defasagens da taxa de câmbio nominal mais a inflação externa dos EUA.¹⁷

Antes das estimações, o fator de desconto subjetivo (β) foi ajustado em 0,99 assim como em Castro et al. (2015) e Carvalho e Vilela (2015). Além disso, para o grau de indexação da economia (λ), a fração de firmas que não ajustam os preços (φ) e o parâmetro de grau de abertura da economia (ζ), foi considerado um intervalo de pesquisa de (0,01; 0,99) com incrementos de 0,01.

As tabelas a seguir mostram os resultados da estimação da CPNK para uma economia aberta na forma estrutural, considerando duas variáveis diferentes para o nível de atividade real da economia: o custo marginal e o hiato do produto. Além dos parâmetros estruturais, também estão presentes os parâmetros reduzidos que se originaram das estimativas dos parâmetros estruturais. Os intervalos de confiança dos parâmetros e o *p-valor* da estatística AR-HAC são relatados para todas as estimativas.

A Tabela 1 mostra o resultado da estimação dos parâmetros da CPNK para o Brasil como uma pequena economia aberta. Este resultado leva em consideração em um primeiro momento expectativas racionais para os indivíduos. Para ambas as variáveis representantes do nível de atividade real da economia (custo marginal e hiato do produto) foram encontrados os maiores *p*-valores para a estatística $AR_{HAC}(\Theta_0|\Omega)$ superando o nível de significância de 5%, mostrando que os resultados obtidos das estimativas foram estatisticamente significativos.

¹⁷A ordem das defasagens está em conformidade com Areosa e Medeiros (2007).

Tabela 1: Estimativas da CPNK para o Brasil como uma pequena economia aberta - expectativas racionais

x_t	Parâmetros estruturais			Parâmetros reduzidos						AR-HAC:
	φ	λ	ζ	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	ϕ_5	ϕ_6	Max p -valor
Cmg	0.99 (0.91;0.99)	0.63 (0.30;0.90)	0.01 (0.01;0.02)	0.387 (0.23;0.47)	0.00008 (0.00;3.44)	0.612 (0.52;0.77)	-0.004 (-0.009;-0.002)	0.01 (0.01;0.02)	-0.006 (-0.01;-0.005)	0.0776
$Hiato$	0.99 (0.96;0.99)	0.64 (0.32;0.90)	0.01 (0.01;0.02)	0.391 (0.24;0.47)	0.00008 (0.000;0.001)	0.608 (0.52;0.75)	-0.004 (-0.009;-0.002)	0.01 (0.01;0.02)	-0.006 (-0.013;-0.005)	0.0763

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Max p -valor se refere ao maior p -valor encontrado para a estatística $AR_{HAC}(\Theta_0|\Omega)$ para as estimativas obtidas na tabela. Todos os testes $AR_{HAC}(\Theta_0|\Omega)$ foram realizados para um nível de significância de 5%. Cinco defasagens foram usadas na matriz de covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey-West.

Os resultados na Tabela 1 indicam que uma grande parcela das firmas não ajustam seus preços num dado mês e mostra um grau de indexação relativamente médio. Além disso, os resultados indicam para um baixo grau de abertura econômica no Brasil.

Especificamente, o parâmetro φ indica que uma proporção de 99% das firmas mantém seus preços constantes mensalmente. Esse valor foi obtido nas estimações considerando o custo marginal e o hiato do produto. Por meio disso, foi possível encontrar a frequência média de ajuste de preços dada por $\frac{1}{1-\varphi}$. Dado o valor obtido de 0.99, essa frequência foi estimada em cerca de oito anos.

Esse valor é alto e incompatível com a economia brasileira. Areosa e Medeiros (2007) encontram valores que vão de 0.94 a 0.96 dependendo da especificação utilizada. No entanto, quando levam em consideração os erros-padrão observados, encontram um parâmetro mínimo próximo a 0.90, resultando em um período médio de 10 meses de ajuste dos preços. Ou seja, um período de tempo mais razoável. Medeiros e Aragon (2017) ao utilizarem a mesma metodologia de estimação, mas considerando uma economia fechada, chegaram a encontrar para o parâmetro de calvo valores que variaram de 0.90 a 0.99 e, conseqüentemente, uma frequência de ajuste de preços cujo resultado foi semelhante a alguns trabalhos que utilizam modelos DSGE, como Carvalho e Vilela (2015) e Castro et al. (2015).

O parâmetro λ mostra que cerca 63% da inflação passada é transferida para os preços quando o custo marginal representa a atividade real da economia e 64% quando o hiato do produto é considerado. Para ambos os casos, esse resultado é relativamente preciso, visto que o conjunto de confiança parte do limite inferior 0.30 e atinge 0.90 para a especificação com o custo marginal e vai de 0.32 a 0.90 com o hiato do produto. Areosa e Medeiros (2007) encontram valores menores para a economia brasileira no período de 1995 a 2005, variando de 0.24 a 0.57.

Quando comparado com os resultados obtidos para uma economia fechada, os valores encontrados para λ são ligeiramente menores, isto é, a inflação passada tem um peso menor no ajuste de preços. Medeiros e Aragon (2017) chegam a encontrar que cerca de 69% das empresas ajustam seus preços com base na inflação passada. De qualquer forma, esse resultado ainda permite afirmar que a especificação para a CPNK não é totalmente voltada para o futuro.

Para o parâmetro resultante de uma pequena economia aberta, ζ , o resultado foi bem estável e preciso, visto que encontra-se em um intervalo de 0.01 a 0.02. Independente da variável utilizada para representar o nível de atividade real da economia, o resultado foi mesmo. O valor do parâmetro foi de 0.01, isto é, apenas 1% do consumo interno é atribuído a bens importados. Esse resultado é semelhante ao encontrado por Areosa e Medeiros (2007) na estimação da CPNK para o Brasil como uma pequena pelo Método

Generalizado dos Momentos. Esses autores encontraram que cerca de 2% do consumo interno é destinado a bens importados.

Areosa e Medeiros (2007) justificam que um baixo valor encontrado para ζ pode não ter relação com o nível de abertura da economia brasileira, mas sim com o fato da transferência da depreciação da taxa de câmbio para os preços ao consumidor quando comparada a sua transferência para os preços ao produtor.

Eles consideram dois pontos para explicar o fato anterior, sendo estes: o preço final dos bens importados e a estrutura das importações. O primeiro leva também em consideração alguns insumos do país doméstico (transporte e comércio); no que se refere a estrutura das importações, uma baixa presença de bens finais e alta presença de bens intermediários implica em uma transferência dos movimentos da taxa de câmbio para os preços ao consumidor mais moderada. Sendo assim, o fato de utilizar o IPCA como medida de inflação pode explicar esse baixo valor encontrado para ζ na economia brasileira, visto que se trata de índice de preços para o consumidor.

No que se refere aos parâmetros reduzidos decorrentes dos parâmetros estruturais, os valores resultantes encontrados aqui foram relativamente parecidos com os valores obtidos por Areosa e Medeiros (2007). O termo retrospectivo da CPNK para uma pequena economia aberta, para ambas as variáveis de atividade real, apresentou um valor de cerca de 0.39 dentro de um intervalo de confiança com limite inferior de 0.23 e limite superior de 0.47. Esse valor é muito próximo do encontrado por Medeiros e Aragon (2017) quando a economia é considerada fechada, cujo valor variou de 0.39 a 0.41. Areosa e Medeiros (2007) encontram valores entre 0.10 e 0.37 e apontam que esses valores são menores do que os valores de uma economia fechada. No entanto, para este caso, os valores para uma economia fechada e uma economia aberta praticamente não diferem.

Para o coeficiente ϕ_2 que mede o nível de atividade real da economia, ambos os resultados não foram significativos. Isso é exposto pelo limite inferior de 0.00 obtido do intervalo de confiança, indicando que não se pode afirmar que este parâmetro é diferente de zero, isto é, nem a participação do trabalho e nem o hiato do produto influenciam a inflação no período estudado.¹⁸ Esse resultado também foi encontrado por Medeiros e Aragon (2017) na estimação da CPNK de Galí e Gertler (1999) para uma economia fechada. Em Areosa e Medeiros (2007) o custo marginal teve impacto irrisório mas foi estatisticamente significativo.

Para o componente prospectivo, em ambos os casos, foi encontrado um valor de 0.61 dentro de um intervalo de confiança que variou de 0.52 a 0.77. Apesar de ter encontrado um valor ligeiramente menor, esse resultado está de acordo com o resultado obtido

¹⁸Alguns trabalhos para os Estados Unidos também indicam que a participação do trabalho do trabalho não tem relevância para explicar a inflação corrente, como: Rudd e Whelan (2006), Nason e Smith (2008) e Kleibergen e Mavroidis (2009).

por Areosa e Medeiros (2007), onde o efeito da inflação futura é maior do que o efeito da inflação passada na inflação corrente. Esse aspecto também foi observado em outros estudos para a economia brasileira, como Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) e Medeiros e Aragon (2017). Em Areosa e Medeiros (2007) os valores encontrados variaram de 0.63 a 0.81 e foram superiores a valores encontrados quando o Brasil é considerado como uma economia fechada.

Para os coeficientes relacionados ao setor externo da economia (ϕ_4 , ϕ_5 e ϕ_6), os resultados encontrados foram baixos, mas estatisticamente significantes. No caso deste estudo, os valores encontrados ainda foram um pouco menores do que os valores obtidos por Areosa e Medeiros (2007).

Em síntese, mesmo utilizando um método robusto a problemas de identificação, o resultado encontrado não tem uma grande divergência do modelo estimado por um método não robusto a esses problemas. No entanto, os novos indícios empíricos para esse período mais recente mostraram que as variáveis associadas ao setor externo (taxas de câmbio) exibiram uma menor influência sobre a inflação corrente. Sachsida, Mendonça e Medrano (2011) evidenciam a pouca relevância que choques cambiais têm na explicação da inflação brasileira medida pelo IPCA. Um outro ponto é que o componente prospectivo do modelo de economia aberta também foi menor nesse período de análise.

Além disso, em contraposição ao que foi encontrado em Areosa e Medeiros (2007), a abertura econômica praticamente não modifica os pesos relacionados a inflação passada e a expectativa de inflação. Esse resultado pode indicar como o Brasil ainda é uma economia indexada.

A Tabela 2 mostra o resultado da estimação dos parâmetros da CPNK para o Brasil como uma pequena economia aberta, mas agora utilizando a pesquisa de expectativa realizada pelo Banco Central do Brasil junto ao mercado. Vale salientar que, antes da estimação, foi considerada a mesma calibração para o fator de desconto, β , assim como feito anteriormente na especificação que utiliza expectativas racionais. Além disso, para os parâmetros λ , φ e ζ foi utilizada a mesma grade de pesquisa.

Ao utilizar as expectativas esperadas pelo mercado na estimação foram encontrados os maiores p -valores para a estatística $AR_{HAC}(\Theta_0|\Omega)$ superando o nível de significância de 5%, indicando que os resultados obtidos das estimativas foram significativos, em ambas as análises (custo marginal e hiato do produto).

Em linhas gerais, a Tabela 2 mostra que uma grande parcela das firmas não ajustam seus preços num dado mês e um grau de indexação relativamente mais baixo quando comparado ao obtido anteriormente. Além do mais, os resultados apontam uma grande divergência no que se refere ao grau de abertura econômica no Brasil nas diferentes variáveis consideradas como nível de atividade real da economia.

Para o parâmetro φ foi encontrado o valor de 0.99 quando o custo marginal foi aplicado, apontando que uma proporção de 99% das firmas mantém seus preços constantes mensalmente. Esse resultado é análogo ao caso para expectativas racionais, cujo resultado deu origem a um período muito longo a frequência média de ajuste de preços. Contudo, ao utilizar o hiato do produto na estimação, o valor obtido foi de 0.95. Consequentemente, o tempo resultante para a frequência média de ajuste de preços é de um ano e oito meses, ou seja, um período mais próximo da realidade. Medeiros e Aragon (2017) também encontram um valor menor para φ quando consideram medidas diretas de expectativas de inflação na estimação para uma economia fechada.

Continuando a análise para os parâmetros estruturais, o parâmetro λ aponta para um grau relativamente mais baixo de indexação da economia, quando comparado ao caso de expectativas racionais. O valor encontrado para λ , aponta que cerca de 29% da inflação passada é transferida para os preços quando o custo marginal representa a atividade real da economia e 43% quando o hiato do produto é levado em consideração.

A grande discrepância encontrada foi justamente para o parâmetro que representa uma pequena economia aberta, ζ . Diferentemente da análise feita com expectativas racionais, o resultado foi instável e não tão preciso. Em ambas estimações, os valores obtidos encontram-se em um intervalo que compreende toda a grade de pesquisa (0.01 a 0.99), logo, não devem ser considerados significativos.

O resultado só foi semelhante ao anterior quando a estimação foi realizada utilizando o hiato do produto. Nesse caso, o valor do parâmetro foi de 0.01, indicando que apenas 1% do consumo interno é atribuído a bens importados. No entanto, o intervalo de confiança para esse parâmetro teve limite inferior de 0.01 e atingiu o valor máximo para grade de pesquisa, tornando o resultado mais indefinido quando comparado ao resultado para expectativas racionais. A mesma justificativa apresentada por Areosa e Medeiros (2007) para o parâmetro da economia aberta, pode ser empregada para este caso quando o hiato do produto é levado em consideração.

Tabela 2: Estimativas da CPNK para o Brasil como uma pequena economia aberta - expectativas de mercado

x_t	Parâmetros estruturais			Parâmetros reduzidos						AR-HAC:
	φ	λ	ζ	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	ϕ_5	ϕ_6	Max p -valor
Cmg	0.99 (0.02;0.99)	0.29 (0.10;0.55)	0.99 (0.01;0.99)	0.22 (0.09;0.35)	0.00 (0.00;0.42)	0.77 (0.64;0.90)	-0.22 (-0.35;-0.002)	0.99 (0.01;0.99)	-0.76 (-0.90;-0.01)	0.0722
$Hiato$	0.95 (0.04;0.99)	0.43 (0.06;0.77)	0.01 (0.01;0.99)	0.30 (0.06;0.44)	0.002 (0.00;0.20)	0.70 (0.56;0.94)	-0.003 (-0.423;-0.002)	0.01 (0.01;0.99)	-0.007 (-0.93;-0.01)	0.1370

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Max p -valor se refere ao maior p -valor encontrado para a estatística $AR_{HAC}(\Theta_0|\Omega)$ para as estimativas obtidas na tabela. Todos os testes $AR_{HAC}(\Theta_0|\Omega)$ foram realizados para um nível de significância de 5%. Cinco defasagens foram usadas na matriz de covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey-West.

No que diz respeito aos coeficientes associados às variáveis do modelo, a maioria deles teve um resultado parecido com o anterior. No entanto, outra discrepância foi observada quando o custo marginal foi considerado na estimação.

Para a inflação passada, o coeficiente obtido foi de 0.22 na especificação com o custo marginal e de 0.30 na especificação com o hiato do produto, sendo encontrados dentro de um intervalo de confiança que variou de 0.06 a 0.44. Esses resultados foram um pouco mais baixos do que o caso com expectativas racionais e também menores do que os valores encontrados para uma economia fechada como pode ser visto em Medeiros e Aragon (2017). Já para o componente prospectivo, os valores obtidos foram maiores quando comparados aos valores obtidos com expectativas racionais.

Os dois resultados para o coeficiente associado ao nível de atividade real da economia não foram estatisticamente significativos, pois, como foi atingido o limite inferior do intervalo de confiança, não se pode afirmar que este parâmetro é diferente de zero.

No que tange os coeficientes relacionados ao setor externo da economia, os resultados encontrados foram estatisticamente significantes, mas apresentaram grandes diferenças nas duas especificações estimadas. Quando o custo marginal foi considerado, os valores do parâmetro superaram muito os valores encontrados quando o hiato do produto foi utilizado. Ou seja, apenas este último resultado se assemelhou ao encontrado por Areosa e Medeiros (2007).

De forma sucinta, a combinação das expectativas esperadas pelo mercado com o uso do custo marginal representando o nível de atividade real da economia gerou alguns resultados discrepantes. No entanto, o uso do hiato do produto gerou resultados semelhantes aos encontrados anteriormente.

Por último, uma curiosidade que vale ser destacada é que foi observada a limitação exposta em Blanchard e Galí (2007), isto é, a soma resultante dos componentes *backward-looking* e *forward-looking* se igualando a um. Aqui, em todas as estimações a soma dos componentes que representam a inflação passada e a inflação futura foram muito próximas ou se igualaram a um.

5.2 Identificação da CPNK para uma pequena economia aberta com choques monetários Romer-Romer, jan/2004 - dez/2019

Nesta subseção são apresentados os resultados da estimação da CPNK para o Brasil como uma pequena economia aberta utilizando os choques monetários de Romer e Romer (2004) como instrumentos. O período de tempo analisado compreende de janeiro de 2004 a dezembro de 2019.

Antes das estimações o horizonte de choques foi ajustado em $H = 12$ para as

diferentes especificações. Além disso, foi considerada uma grade de pesquisa (-10;10) com incrementos de 0,01 para os coeficientes associados às variáveis do modelo. Nas tabelas a seguir estão apresentadas as estimativas pontuais de variáveis instrumentais (VI) restritas de Almon, $\hat{\delta}_a^{VI}$, para os parâmetros $\phi_1, \phi_2, \phi_3, \phi_4, \phi_5$ e ϕ_6 . Ainda, a estatística de subconjunto $AR_{a,s}[\gamma_0]$ foi utilizada para obter os intervalos de confiança robustos às variáveis instrumentais fracas. A Tabela 3 exibe os resultados obtidos para os coeficientes da CPNK para o Brasil como uma pequena economia aberta utilizando expectativas racionais para inflação e câmbio.

Tabela 3: Estimativas da CPNK para o Brasil como uma pequena economia aberta com choques monetários - expectativas racionais

x_t	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	ϕ_5	ϕ_6
<i>Cmg</i>	8.294	-1.879	55.280	-0.141	0.105	0.165
	(-10;10)	(-10;10)	(-10;10)	(-10;10)	(-10;10)	(-10;10)
<i>Hiato</i>	2.840	0.195	1.556	0.060	-0.003	0.017
	(-10;10)	(-10;10)	(-10;10)	(-10;10)	(-10;10)	(-10;10)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Todos os testes $AR_{a,s}$ foram realizados para um nível de significância de 5%. Cinco defasagens foram usadas na matriz de covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey-West.

Conforme exposto, independente da variável utilizada para retratar o nível de atividade real da economia brasileira, não se pode afirmar que as estimativas pontuais de variáveis instrumentais (VI) restritas de Almon são significativamente diferentes de zero. Ou seja, para todas as estimativas, os intervalos de confiança atingiram seus limites inferiores e superiores, implicando que todos os resultados obtidos são estatisticamente insignificantes.

A Tabela 4 abaixo apresenta os resultados obtidos para os coeficientes da CPNK para o Brasil como uma pequena economia aberta utilizando agora expectativas esperadas pelo mercado para as variáveis π_{t+1} e Δq_{t+1} .

Tabela 4: Estimativas da CPNK para o Brasil como uma pequena economia aberta com choques monetários - expectativas esperadas

x_t	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	ϕ_5	ϕ_6
<i>Cmg</i>	7.029	0.113	-7.956	0.030	-0.079	-0.030
	(-10;10)	(-10;10)	(-10;10)	(-10;10)	(-10;10)	(-10;10)
<i>Hiato</i>	-3.548	0.050	5.103	-0.013	0.033	0.0163
	(-10;10)	(-10;10)	(-10;10)	(-10;10)	(-10;10)	(-10;10)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Todos os testes $AR_{a,s}$ foram realizados para um nível de significância de 5%. Cinco defasagens foram usadas na matriz de covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey-West.

Para as mesmas especificações, mas agora utilizando expectativas esperadas pelo mercado, o mesmo resultado obtido anteriormente configurou-se aqui. Isto é, em todas as estimativas, os intervalos de confiança foram de -10 a 10. Dessa forma, não é possível fazer inferência com esses resultados.

Em síntese, a junção dos choques monetários baseados em Romer e Romer (2004) com a metodologia robusta a instrumentos fracos proposta por Barnichon e Mesters (2020) não permitiu identificar os coeficientes da Curva de Phillips Novo-Keynesiana para uma pequena economia aberta com os dados brasileiros. Esse resultado é uma indicação de que, essa nova estratégia de utilizar choques monetários como variáveis instrumentais não é válida para o caso brasileiro.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou fazer uma análise robusta a identificação fraca na curva de Phillips Novo-Keynesiana para a economia brasileira sendo considerada como uma pequena economia aberta. Diferentes abordagens robustas a instrumentos fracos foram utilizadas, assim como diferentes instrumentos. Além disso, em ambas as abordagens, foram estimadas especificações supondo expectativas racionais e utilizando medidas diretas de expectativas futuras obtidas de pesquisas realizadas pelo BCB e FRED.

Os resultados mostraram que choques monetários não foram relevantes para identificar os coeficientes da CPNK para o Brasil como uma economia aberta. No entanto, as novas evidências empíricas encontradas por meio da estimação do modelo de economia aberta para o Brasil com instrumentos defasados, mostraram resultados significativos.

Um primeiro ponto a ser observado é nos diferentes resultados para expectativas racionais e a medida direta expectativa. Para expectativas racionais foi encontrado um alto valor para o parâmetro de Calvo, gerando um período de ajuste preços irreal para a economia brasileira. Além disso, foi encontrado que cerca de 64% da inflação passada é transferida para os preços. Já para a medida direta de expectativa, foi encontrado um valor razoável para o parâmetro de Calvo e o grau de indexação da economia foi menor. No geral, para ambas as especificações, o componente *forward-looking* superou o componente retrospectivo do modelo de economia aberta e o parâmetro e as variáveis associadas ao setor externo foram semelhantes.

Observando pontualmente, a menor importância das variáveis do setor externo sobre a inflação, pode indicar como o Brasil ainda é uma economia fechada. Por outro lado, analisando indiretamente, esse resultado permanece consistente com o fato da taxa de câmbio ter um papel informativo com relação ao comportamento dos custos marginais. Isto é, como o componente *forward-looking* tem peso maior do que o componente retrospectivo sobre a inflação corrente, isso pode repercutir na elevação futura dos custos marginais. Aumento este que pode ter uma relação com a pressão cambial sobre os preços ao produtor.

Por fim, uma sugestão para suceder esta pesquisa seria encontrar na literatura de choques econômicos outras alternativas aos choques monetários, com o intuito de utilizar a abordagem de estimação recente de Barnichon e Mesters (2020). Além disso, pode-se incluir os dados a partir de 2020 e evidenciar o papel da taxa de câmbio. Ou ainda, realizar uma estimação com subamostras.

REFERÊNCIAS

- ALMON, S. The distributed lag between capital appropriations and expenditures. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 178–196, 1965.
- ANDERSON, T. W.; RUBIN, H. Estimation of the parameters of a single equation in a complete system of stochastic equations. *The Annals of Mathematical Statistics*, Institute of Mathematical Statistics, v. 20, n. 1, p. 46–63, 1949.
- ANDREWS, D. W. Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 817–858, 1991.
- ANDREWS, I.; STOCK, J.; SUN, L. Weak instruments in iv regression: theory and practice. *Annual Review of Economics*, 2018.
- AREOSA, W. D.; MEDEIROS, M. Inflation dynamics in brazil: The case of a small open economy. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 27, n. 1, p. 131–166, 2007.
- BARNICHON, R.; MESTERS, G. Identifying modern macro equations with old shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, v. 135, n. 4, p. 2255–2298, 2020.
- BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real wage rigidities and the new keynesian model. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 39, n. 1, p. 35–66, 2007.
- BRASIL. Lei nº 12.527, de 18 de novembro de 2011. *Diário Oficial da República Federativa do Brasil*, 2011.
- CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983.
- CAMPOS, C. d. F. S.; NAKANE, M. I. Phillips curve and the effects of nominal shocks in open economies: The role of price setting. *Mimeo*, 2003.
- CARVALHO, C. V.; VILELA, A. D. What if brazil hadn't floated the real in 1999? *Brazilian Review of Econometrics*, n. 1, p. 265–308, 2015.
- CASTRO, M. R. D. et al. Samba: Stochastic analytical model with a bayesian approach. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 35, n. 2, p. 103–170, 2015.
- CHERNOZHUKOV, V.; HANSEN, C.; JANSSON, M. Admissible invariant similar tests for instrumental variables regression. *Econometric Theory*, JSTOR, p. 806–818, 2009.
- COSTA, A. E. d. Monetary policy in brazil: Evidence from new measures of monetary shocks. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 47, p. 295–328, 2017.
- DUFOUR, J.-M. Some impossibility theorems in econometrics with applications to structural and dynamic models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1365–1387, 1997.
- DUFOUR, J.-M. Identification, weak instruments, and statistical inference in econometrics. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, Wiley Online Library, v. 36, n. 4, p. 767–808, 2003.

DUFOUR, J.-M.; KHALAF, L.; KICHIAN, M. Inflation dynamics and the new keynesian phillips curve: an identification robust econometric analysis. *Journal of Economic dynamics and control*, Elsevier, v. 30, n. 9-10, p. 1707–1727, 2006.

DUFOUR, J.-M.; KHALAF, L.; KICHIAN, M. On the precision of calvo parameter estimates in structural nkpc model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 34, n. 9, p. 1582—1595, 2010a.

DUFOUR, J.-M.; KHALAF, L.; KICHIAN, M. Estimation uncertainty in structural inflation models with real wages rigidities. *Computational Statistics and Data Analysis*, v. 54, n. 11, p. 2554–2561, 2010b.

FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. *American Economic Review*, v. 58, n. 1, p. 1–17, 1968.

GALI, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 44, n. 2, p. 195–222, 1999.

GALI, J.; MONACELLI, T. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *The Review of Economic Studies*, Wiley-Blackwell, v. 72, n. 3, p. 707–734, 2005.

GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: a structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, v. 44, n. 2, p. 195–222, 1999.

KLEIBERGEN, F.; MAVROEIDIS, S. Weak instrument robust tests in gmm and the new keynesian phillips curve. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 27, n. 3, p. 293–311, 2009.

KUTTNER, K. N. Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the fed funds futures market. *Journal of monetary economics*, Elsevier, v. 47, n. 3, p. 523–544, 2001.

LIPSEY, R. G. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom, 1862-1957: a further analysis. *Economica*, v. 27, p. 1–31, 1960.

LUCAS, R. E. Expectations and the neutrality of money. *Journal of economic theory*, Citeseer, v. 4, n. 2, p. 103–124, 1972.

MAZALI, A. A.; DIVINO, J. A. Real wage rigidity and the new phillips curve: the brazilian case. *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, n. 3, p. 291–306, 2010.

MEDEIROS, G. B.; ARAGON, E. K. S. B. Estimaco da curva de phillips novo-keynesiana para o brasil: uma anlise economtrica robusta a problemas de identificaco. In: *45^o Encontro Nacional de Economia (ANPEC)*. [S.l.: s.n.], 2017.

MENDONÇA, M. J. C. d.; SACHSIDA, A.; MEDRANO, L. A. T. Inflaco versus desemprego: novas evidncias para o brasil. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 16, p. 475–500, 2012.

MENDONÇA, M. J. C.; SACHSIDA, A.; MEDRANO, L. Inflaco versus desemprego: novas evidncias para o brasil. *Economia Aplicada*, v. 16, n. 3, p. 475–500, 2012.

- NASON, J. M.; SMITH, G. W. Identifying the new keynesian phillips curve. *Journal of Applied Econometrics*, v. 23, n. 5, p. 525–551, 2008.
- NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. Hypothesis testing with efficient method of moments estimation. *International Economic Review*, p. 777–787, 1987.
- PHELPS, E. S. Money-wage dynamics and labor market equilibrium. *Journal of Political Economy*, v. 76, p. 678–711, 1968.
- PHILLIPS, A. W. The relationship between unemployment and the rate of changes of money wage rates in the united kingdom 1861-1957. *Economica*, v. 25, n. 100, p. 283–299, 1958.
- ROBERTS, J. M. New keynesian economics and the phillips curve. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 23, n. 4, p. 975–984, 1995.
- ROMER, C. D.; ROMER, D. H. A new measure of monetary shocks: Derivation and implications. *American Economic Review*, v. 94, n. 4, p. 1055–1084, 2004.
- ROTEMBERG, J. J. Sticky prices in the united states. *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 90, n. 6, p. 1187–1211, 1982.
- RUDD, J.; WHELAN, K. Can rational expectations sticky-price models explain inflation dynamics? *American Economic Review*, v. 96, n. 1, p. 303–320, 2006.
- SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A. *Inflação, desemprego e choques cambiais: Novas evidências para o Brasil*. [S.l.], 2011.
- SAMUELSON, P.; SOLOW, R. M. Analytical aspects of anti-inflation policy. *American Economic Review*, v. 50, n. 2, p. 177–199, 1960.
- STAIGER, D.; STOCK, J. H. Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 557–586, 1997.
- STOCK, J. H.; WRIGHT, J. H. Gmm with weak identification. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 68, n. 5, p. 1055–1096, 2000.
- STOCK, J. H.; WRIGHT, J. H.; YOGO, M. A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments. *Journal of Business & Economic Statistics*, Taylor & Francis, v. 20, n. 4, p. 518–529, 2002.
- TAYLOR, J. B. Output and price stability: an international comparison. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 2, p. 109–132, 1980.
- TAYLOR, J. B. The current account and macroeconomic policy: An econometric analysis. In: *US Trade Deficit: Causes, Consequences, and Cures*. [S.l.]: Springer, 1989. p. 131–185.