



UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

IGOR MANOEL BEZERRA ROQUE MENDES

CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA NO BRASIL:
uma nova abordagem econométrica

João Pessoa
2021

IGOR MANOEL BEZERRA ROQUE MENDES

**CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA NO BRASIL: UMA NOVA
ABORDAGEM ECONOMÉTRICA**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado
como requisito parcial à obtenção do título
de Bacharel em Economia pela Universidade
Federal da Paraíba.

Orientador: Prof^ª. Dr^ª. Gabriela Bezerra
de Medeiros

João Pessoa
2021

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

M538c Mendes, Igor Manoel Bezerra Roque.

Curva de Phillips novo-keynesiana no Brasil: uma nova abordagem econométrica / Igor Manoel Bezerra Roque Mendes. - João Pessoa, 2021.
39 f. : il.

Orientação: Gabriela Bezerra de Medeiros.
TCC (Graduação) - UFPB/CCSA.

1. Curva de Phillips novo-keynesiana - CPNK. 2. Inferência robusta. 3. Variáveis instrumentais. 4. Choques monetários. 5. Banco Central do Brasil. I. Medeiros, Gabriela Bezerra de. II. Título.

UFPB/CCSA

CDU 33

**MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA**

FOLHA Nº 16/2021 - CCSA - DE (11.01.13.02)

Nº do Protocolo: 23074.128083/2021-70

João Pessoa-PB, 15 de Dezembro de 2021

IGOR MANOEL BEZERRA ROQUE MENDES

CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA NO BRASIL: UMA NOVA ABORDAGEM ECONOMETRICA

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao curso de Ciências Econômicas do Centro de Ciências Sociais Aplicadas (CCSA) da Universidade Federal da Paraíba (UFPB), como requisito parcial para a obtenção do grau de Bacharel em Economia.

Aprovado em 15 de dezembro de 2021.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr^a. Gabriela Bezerra de Medeiros (Orientador)

Universidade Federal da Paraíba

Prof. Dr. Cássio da Nóbrega Besarria (Examinador)

Universidade Federal da Paraíba

Prof. Dr. Hélio de Sousa Ramos Filho (Examinador)

Universidade Federal da Paraíba

(Assinado digitalmente em 16/12/2021 19:25)

CASSIO DA NOBREGA BESARRIA
PROFESSOR DO MAGISTERIO SUPERIOR
Matrícula: 1848107

(Assinado digitalmente em 15/12/2021 18:27)

GABRIELA BEZERRA DE MEDEIROS
PROFESSOR DO MAGISTERIO SUPERIOR
Matrícula: 2186380

(Assinado digitalmente em 16/12/2021 10:53)

HELIO DE SOUSA RAMOS FILHO
PROFESSOR DO MAGISTERIO SUPERIOR
Matrícula: 2492048

Para verificar a autenticidade deste documento entre em <https://sipac.ufpb.br/documentos/> informando seu número: **16**, ano: **2021**, documento (espécie): **FOLHA**, data de emissão: **15/12/2021** e o código de verificação: **5dbec8dae**

Dedico este trabalho a Deus, por estar
ao meu lado em todos os momentos; À
minha família, por todo apoio; E aos
meus professores, por todos os ensina-
mentos.

AGRADECIMENTOS

Este trabalho é resultado de muito esforço, não só o da elaboração em si, mas aquele desde o início da minha vida estudantil, com meus três anos de idade. Afinal, sem esse passo inicial, não teria chegado ao ponto em que estou. O Igor de alguns anos atrás, talvez, não se dedicasse para escrever os agradecimentos, não por não ser grato, mas por acreditar que demonstrar agradecimento é menos importante do que ser agradecido. Porém, a experiência da universidade me ensinou muitas coisas, inclusive, a importância de demonstrar gratidão.

Aos dezesseis anos, em 2016, decidi que queria fazer Economia. No mesmo ano, fui aprovado no vestibular para Economia e Engenharia Mecânica. Contudo, o primeiro seria na Paraíba, enquanto o segundo em Pernambuco. Parte dos meus familiares fizeram de tudo para eu optar pela segunda opção. No entanto, eu já tinha decidido por Economia. Hoje percebo que minha decisão foi a melhor possível. Evoluí muito nesse período, morei só, conheci novas pessoas, aprendi mais sobre a vida, dentre tantas outras experiências vividas.

Devido a isso, sou imensamente grato aos amigos que construí na trajetória acadêmica, pois, eles se tornaram, de certa forma, família, uma vez que eu estava um pouco distante da minha. Dentre esses, alguns merecem atenção especial: Lucas Pio, Lucas Almeida, Lucas Sousa, Lúdyson Ramon, Margarida Noélia, Wisley Costa, Luiz Fernando, Elizabeth Farias e Matheus Henriques. Com eles eu dividi esforços, alegrias, tristezas, derrotas e vitórias.

A lanchonete de Eli, de Vascão e o Centro Acadêmico de Economia foram os principais palcos desses acontecimentos. Ainda, é válido destacar com mais ênfase a importância de Lucas Almeida, Lucas Pio, Lucas Sousa e Lúdyson Ramon. Sem dúvidas, foram os que mais marcaram minha graduação. Os três primeiros estiveram juntos comigo desde o primeiro período na mesma situação, todos vindo de fora. Portanto, um agarrou no outro e éramos nós por nós. Deixo claro aqui que sem eles, com certeza, o caminho seria muito mais difícil.

Ramon, além de também ser um grande amigo, teve um papel central na minha formação. O conheci mais quando estava pagando a cadeira de Introdução a Econometria, era meu monitor. Brinco que ele foi meu mentor, pois ali eu comecei a entender o trabalho do economista e ele que me guiou nessa fase. Também foi um dos responsáveis por me fazer amar esta área: Econometria. Além disso, sempre me guiou nas disciplinas, me indicava como estudar e por onde estudar. Portanto, muito do que sei, devo a Ramon.

Em relação aos professores, eu gostaria de pontuar um por um desde o infantil até o ensino superior, mas isso é impraticável. Porém, a verdade é que todos esses formam

um grupo que é um dos pilares mais importantes da minha vida. Com eles eu aprendi mais que português, matemática e economia. Vou citar alguns mais recentes que contribuíram de forma extraordinária para a minha graduação e eu tive a oportunidade de ser mais próximo, são estes: Nelson Rosas, Rosângela Palhano, Hélio de Sousa, Maria da Conceição, Sinézio Fernandes, Wallace Patrick, Gabriela Bezerra e Ademário Félix.

O plano de seguir a carreira acadêmica esteve presente comigo desde o início do curso. Ao saber disso, o professor Nelson foi o primeiro a me orientar a como proceder para atingir esse objetivo, o que me ajudou a enxergar como as coisas funcionavam. Ao terminar a disciplina de Economia Política I, lecionada pelo próprio, apesar de não gostar tanto da cadeira, decidi por fazer a prova para ser monitor. O objetivo era ganhar experiência, já que era aquilo que eu queria para a vida: ensinar e pesquisar. Minhas notas, associada ao desempenho na prova me fizeram conquistar a vaga. Essa decisão me engrandeceu, aprendi com a professora Rosângela, minha orientadora da monitoria, a preparar e lecionar aulas, elaborar exercícios e corrigir atividades.

Um pouco mais experiente, em meados da caminhada, encontrei com Conceição, Wallace, Hélio e Sinézio. As aulas da professora Conceição, com certeza, são inesquecíveis, assim como os cafés e longas conversas nas lanchonetes da UFPB, as quais Lucas Sousa e Lucas Pio também participavam. Tenho plena convicção que tive a oportunidade de ter um dos melhores cursos de Microeconomia e Economia do Setor Público do Brasil.

Quanto ao professor Wallace, foi o primeiro que me deu a oportunidade de trabalhar junto no outro braço da universidade, a pesquisa. A experiência foi incrível, aprendi diversos métodos econométricos sem, ao menos, ter me matriculado na disciplina de Econometria, além de adquirir a experiência de escrever um artigo científico, que viria a ser aceito para apresentação no Encontro Regional de Economia da região Nordeste promovido pela Anpec. Isso é motivo de orgulho para mim, visto que eu ainda estava cursando o 4º período.

O Professor Hélio é outro que as aulas são inesquecíveis, com um ambiente descontraído conseguia passar o conteúdo de forma primorosa. Inclusive, em várias dessas aulas, nós discutíamos o seguinte tema: "Por que, aparentemente, quando a taxa de juros aumenta há um impacto maior no investimento privado do que quando diminui?". Essa pergunta era também motivos de muitas conversas com Ramon. Diante disso, nós três decidimos estudar o tema e escrevemos um artigo, enquanto eu estava no 5º período, pagando a disciplina de Econometria, sobre esse problema. Para nossa alegria, o artigo foi aceito para apresentação no Encontro Nacional de Economia da Anpec, o que sinaliza a qualidade da pesquisa, que por sinal ainda está em progresso. Porém, o professor Hélio me ensinou mais que economia em si, deu-me muitos conselhos como se portar e tratar os colegas, agora de profissão, assim como me incentivou a alçar voos maiores. Hoje, o considero como um amigo a quem posso recorrer quando preciso de um conselho.

Em relação a ensinar algo para além da economia, eu não posso deixar de ressaltar a relevância do professor Sinézio. Sem dúvidas, o professor que passei mais tempo trabalhando junto, como aluno, orientando de extensão e monitoria. Nossa relação começou conturbada e o motivo era: eu não demonstrava interesse, gratidão, dentre outros sentimentos/attitudes. Não por não possuí-los, mas por não enxergar a necessidade. Como ressaltei no início, a universidade me deu essa experiência, mas, na verdade, eu me referia ao professor Sinézio. Com ele aprendi que é de suma importância você demonstrar sentimentos e attitudes, visto que o outro não adivinha o que você pensa e uma hora ou outra você pode precisar da outra pessoa, mas não por interesse, e sim para construir uma relação confortável.

Peguei esses ensinamentos rápidos e, no meio do período da disciplina de Econometria, começamos a construir uma relação amigável. Ao terminar a disciplina, entrei para o projeto de extensão Sala de Ações, onde pude passar um ano trocando experiências com pessoas do mais alto nível, a exemplo de Luiz e Elizabeth, além do professor Sinézio, coordenador do projeto. Ali aprendi mais sobre macroeconomia, econometria, comportamento e liderança. O projeto, na minha opinião, é a melhor oportunidade que existe para os alunos que desejam aprender sobre mercado financeiro. Na metade desse ano, o professor Sinézio me convidou para ser monitor de Econometria. Mais uma vez, tive a oportunidade de experimentar o lado acadêmico do ensino, agora com uma das minhas disciplinas favoritas, o que enriqueceu ainda mais meu conhecimento.

No final da graduação, um pouco desestimulado, já que as cadeiras eram as que eu não possuía tanto interesse, o professor Ademário e a professora Gabriela me "salvaram". As aulas de Economia Brasileira Contemporânea com o professor Ademário eram sensacionais. A preocupação de tratar os temas relevantes que já aconteceram e os que estão acontecendo é clara, a aula é macroeconomia aplicada do que existe de mais moderno para o nível de um estudante de graduação. Além disso, a alegria é garantida, muitas brincadeiras e risadas. A propósito, meu apelido na aula era "Phillips", o que é explicado pelo tema do meu TCC.

No tocante à professora Gabriela, fui escolhido por ela para ser seu orientando no projeto de iniciação científica que resultou neste trabalho. Com ela pude aprender mais sobre macroeconomia e desenvolvimento de uma pesquisa. Além disso, o auxílio prestado pela professora para que este trabalho fosse executado foi indispensável. Ademais, passei por alguns momentos difíceis de saúde nesse período e, por isso, precisei "negligenciar" minhas obrigações. Porém, a compreensão dela foi excepcional. Dito isso, eu só tenho a agradecer tudo que ela fez por mim, bem como os outros professores que citei, mas também a todos que participaram da minha vida.

No que tange à elaboração do trabalho, agradeço a todos que de alguma forma contribuíram para a melhora desta pesquisa. Em especial, agradeço ao professor Adonias

da Costa (IDP) pelo fornecimento da base de dados para a estimação da função de reação do Banco Central do Brasil. Também sou grato ao professor Edilean Kleber (UFPB) pelas sugestões e comentários valiosos acerca deste estudo. Estendo os agradecimentos à Ricari Carolini, Gabriel Mendonça, Lúdyson Ramon e Lucas Sousa pelos comentários e dicas. Já adianto aos professores Cássio da Nóbrega e Hélio de Sousa que sou grato às contribuições e o aceite para participar da minha banca.

Quem estiver lendo esses agradecimentos, pode estar perguntando "Não vai agradecer à família? A Deus?". Deixei por último, mas não por ser menos importante, pelo contrário, são os mais importantes. Em primeiro lugar, sou grato a Deus, pois, sem ele nada é possível. Em relação à minha família, quero agradecer por todo apoio dado, seja emocional ou financeiro. Tenho o privilégio de pertencer a uma família de princípios e que, da forma particular de cada um, apoiam minhas decisões. O companheirismo, criação, ensino de valores, me fez ser quem sou. Dessa forma, quero destacar as pessoas que contribuíram ativamente para que isso acontecesse: minha mãe (Walewiska Bezerra), minha avó materna (Luíza Maria), meu tio (Brawowsky Bezerra), meu avô materno (José Bezerra) e minha tia (Camila Cabral). Sou grato também aos meus irmãos (Yasmin Gaya, Manuela Braga e Marcio Mendes) pela parceria e cumplicidade, o que me ajuda a tornar a vida mais leve. Sem essa base familiar, nada que eu conquistei seria possível. A eles, eu devo tudo.

Obrigado.

*“Inflation is always and everywhere a
monetary phenomenon.”*

- Milton friedman

*“there is no such thing as a free
lunch.”*

- Milton friedman

“Above all else show the data.”

- Edward Rolf Tufte

RESUMO

Esta pesquisa tem o objetivo de avançar na metodologia de estimação da curva de Phillips novo-keynesiana (CPNK) padrão proposta por Galí e Gertler (1999) no Brasil. Para tanto, utilizou-se uma nova abordagem, sugerida por Barnichon e Mesters (2020), que consiste na identificação da CPNK por meio de choques monetários, além de construir o intervalo de confiança dos parâmetros pela inversão do teste AR com restrição de Almon, que é robusto a instrumentos fracos. Foram realizadas duas estimações da CPNK padrão, a saber: irrestrita e restrita. A segunda consiste na soma dos parâmetros dos componentes *backward-looking* e *forward-looking* ser igual a um, o que implica numa CPNK padrão vertical no longo prazo. Para os parâmetros inercial e os de expectativa, os resultados obtidos estão em linha com a literatura disponível, e sem grandes diferenças nas duas estimações realizadas, com ambos tendo impactos positivos sobre a taxa de inflação corrente. Porém, com a diferença metodológica, encontrou-se evidências que as estimativas anteriores, em geral, superestimam a inércia inflacionária e subestimam o componente *forward-looking*. No tocante ao hiato do produto, as estimativas apontaram para um impacto nulo sobre a taxa de inflação corrente, corroborando parte dos estudos da CPNK para o Brasil. Dessa forma, apesar CPNK padrão suportar a verticalidade no longo prazo, já que a restrição imposta na segunda estimação está sobre o intervalo de confiança bidimensional dos parâmetros *backward-looking* e *forward-looking*, rejeita-se essa hipótese.

Palavras-chave: Curva de Phillips novo-keynesiana - CPNK; Inferência robusta; Variáveis instrumentais; Choques monetários; Banco Central do Brasil.

Abstract

This research aims to advance the standard New Keynesian Phillips curve (CPNK) estimation methodology proposed by Gali & Gertler (1999) in Brazil. Therefore, a new approach was used, suggested by Barnichon & Mesters (2020), which consists of identifying the NKPC through monetary shocks, in addition to constructing the confidence interval of the parameters by inverting the AR test with Almon restriction, which is robust to weak instruments. Two estimates of the standard NKPC were performed: unrestricted and restricted. The second consists of the sum of the parameters of the components backward-looking and forward-looking is equal to one, which implies a vertical standard NKPC in the long run. For the inertial and expectation parameters, the results obtained are in line with the available literature, and without major differences in the two estimates made, with both positive impacts on the current inflation rate. However, with the methodological difference, evidence was found that the previous ones, in general, overestimate the inflationary inertia and underestimate the forward-looking component. With regard to the output gap, they pointed to a null impact on the current inflation rate, corroborating part of the NKPC studies for Brazil. Thus, despite the standard NKPC for long-term verticality, since the restriction imposed in the second estimation is on the two-dimensional confidence interval of the parameters backward-looking and forward-looking, it is rejected this hypothesis.

Palavras-chave: New Keynesian Phillips curve - NKPC; Robust inference; Monetary shocks; Instrumental variables; Central Bank of Brazil.

LISTA DE FIGURAS

1	Região de confiança do teste $AR_{a,s}$ para a CPNK restrita	33
2	Região de confiança do teste $AR_{a,s}$ para a CPNK irrestrita	34
3	Região de confiança do teste $AR_{a,s}$ para a CPNK restrita	34

LISTA DE TABELAS

1	Resumo dos resultados da literatura referente à curva de Phillips no Brasil	20
2	Resultados dos testes de raiz unitária das variáveis utilizadas no modelo estimado da CPNK padrão (mai/2005 - mar/2020)	31
3	Resultado do teste de autocorrelação para a <i>proxy</i> do choque monetário . .	32
4	Resultados dos modelos estimados da CPNK padrão (mai/2005 - mar/2020)	32

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	14
2	REVISÃO DE LITERATURA	17
2.1	ESTUDOS EMPÍRICOS DA CPNK PARA O BRASIL	17
3	MODELO TEÓRICO	21
4	METODOLOGIA	23
4.1	O PROBLEMA TEÓRICO DA ESCOLHA DOS INSTRUMENTOS	23
4.2	FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL	25
4.3	TESTE AR COM RESTRIÇÃO DE ALMON	26
4.4	DADOS	28
4.5	ESTRATÉGIA EMPÍRICA	29
4.6	LIMITAÇÕES DA METODOLOGIA	30
5	RESULTADOS E DISCUSSÃO	31
5.1	TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E AUTOCORRELAÇÃO	31
5.2	ANÁLISE DOS RESULTADOS	32
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	36
	REFERÊNCIAS	36

1 INTRODUÇÃO

A inflação é o aumento contínuo e generalizado dos preços em uma economia. No que se diz respeito à análise da dinâmica inflacionária, Phillips (1958) é o trabalho inaugural. A partir desse estudo, observou-se uma relação negativa entre a variação de salários e taxa de desemprego no Reino Unido, que viria a ser conhecida como curva de Phillips.

Outras pesquisas verificaram essa hipótese, bem como a ampliou para a relação entre taxa de desemprego e variação do nível de preços, a exemplo de Samuelson e Solow (1960). Nessa pesquisa, os autores constataram a manutenção dessa relação entre a taxa de desemprego e a taxa de inflação para os Estados Unidos da América (EUA). Essa conclusão foi responsável por guiar a política macroeconômica durante a década de 1960.

No entanto, com o surgimento da estagflação, houveram questionamentos em relação à validade desse *trade-off*. Em meio a esse debate, Phelps (1967) e Friedman (1968) ganharam destaque por conseguirem explicar a quebra na relação inversa entre a taxa de desemprego e a taxa de inflação. Os autores acrescentaram a possibilidade de deslocamento da Curva de Phillips, relacionado às expectativas dos agentes em relação à inflação passada.¹ Com isso, também explicaram que as variáveis nominais não influenciam a economia real no longo prazo.

Por sua vez, Lucas Jr (1972) ao adotar a hipótese de que os agentes possuem expectativas racionais, além de trazer a fundamentação microeconômica da curva de Phillips, inova o debate em relação ao impacto das variáveis nominais sobre a economia real. O estudo aponta neutralidade da moeda no curto e longo prazo, em que apenas políticas inesperadas causariam impactos na atividade econômica por meio de um erro aleatório cometido pelos agentes.

O conhecimento dessa relação estrutural é importante para a realização de política macroeconômica devido à sua influência sobre as expectativas dos agentes (Lucas Jr, 1976). Dada a relevância, as estratégias de investigação da dinâmica inflacionária continuam a evoluir, nos aspectos teórico e empírico, até os dias atuais.

Os modelos novos-keynesianos têm ganhado relevância na literatura relacionada ao tema. Diferenciam-se dos seus antecessores por terem um compromisso pragmático entre o rigor teórico, combinando suposições da teoria do ciclo reais de negócios com suposições keynesianas, e a necessidade de tratabilidade empírica (GERTLER; LEAHY, 2008).

No trabalho seminal, Roberts (1995) deriva a curva de Phillips novo-keynesiana (CPNK) a partir de modelos microeconômicos, a saber: modelos de contratos escalonados de Taylor (1979), Taylor (1980) e Calvo (1983) e custo de ajuste de preço quadrático

¹ Ambos os autores consideram que os agentes possuem expectativas adaptativas.

proposto por Rotemberg (1982). O autor conclui que a taxa de inflação corrente é determinada pela expectativa de inflação futura mais uma medida de custo marginal real das firmas, como custo unitário do trabalho e hiato do produto.

A CPNK continua se desenvolvendo e tem apresentado análises mais apuradas na avaliação da dinâmica inflacionária das economias. Galí e Gertler (1999), por exemplo, adotam um termo de defasagem da taxa de inflação por assumir que uma parte das firmas não possuem o conjunto de informações completo. Por isso, não conseguem ajustar os preços de maneira a otimizar os seus lucros. Esse modelo ficou conhecido como CPNK híbrida (CPNKH) ou CPNK padrão.

Mankiw e Reis (2002) também derivam uma CPNK semelhante ao assumir que a rigidez de informação causa inércia inflacionária. Enquanto Woodford (2003) utiliza um termo de defasagem da taxa de inflação como determinante da inflação corrente sobre o argumento de que firmas não otimizadoras indexam parcialmente seus preços à inflação passada. Blanchard e Galí (2007) incluem a hipótese de rigidez de salário real e chegam ao resultado de custos de desinflação na presença de concorrência imperfeita, o que resulta nas firmas não conseguirem uma alocação eficiente de primeiro melhor.

Dessa forma, como a análise da inflação é baseada numa equação prospectiva, além de possuir outras variáveis não observáveis, a estimação da CPNK pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) pode apresentar parâmetros com viés e não consistentes devido à possibilidade de endogeneidade. Com isso, a opção mais utilizada para contornar esse problema é o uso do modelo de variáveis instrumentais, em que a covariância entre os instrumentos e as variáveis do modelo seja diferente de zero, enquanto com o termo de erro seja igual a zero.

Os instrumentos escolhidos pela literatura, em geral, são as variáveis defasadas, como sugerem Hansen e Singleton (1982) e Hansen (1982). Contudo, conforme Barnichon e Mesters (2020), essa abordagem tem apresentado sucesso misto, pois, as estimações, com pequenas diferenças, têm apresentado resultados muito discrepantes (YOGO, 2004; KLEIBERGEN; MAVROEIDIS, 2009; MAVROEIDIS; PLAGBORG-MØLLER; STOCK, 2014), podendo estar relacionado com a escolha de instrumentos fracos.

Barnichon e Mesters (2020) propõem uma nova técnica, robusta a instrumentos fracos, para estimação de equações prospectivas. A metodologia consiste em colocar a equação de interesse medida por valores presentes e passados de choques estruturais. O uso da sequência dessas perturbações, intuitivamente, tem uma interpretação de regressão no espaço de resposta ao impulso, onde as variáveis são substituídas pelas respostas ao impulso dos choques estruturais. Ademais, usa-se o teste AR com restrição de Almon, o qual não depende da força dos instrumentos, para a construção do intervalo de confiança dos parâmetros.

Em relação à curva de Phillips, a sugestão para os instrumentos é a escolha de choques de política monetária baseado na abordagem de Romer e Romer (2004). Ao utilizar essa estratégia, Barnichon e Mesters (2020) realizaram um estudo de caso, com a CPNKH proposta por Galí e Gertler (1999), para os EUA e concluíram que as estimativas convencionais da CPNK tendem a subestimar a inclinação da Curva de Phillips e superestimar o papel do componente *forward-looking*.

Com isso, o presente estudo tem como objetivo estimar a CPNKH, sugerida por Galí e Gertler (1999), no período de mai/2005 a mar/2020, empregando a abordagem proposta por Barnichon e Mesters (2020). A contribuição deste estudo para a literatura é o avanço na metodologia da estimação da CPNK para o Brasil, além de ser o primeiro trabalho, além do seminal, a usar a nova abordagem para estimativas de equações prospectivas.

Para tanto, estima-se uma função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) baseado em Costa Filho (2017).² A partir do resíduo dessa estimação, são construídos os instrumentos utilizados para a estimação da CPNK via *Generalized Method of Moments* (GMM). No tocante aos intervalos de confiança dos parâmetros, serão obtidos com base na inversão do teste AR com restrição de Almon.

Em suma, os resultados obtidos sugerem que a CPNK padrão explica melhor a dinâmica inflacionária do que as versões que incluem apenas o componente *forward-looking*. Ademais, observou-se que as metodologias tradicionais de estimativas da CPNK tendem a superestimar o papel da inércia inflacionária e subestimar a influência das expectativas de inflação futura. Por fim, o parâmetro do hiato do produto se mostrou não significativo para a determinação da taxa de inflação corrente, o que pode estar relacionado com a não validade da lei de Okun (1962), o formato da relação cruzada entre as variáveis e a desconsideração de mudanças de regimes da inflação no período abordado.

Além desta introdução, este trabalho está dividido em mais cinco seções. São estas: revisão de literatura, modelo teórico, metodologia, resultados e discussão, e conclusão. Na primeira, será realizada uma análise da evolução dos resultados da curva de Phillips no Brasil. A segunda tem o objetivo de apresentar o modelo teórico da CPNK padrão. A terceira discute a estratégia deste estudo. Na quarta, encontra-se a discussão dos resultados obtidos na estimação. A última é responsável por concluir os resultados do trabalho.

²Costa Filho (2017) segue a metodologia de Romer e Romer (2004) em seu trabalho.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Esta seção tem o intuito de se debruçar sobre os detalhes analisados pela literatura brasileira referente à curva de Phillips para apresentar os avanços e compara-los com o presente trabalho, mostrando a contribuição deste para a literatura. Nesse sentido, será realizada uma análise com a evolução cronológica das pesquisas mais relevantes sobre a curva de Phillips no Brasil.³ Por fim, serão pontuadas as diferenças entre o que já se abordou e o que será discutido nas seções subsequentes deste estudo.

2.1 ESTUDOS EMPÍRICOS DA CPNK PARA O BRASIL

Do ponto de vista metodológico, as barreiras de estimação está na possibilidade de endogeneidade das variáveis que compõem a CPNK. Dessa maneira, a análise por MQO carece de robustez para realizar inferências sobre os parâmetros. Com isso, os trabalhos disponíveis que irão ser discutidos tendem a optarem por estratégias robustas à endogeneidade, não paramétricas ou que o modelo não necessite dessa suposição.

Um estudo relevante sobre a CPNK é o de Alves e Areosa (2005). Os autores incluem a meta de inflação, de forma que a indexação é incorporada pela taxa de inflação passada e pela meta de inflação. Para a estimação desse estudo se usou Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) e o período cobriu a economia brasileira de 1995 a 2004, com frequência trimestral. Como *proxies* para a taxa de inflação e atividade econômica foram utilizados o IPCA e o índice de salário real vezes a força de trabalho ocupada sobre a parcela da renda do trabalho vezes o PIB, respectivamente. Os autores concluíram que há um impacto da meta, inércia e expectativa de inflação, enquanto o custo marginal não é significativo.

Schwartzman (2006) estima a curva de Phillips, via Mínimos Quadrados em Três Estágios (MQ3E), com dados trimestrais entre 1997 e 2003. As *proxies* escolhidas para o custo marginal das firmas, taxa de inflação e expectativa de inflação foram a utilização da capacidade da indústria, o IPCA cheio e expectativas extraídas de uma estimação via VAR. A inovação desse trabalho consistiu numa regressão conjunta dos seguintes grupos de preços: comercializáveis, não-comercializáveis e monitorados. O autor concluiu que os componentes *forward-looking* e *backward-looking*, bem como o custo marginal das firmas, determinam positivamente dinâmica inflacionária.

Tombini *et al.* (2006) buscaram verificar se o custo de desinflação se alterou em meio aos acontecimentos no final dos anos 1990 e início dos anos 2000. Para isso, realizou-se uma análise a partir da CPNKH usando o filtro de Kalman no corte temporal de

³O período de análise da literatura neste estudo foi limitado a partir de 2005. Contudo, para uma revisão de literatura mais extensa e detalhada, ver Sachsida (2013).

jan/1996 a jan/2006, com dados mensais. A variável utilizada para representar o custo marginal das firmas é o hiato do produto, enquanto o IPCA de mercado livre e o IPCA de preços monitorados representou a taxa de inflação. No caso da expectativa de inflação, foi instrumentalmente determinada na primeira etapa de uma estimativa por MQ2E. Os autores mostraram mudança nos parâmetros em virtude da alteração do regime cambial, assim como para o ano de 2002. Ademais, observou-se a CPNKH mais plana após 2002.

Areosa e Medeiros (2007) derivam e estimam, a partir de GMM, um modelo estrutural para inflação numa economia aberta, que representam uma CPNK padrão e uma CPNKH. É utilizado dados mensais entre jan/1995 e set/2009. Os autores optam por duas *proxies* para o custo marginal das firmas: o hiato do produto, e a renda do trabalho na produção. Para a taxa de inflação, é adotado o IPCA. Os resultados apontaram que a expectativa de inflação e o produto são significativos para explicar a dinâmica inflacionária. O câmbio e a expectativa de câmbio também, porém são quantitativamente irrelevantes. Entretanto, o fortalecimento do componente *forward-looking* faz com que a taxa de câmbio tenha um efeito indireto por ser informativa em relação aos custos futuros.

Mazali e Divino (2010) tiveram como objetivo estimar uma CPNK para a economia brasileira de 1995 a 2008, tendo frequência trimestral. Para representar a taxa de inflação, o custo marginal das firmas e a expectativa de inflação se escolheu o IPCA, a taxa de desemprego aberta para a região metropolitana de São Paulo e uma estimação por variáveis instrumentais, respectivamente. Assim, mostrou-se a importância da expectativa de inflação e da atividade econômica sobre a taxa de inflação corrente. Além disso, percebeu-se um grande grau de rigidez salarial, visto que apenas 8% são determinados pela taxa marginal de substituição.

Mendonça, Sachsida e Medrano (2012), a partir do método de GMM, para dados mensais no período de jan/2002 a abr/2012⁴, mostraram que a nova CPNK tem dificuldade de explicar a dinâmica inflacionária no Brasil, com a taxa de desemprego não conseguindo explicar a dinâmica inflacionária com amostras distintas. Esses resultados foram obtidos utilizando a variação do IPCA como *proxy* para a taxa de inflação e dois tipos de expectativa de inflação do relatório FOCUS para a expectativa de inflação. No caso do custo marginal das firmas, usou-se taxa de desemprego aberto de 30 dias e o desemprego aberto para São Paulo.

Tristão e Torrent (2015) se propuseram a utilizarem estimações não paramétricas para encontrar um modelo paramétrico adequado para a estimação CPNKH. Os resultados encontrados apontam que a relação entre produto e inflação é não linear, de modo que valores extremos do hiato do produto (quando o produto efetivo está 2% acima ou abaixo do potencial) tem maior influência sobre a inflação. Porém, quando o hiato do produto

⁴Também é realizada uma análise partindo do ano de 1995.

está próximo de 0, a relação é aproximadamente linear e positiva.

Mais recente, Medeiros, Portugal e Aragón (2017) buscaram analisar os determinantes da inflação no Brasil por meio da realização de testes de quebras estruturais nos parâmetros da nova CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007) e pela CPNK de Galí e Gertler (1999). A pesquisa mostrou que houve mudança estrutural nos coeficientes entre os meses de março e setembro de 2004. A partir desse período, os efeitos da inflação esperada, da taxa de desemprego e dos choques de oferta sobre a inflação corrente foram reduzidos. Em relação ao hiato do produto, foi significativo apenas no primeiro subperíodo.

Tristão e Torrent (2015) e Medeiros, Portugal e Aragón (2017) também estimaram a CPNK linear com parâmetros constantes para a economia brasileira, a partir do método de GMM. Os primeiros encontram o hiato do produto como significativo para explicar a dinâmica inflacionária, como também chegam ao resultado esperado pela teoria em relação ao componente inercial e o da expectativa de inflação. No caso dos segundos, a variável de demanda afetou a taxa de inflação apenas quando a *proxy* foi o custo marginal das firmas.

Percebe-se que os trabalhos discutidos possuem divergências no que tange à CPNK descrever o comportamento da dinâmica inflacionária no Brasil. Os estudos costumam utilizar diversas *proxies* para a variável que representa o impacto da demanda sobre a taxa de inflação no intuito de validar o *trade-off* entre taxa de inflação e desemprego. Outro ponto relevante é a busca por métodos que contornem os problemas de endogeneidade da CPNK, visto que apenas dessa forma é possível realizar inferências com segurança.

Com base nisso, este trabalho tem como contribuição para literatura avançar nos métodos de estimação da CPNK no Brasil. Esse avanço ocorre devido ao presente estudo ser o primeiro a verificar se a nova estratégia empírica, robusta a instrumentos fracos, utilizando choques monetários como instrumentos, ajusta melhor os dados para a CPNK brasileira. Outro diferencial desta pesquisa é ser a única a realizar o estudo com dados de outro país que não os EUA, em especial para um país subdesenvolvido relevante para a economia mundial.⁵

⁵Essas colocações levam em conta o levantamento das referências bibliográficas, que não foram encontrados trabalhos semelhantes a este estudo, além do seminal.

Tabela 1: Resumo dos resultados da literatura referente à curva de Phillips no Brasil

Autor(es)	π_{t-1}	$E_t(\pi_{t+1})$	x_t	Período	Frequência
Alves e Areosa (2005)	0,31 (0,69)	0,29	-0,11 ^{a,b}	1994:04 a 2004:04	Trimestral
Schwartzman (2006)*	0,39 a 0,50		0,62 a 1,27 ^c	1997:01 a 2003:03	Trimestral
Tombini <i>et al.</i> (2006)		coeficientes variam no tempo		1996:01 a 2006:01	Mensal
Areosa e Medeiros (2007)	0,19 a 0,37	0,63 a 0,81	0,00	1995:01 a 2003:09	Mensal
Mazali e Divino (2010)	0,60	0,44	-0,13 ^d	1995:01 a 2008:04	Trimestral
Mendonça, Sachsida e Medrano (2012)	0,34 a 0,47	0,50 a 0,73	0,00 ^{e,b}	2002:01 a 2012:12	Mensal
Tristão e Torrent (2015)	0,41	0,52	0,01 ^f	2002:04 a 2012:09	Mensal
Medeiros, Portugal e Aragón (2017)**	0,37 a 0,54	0,57 a 1,20	0,08 a 0,10 ^g	2002:03 a 2015:06	Mensal

Fonte: Elaboração própria. O valor entre parênteses representa o parâmetro referente à meta de inflação. “**” representa todas as variações de estimação para bens não comercializáveis; “***” representa todas as variações de estimação da CPNK padrão; “a” representa o índice de salário real vezes a força de trabalho ocupada; “b” representa a variável estatisticamente não significativa; “c” representa a utilização da capacidade da indústria; “d” representa a taxa de desemprego aberto na região metropolitana de São Paulo; “e” representa a taxa de desemprego aberto de 30 dias; “f” representa o hiato do produto obtido de uma decomposição Beveridge-Nelson; “g” representa o total de pessoas ocupadas recebido e dividido pela estimativa do PIB nominal mensal feita pelo BCB (e que receberam remuneração) multiplicado pelo rendimento nominal médio do trabalho principal efetivamente.

3 MODELO TEÓRICO

O presente estudo pretende estimar a CPNKH proposta por Galí e Gertler (1999). Os autores seguem Calvo (1983), no sentido de que há ajustamento de preços sobrepostos, em que cada firma tem a probabilidade $1 - \theta$ de reajustar o preço do seu produto, em qualquer período de tempo. Contudo, admitem que as firmas *backward-looking* e *forward-looking* coexistem em proporções ω e $(1 - \omega)$, respectivamente. Dessa forma, o nível de preços agregado da economia é dado por:

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1 - \theta) p_t^* \quad (1)$$

em que p_t^* é o índice para os preços recém-estabelecidos no período t . Ao assumir que p_t^f denota o conjunto de preços das firmas *forward-looking* e p_t^b das firmas *backward-looking*, pode-se expressar p_t^* como:

$$p_t^* = \omega p_t^b + (1 - \omega) p_t^f \quad (2)$$

Em relação ao comportamento das firmas *forward-looking*, os autores assumem os ajustes dos preços da seguinte forma:

$$p_t^f = (1 - \theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t\{mc_{t+k}^n\} \quad (3)$$

Onde β é um fator de desconto subjetivo e mc_{t+k}^n é o desvio percentual do valor do estado estacionário do custo marginal nominal da firma no período t . Ademais, a partir da Eq. (3), nota-se que uma firma *forward-looking* ajusta o seu preço no período t levando em conta a trajetória futura esperada do custo marginal nominal, dado a probabilidade do seu preço se manter fixo por vários períodos.

No caso das firmas *backward-looking*, os preços são ajustados de acordo com a seguinte equação:

$$p_t^b = p_{t-1}^* + \pi_{t-1} \quad (4)$$

Assim, uma firma *backward-looking* determina o preço do seu produto no período t é igual ao preço médio ajustado no período mais recente, p_{t-1}^* , com uma correção dada pela previsão para inflação corrente. Nesse caso, a previsão da firma para a inflação corrente igual a inflação do período $t - 1$.

Ao combinar as Eqs. (1) e (4), Galí e Gertler (1999) chegam à CPNKH:

$$\pi_t = \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E_t(\pi_{t+1}) + \lambda mc_t \quad (5)$$

Onde mc_t é o custo marginal real, $\gamma_f \equiv \beta\phi^{-1}$, $\gamma_b \equiv \omega\phi^{-1}$ e $\lambda \equiv (1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\phi)\phi^{-1}$, em que $\phi \equiv \theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]$.

Nesse sentido, conforme Galí e Gertler (1999), a CPNK padrão tem a taxa de inflação em função da taxa de inflação passada, expectativa para a taxa de inflação futura e o custo marginal real. Dessa forma, os autores argumentam que há ganhos na explicação do modelo ao adicionar o componente *backward-looking* na CPNK.

4 METODOLOGIA

A presente seção é responsável por abordar a nova estratégia de estimação da CPNK padrão proposta por Galí e Gertler (1999). Além disso, mostra-se a metodologia, baseada em Costa Filho (2017), para a criação da série de choques de política monetária e a estratégia empírica. Por fim, é discutida as limitações da abordagem escolhida.

4.1 O PROBLEMA TEÓRICO DA ESCOLHA DOS INSTRUMENTOS

De acordo com Barnichon e Mesters (2020), a curva de Phillips conta com duas fontes de endogeneidade: I. O termo de erro pode afetar a variável dependente e as variáveis independentes por meio de um sistema de equações simultâneas; II. As variáveis *proxies* para a expectativa de inflação e a medida para a atividade econômica são não observáveis e, portanto, pode incorrer em erros de medição. Nesse sentido, o uso de MQO pode tornar a análise equivocada.

Conforme Barnichon e Mesters (2020), supondo que a regressão de interesse tenha o seguinte formato:

$$y_t = \gamma_b y_{t-1} + \gamma_f y_{t+1} + \lambda \hat{x}_t + e_t - \gamma_f (y_{t+1} - E_t(y_{t+1})) - \lambda (\hat{x}_t - x_t) \quad (6)$$

$$\text{Onde } e_t - \gamma_f (y_{t+1} - E_t(y_{t+1})) - \lambda (\hat{x}_t - x_t) = u_t.$$

A partir da abordagem tradicional, trata-se y_{t-1} como predeterminado e se utiliza as defasagens de x_t como instrumentos. Dessa maneira, o objetivo é fazer com que x_{t-i} , onde $i=1,2,3,\dots,n$, seja correlacionado com x_t , mas não com o u_t . Ao considerar $z_t^l = (y_{t-2}\hat{x}_{t-1})$, para que o viés de endogeneidade desapareça é preciso que $E(u_t z_t^l) = 0$, visto que $E_{t-1}(u_t) = 0$, desde que o termo de erro não possua correlação serial. Além disso, é necessário que $E((y_{t+1} - E_t(y_{t+1}))z_t^l) = 0$, uma vez que $E((y_{t+1} - E_t(y_{t+1}))) = 0$ sob expectativas racionais e aplicando a lei das expectativas iteradas, e $E((\hat{x}_t - x_t)z_t^l) = 0$, se o erro de medição não possui autocorrelação.

Conforme Barnichon e Mesters (2020), essa abordagem enfrenta desafios para as equações da macroeconomia por ser difícil encontrar defasagens de variáveis macroeconômicas fortemente correlacionadas com as variáveis contemporâneas. Ou seja, a escolha de variáveis defasadas como instrumentos tende a encontrar instrumentos fracos, deixando a inferência sobre os parâmetros carente de robustez.

Na presença de instrumentos fracos, os parâmetros podem se tornar mais sensíveis à pequenas mudanças na forma funcional, como apresentado no estudo Mavroeidis, Plagborg-Møller e Stock (2014). Outro ponto importante é que os erros padrões e intervalo de confiança não podem ser calculados pelos métodos tradicionais. No entanto,

para enfrentar esse problema, costuma-se aumentar as defasagens das variáveis. Todavia, quanto maior a defasagem, menor a relevância dos instrumentos (MAVROEIDIS; PLAGBORG-MØLLER; STOCK, 2014).

É com vista nisso que Barnichon e Mesters (2020) sugerem o uso de choques estruturais como instrumentos de regressões passíveis de endogeneidade. Os autores assumem que todas as variáveis são estacionárias, os choques estruturais não são mutuamente correlacionados e as variáveis macros $(y_{t-1}, y_{t+1}, \hat{x}_t)$, além de u_t , podem ser escritas como função linear dos choques estruturais. Dessa forma, as condições de exogeneidade e relevância podem ser escritas como $R_h^u = 0$ e $[R_{h-1}^y, R_{h+1}^y, R_h^{\hat{x}}]$ linearmente independente, respectivamente, com $h = 0, 1, 2, \dots, H$, onde R_h^j é a função de resposta ao impulso de j_t , em que $j = u, y, \hat{x}$ para o choque estrutural ξ_{t-h}^i .

Para que os parâmetros da equação de interesse sejam verdadeiros, é necessário, no que tange à condição de exogeneidade, que a função de resposta ao impulso dos choques estruturais sobre o resíduo seja igual a zero. Em relação à condição de relevância, como afirma que as respostas ao impulso das variáveis $\hat{x}_t$, y_{t-1} e y_{t+1} são linearmente independentes, as funções de resposta ao impulso devem ser diferentes de zero.

Ao levar em conta as condições de exogeneidade e relevância e pós-multiplicando a Eq. (6) por ξ_{t-h}^i , tem-se:

$$R_h^y = \gamma_b R_{h-1}^y + \gamma_f R_{h+1}^y + \lambda R_h^{\hat{x}} \quad \forall \quad h = 0, \dots, H \quad (7)$$

Com resultado da Eq. (7), pode-se verificar que é possível encontrar os parâmetros da Eq. (6) com uma regressão no espaço das respostas ao impulso. Intuitivamente, a condição de exogeneidade implica que a Eq. (7) é válida, enquanto a condição de relevância implica que a dinâmica das respostas ao impulso de $(y_{t-1}, y_{t+1}, \hat{x}_t)$ são ricas o suficiente para que exista um vetor de parâmetro único $(\lambda, \gamma_b, \gamma_f)$ que satisfaz a Eq. (7) (BARNICHON; MESTERS, 2020).

Barnichon e Mesters (2020) argumentam que choques de política monetária $(\xi_{t:t-H}^m)$ são instrumentos válidos para a CPNK, visto que possuem as duas características desejáveis para instrumentos: exogeneidade e relevância. Sendo essa escolha a que melhor adéqua os dados em relação à abordagem tradicional.

São exógenos porque, segundo Galí (2015), choques monetários são inovações para a condução sistemática da política monetária e deve, por consequência, ser ortogonal aos fatores de custo que pressionam a inflação. Ademais, supõe-se que a moeda é neutra se houver flexibilidade de preços e se admite expectativas racionais ou que a pesquisa das expectativas de inflação fornecida estão disponíveis e precisas até algum aditivo termo de erro de medição. Dessa forma, os choques de política monetária são ortogonais aos erros de

medição das variáveis da CPNK. Já para satisfazer a condição de relevância, a economia necessita da existência de uma curva IS, pois, nessa equação, há uma interligação entre hiato do produto e taxa de juros.

4.2 FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL

Para Barnichon e Mesters (2020), a série para a construção dos instrumentos deve ser o resíduo da função de reação da autoridade monetária proposta por Romer e Romer (2004). Os últimos seguem a seguinte regressão:

$$\begin{aligned} \Delta f f_m = \alpha + \beta f f b_m + \sum_{i=-1}^2 \gamma_i \Delta y_{mi} + \sum_{i=-1}^2 \lambda_i (\Delta y_{mi} - \Delta y_{m-1,i}) + \\ \sum_{i=-1}^2 \phi_i \pi_{mi} + \sum_{i=-1}^2 \theta_i (\pi_{mi} - \pi_{m-1,i}) + \epsilon_m \end{aligned} \quad (8)$$

Onde $\Delta f f_m$ é a variação da taxa de juros no encontro m , $f f b_m$ é o nível da taxa de juros antes do encontro m , π é a projeção de crescimento da taxa de inflação, Δy a projeção de crescimento do produto e o subscrito i representa o horizonte da previsão. Romer e Romer (2004) usaram as previsões da taxa de inflação e do crescimento do produto do *greenbook*. A intuição é que o resíduo captura as informações das mudanças na taxas de juros que não estavam disponível no encontro m .

Costa Filho (2017) replicou esse trabalho para o caso brasileiro. Algumas alterações foram feitas pela limitação de dados do Brasil. Foram realizadas regressões com as previsões do Departamento Econômico (DEPEC) do BCB, pesquisa FOCUS e a taxa fixa de vencimento constante do CDI. O estudo aponta que a função de reação mais eficiente para o caso brasileiro é a segunda.

Costa Filho (2017) argumenta que o BCB olha mais para o período $t+1$ quando está se aproximando do final do período t . Por conta disso, as previsões foram transformadas em previsões de maturidade constante. Para cada data em que as previsões estavam disponíveis foi coletado as previsões para o ano mais longo disponível. Dessa forma, seguiu a seguinte estratégia:

$$prev_{j+1}(mês_i ano_j) = \frac{12 - mês(data)}{12} * prev(ano_j) + \frac{mês(data)}{12} * prev_{j+1} \quad (9)$$

Onde $j = 0, 1, 2$ para as previsões de crescimento do produto e inflação. Para uma determinada data, tem-se as previsões para até quatro anos à frente. A equação é usada para cada par de anos subsequentes para criar as previsões de maturidade constante por um, dois e três anos à frente.

4.3 TESTE AR COM RESTRIÇÃO DE ALMON

Com o intuito de estimar equações prospectivas utilizando testes de validação dos instrumentos que não dependam da força, Barnichon e Mesters (2020) seguem Isaiah *et al.* (2018). Embora o último estudo aponte diversos testes que a distribuição não depende da força dos instrumentos, o teste AR de Anderson e Rubin (1949), segundo Chernozhukov, Hansen e Jansson (2009) é admissível com um sistema identificado, além de ser uniformemente mais preciso nesse cenário, conforme Moreira (2009).

Em suma, a proposta é testar a hipótese $H_0 : \delta = \delta_0$, em que δ é o vetor dos parâmetros da Eq. (6), na seguinte equação:

$$y_t - w_t' \delta_0 = \theta' \xi_{t:t-H}^i + \eta_t \quad (10)$$

Onde w_t' é o vetor das variáveis $(y_{t-1}, y_{t+1}, \hat{x}_t)'$, θ é o $(H+1) \times 1$ função de resposta ao impulso de u_t para as *proxies* de $\xi_{t:t-H}^i$ e η_t é o termo de erro. Com isso, ao levar em conta a condição de exogeneidade, testar H_0 é equivalente a testar $\theta' = 0$. A estatística desse teste é fornecida por:

$$AR[\delta_0] = \hat{\theta}' \sum_{\theta}^{-1} \hat{\theta} \quad (11)$$

Onde $\hat{\theta}'$ é a estimativa de θ via MQO e $\hat{\Sigma}_{\theta}$ é o estimador robusto a heterocedasticidade e correlação serial.

A vantagem do teste AR é que sua distribuição não depende da força dos instrumentos. No entanto, o poder de teste é baixo na presença de muitos instrumentos. Barnichon e Mesters (2020) resolvem esse problema recorrendo à sugestão de Almon (1965) e reparametriza a função de resposta ao impulso θ na seguinte função polinomial:

$$\theta_h = a + bh + ch^2 \quad (12)$$

Com isso, obtém-se:

$$y_t - w_t' \delta_0 = \theta_a' z_t^i + \eta_t \quad (13)$$

Onde $\theta_a = (a, b, c)'$ e z_t^i é dado por:

$$z_t^i = \left(\sum_{h=0}^H \xi_{t-h}^i, \sum_{h=0}^H h \xi_{t-h}^i, \sum_{h=0}^H h^2 \xi_{t-h}^i \right) \quad (14)$$

Em casos que a equação de interesse possua mais variáveis ou que se deseje trabalhar com um sistema superidentificado, Barnichon e Mesters (2020) complementam a Eq. (14):

$$z_t = \left(\sum_{h=0}^H \xi_{t-h}^i, \sum_{h=0}^H h \xi_{t-h}^i, \sum_{h=0}^H h^2 \xi_{t-h}^i, \sum_{h=0}^H \xi_{t-h}^{i^2}, \sum_{h=0}^H h \xi_{t-h}^{i^2}, \sum_{h=0}^H h^2 \xi_{t-h}^{i^2} \right) \quad (15)$$

Como z_t^i é uma função linear determinística das *proxies* dos choques estruturais, é herdada a propriedade de exogeneidade. Dessa forma, a abordagem permanece válida mesmo se as respostas ao impulso não forem funções suaves e o polinômio quadrático fornecer uma aproximação pobre.

Ao impor a restrição de Almon, a estatística AR é dada por:

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

Onde,

$$\hat{\theta}_a = \left(\sum_{t=H+1}^n z_t^i z_t^{i'} \right)^{-1} \sum_{t=H+1}^n z_t^i (y_t - w_t^i \delta_0), \quad \hat{\Sigma}_{\theta_a} = \left(\sum_{t=H+1}^n z_t^i z_t^{i'} \right)^{-1} \hat{S}_u^2$$

Em que $\hat{S}_u^2$ é uma estimativa consistente para a variância de longo prazo de $y_t - w_t^i \delta_0$. A forma da estimativa da variância $\hat{\Sigma}_{\theta_a}$ é motivada pela teoria assintótica em que Barnichon e Mesters (2020) deixam a quantidade das defasagens dos instrumentos crescerem com o tamanho da amostra, isto é, $\frac{H}{n} \rightarrow c \in (0, 1)$ quando $n \rightarrow \infty$.

Com os choques estruturais sendo estritamente exógenos, a distribuição da estatística AR com restrição de Almon converge para uma χ^2 , permitindo autocorrelação e heterocedasticidade no resíduo da estimação e na *proxy* do choque estrutural. Ademais, intervalos de confiança para δ são calculados invertendo a estatística AR_a para diferentes valores de $\delta_0 \in \mathbb{D} \subset \mathbb{R}^3$.⁶

Ao objetivar a inferência sobre cada parâmetro da equação, é proposto particionar os parâmetros, de forma que $\delta = (\beta', \alpha')'$, em que a hipótese de subconjunto de interesse é dada por: $H_0 : \beta = \beta_0$, enquanto α são parâmetros que não são identificados sob a hipótese nula. Para testar a hipótese nula, sem assumir identificação forte, Barnichon e Mesters (2020) propõem uma versão de subconjunto da estatística AR restrita a Almon:

$$AR_{a,s}[\beta_0] = \min_{\alpha \in \mathbb{R}^{\dim(\alpha)}} AR_a[(\beta' \alpha')'] \quad (17)$$

⁶Para mais detalhes, ver o Apêndice B e o Apêndice *online* de Barnichon e Mesters (2020).

Como a estatística AR com restrição de Almon converge para uma χ^2 com graus de liberdade iguais à dimensão β , a estatística $AR_{a,s}[\beta_0]$ é comparada com os valores críticos de uma $\chi^2(\dim(\beta))$. Com isso, caso a estatística de teste seja menor que o valor crítico, β_0 estará contido no intervalo de confiança.

4.4 DADOS

As variáveis utilizadas no modelo empírico estão dispostas no Quadro 1, tendo um total de 179 observações. A frequência dos dados é mensal e o período abrangido foi limitado para mai/2005 a mar/2020. Todas as séries apresentaram sazonalidade significativa e, portanto, aplicou-se o método X13-ARIMA seats para obter o ajuste sazonal.

Quadro 1 - Descrição das variáveis utilizadas no modelo

Notação	Descrição	Fonte	Referência no BCB
π_t	IPCA acumulado 12 meses. Dessazonalizada pelo método X13-ARIMA seats.	IBGE	13522
$E_t(\pi_t)$	Expectativa média do IPCA para os próximos 12 meses extraída do relatório FOCUS. Dessazonalizada pelo método X-13 ARIMA seats.	BCB	-
h_t	Hiato do produto. Construído a partir da seguinte diferença: PIB acumulado 12 meses - PIB acumulado 12 meses potencial. A série do PIB foi deflacionada pelo IPCA e dessazonalizada pelo método X13-ARIMA seats.	BCB	4381

Fonte: elaboração própria.

Ao seguir a grande parte dos trabalhos da literatura, opta-se por utilizar o IPCA como variável dependente, uma vez que é a medida oficial de medição da taxa de inflação do Brasil. Além disso, como *proxy* para a expectativa de inflação, a série escolhida é a Expectativa do IPCA para os próximos 12 meses extraída do relatório FOCUS. Por fim, a medida de custo marginal é o hiato do produto, obtido a partir do filtro Hodrick-Prescott, com $\lambda = 14400$, do PIB acumulado 12 meses.⁷

⁷Essa escolha se deve à falta de dados extensos e contínuos da taxa de desemprego no Brasil.

4.5 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Como o presente estudo tem o objetivo de estimar a CPNK, representada na Eq. (5), a regressão seguida será a seguinte:

$$\pi_t = d_1\pi_{t-1} + d_2E_t(\pi_{t+1}) + d_3h_t + u_t \quad (18)$$

Onde u_t é o termo de erro.

Ao seguir os estudos da CPNK, como Alves e Areosa (2005), Schwartzman (2006) e Medeiros, Portugal e Aragón (2017), uma segunda estimação é realizada impondo a restrição a seguir:

$$d_1 \text{ e } d_2 \in (0, 1) \text{ e } d_1 + d_2 = 1 \quad (19)$$

Conforme Mazali e Divino (2010), a explicação para essa restrição é a impossibilidade de manter o hiato do produto acima do seu nível de estado estacionário permanentemente. Sendo assim, caso o $d_1 + d_2 \neq 1$, a moeda não é neutra no longo prazo, isto é, a CPNK não é vertical no longo prazo.⁸

Devido ao problema de endogeneidade, discutido na Subseção (4.1), será utilizado o método de GMM para estimar a Eq. (18). Ademais, mesmo com a metodologia já robusta à estas violações de pressupostos, os erros padrões serão calculados a partir da matriz de Newey e West (1986), fazendo com que os problemas de autocorrelação e heterocedasticidade, caso presentes, não atrapalhe a inferência dos coeficientes estimados.

Com o intuito de construir os choques de política monetária, estima-se a regressão seguindo a Eq. (8) pelo método de MQO. A regressão é realizada com *bootstrap* 10000 replicações e o resíduo apresenta homocedasticidade, ausência de autocorrelação e estacionariedade. Sendo assim, embora a abordagem desta pesquisa não precise da ausência de autocorrelação, possui características aceitáveis para ser usado como *proxy* para o choque de política monetária.⁹

Em relação a construção do intervalo de confiança dos parâmetros, segue-se Barnichon e Mesters (2020), de forma a pôr em prática o teste discutido na Subseção (4.3). Assim, é possível realizar a análise sem a preocupação da força dos instrumentos. Para o H , Barnichon e Mesters (2020) assumem uma escolha *ad hoc*, fixando em 20 trimestres, visto que é, em média, o período que perdura o choque de política monetária para o caso dos EUA. Entretanto, no presente trabalho $H = 48$ para uma amostra mensal¹⁰, uma vez

⁸Uma explicação mais detalhada dessa restrição é encontrada em Schwartzman (2006).

⁹A literatura referente a choques considera necessária a ausência de autocorrelação como característica de choques estruturais.

¹⁰A amostra do presente estudo é maior que a amostra do trabalho de Barnichon e Mesters (2020), o

que nas simulações realizadas se adequou melhor para a realidade do Brasil.

4.6 LIMITAÇÕES DA METODOLOGIA

Como já discutido nas seções anteriores, a abordagem escolhida pelo presente estudo possui vantagem sobre as demais no que tange ao problema de força dos instrumentos. Barnichon e Mesters (2020) apontam que os resultados discrepantes da literatura em relação à CPNK pode ser um problema de instrumentos fracos. Contudo, algumas limitações podem ser apontadas nessa abordagem, sobretudo para economias em desenvolvimento, em que, na média, há mais distorções sobre as variáveis.

De forma geral, nessas economias, as séries de dados são mais curtas e menos detalhadas do que em países desenvolvidos e têm quebras estruturais frequentes. Isto é, a disponibilidade de dados e a abundância de transformações institucionais ocorridas torna difícil para esses países projetar o futuro a partir de informações passadas (SCHWARTZMAN, 2006). Exemplo disso é a falta de dados extensos e contínuos da taxa de desemprego no Brasil, bem como o estudo de Tombini *et al.* (2006) e Medeiros, Portugal e Aragón (2017), que apontam a CPNK brasileira com parâmetros variantes.

Nesse sentido, apesar de vários trabalhos optarem por estimar a CPNK ignorando as mudanças de regimes, pode ser um fator problemático para as inferências. Outro ponto relevante é que dados trimestrais podem ajudar as séries temporais possuírem menos ruídos. No entanto, como abordado na Subseção (4.3), é necessário perder observações para a construção dos instrumentos¹¹. Portanto, há perda de graus de liberdade, o que dificulta dividir a análise deste trabalho em diferentes períodos ou optar pela estimação com frequência trimestral.

Barnichon e Mesters (2020) também apontam limitações em relação à escolha do choque de política monetária. Para os autores, é possível que haja outros fatores que não são abordados na estimação da Eq. (8) que influenciam a decisão da autoridade monetária. Caso isso ocorra, o resíduo dessa estimação não será adequado para ser utilizado na representação do choque de política monetária.

No entanto, a política econômica e as decisões empresariais requerem projeções, principalmente, da taxa de inflação, que é uma das mais importantes variáveis econômicas, de forma que cabe às pesquisas buscarem as diversas formas de análise para verificar a mais adequada para os dados. É nesse sentido que o presente trabalho caminha, estimando com uma nova metodologia a CPNK padrão do Brasil, no intuito avançar nos métodos de estimação.

que possibilita um H maior, como apresentado na Subseção (4.3).

¹¹No presente estudo, por exemplo, a perda é de 48 observações.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção estão presentes os resultados dos testes de raiz unitária e autocorrelação, bem como os resultados e discussões da estimação da CPNK padrão.

5.1 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E AUTOCORRELAÇÃO

Hsiao (1997a) e Hsiao (1997b) mostra que séries produzidas por processos estocásticos e a ausência de co-integração não causam perdas significativas para o cálculo da covariância dos estimadores de variáveis instrumentais, sendo o principal problema a identificação. Porém, neste estudo, opta-se por verificar a estabilidade das séries como uma garantia maior para as inferências realizadas sobre o modelo.

Ainda, como apresentado na Subseção (4.1), Barnichon e Mesters (2020) assumem que as variáveis são estacionárias. Dessa forma, para a análise das variáveis π_t e $E_t(\pi_{t+1})$ se usa o teste de Vogelsang e Perron (1998) (VP), uma vez que se admite quebra na constante de ambas as séries, confirmada pelo teste sequencial de Bai (1997). Para o h_t e ξ_{t-h}^m , utiliza-se os testes DF-GLS, Phillips-Perron (PP) e KPSS.

Tabela 2: Resultados dos testes de raiz unitária das variáveis utilizadas no modelo estimado da CPNK padrão (mai/2005 - mar/2020)

Variáveis	Reg. exógenos	VP	DF-GLS	PP	KPSS
π_t	c,t	-4,69*	-	-	-
$E_t(\pi_{t+1})$	c,t	-4,64**	-	-	-
h_t	c	-	-3,04**	-2,90**	0,14
ξ_{t-h}^m	c	-	-4,06***	-10,34***	0,05

Fonte: elaboração própria.

Nota: Os asteriscos representam nível de significância na rejeição da hipótese nula. **, ***, **** são 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A partir da Tabela (2), nota-se que as séries π_t , $E_t(\pi_{t+1})$, h_t e ξ_{t-h}^m não possuem raiz unitária. Nesse sentido, a estimação pode acontecer com as variáveis em nível. Além disso, mesmo que desnecessário, para assegurar a validade de ξ_{t-h}^m como *proxy* para choque de política monetária, é verificada a hipótese de autocorrelação pelo teste Breush-Godfrey, que aponta a ausência de correlação serial para o resíduo da estimação da Eq. (8), indicada na Tabela (3).

Tabela 3: Resultado do teste de autocorrelação para a *proxy* do choque monetário

Variáveis	Teste Breush-Godfrey
ξ_{t-h}^m	16,94

Fonte: elaboração própria.

Nota: Os asteriscos representam nível de significância na rejeição da hipótese nula. **, ***, **** são 10%, 5% e 1%, respectivamente.

5.2 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Na Tabela (4), encontra-se os resultados para d_1 , d_2 e d_3 (coeficientes estimados) da CPNK padrão. Na segunda coluna estão os valores obtidos seguindo a Eq. (18), enquanto na terceira estão os valores da Eq. (18), mas com a restrição $d_1 + d_2 = 1$. Para obter o subconjunto de confiança de ambas as estimativas, usa-se a Eq. (17).

Tabela 4: Resultados dos modelos estimados da CPNK padrão (mai/2005 - mar/2020)

Parâmetros	Irrestrita	Restrita
d_1	0,11 [-0,03 0,40]	-
d_2	0,86 [0,58 0,99]	0,84 [0,61 0,94]
d_3	0,00 [0,00 0,00]	0,00 [0,00 0,00]

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da estimação.

Nota: Os valores entre colchetes representam o intervalo de confiança ao nível de 10% de significância.

De acordo com a estimativa pontual, a taxa de inflação passada, assim como a expectativa de inflação para o futuro, são importantes na determinação da taxa de inflação corrente, em ambas estratégias. Nesse sentido, a CPNK padrão se mostra preferível às estimações da curva de Phillips que incluem apenas o componente *forward-looking*. Quanto à medida de atividade econômica, o hiato do produto se mostrou não significativo para a explicar a dinâmica inflacionária.

Esses resultados estão, em partes, de acordo com a literatura disponível para o caso brasileiro. Alves e Areosa (2005), Schwartzman (2006), Tombini *et al.* (2006), Areosa e Medeiros (2007), Mazali e Divino (2010), Mendonça, Sachsida e Medrano (2012), Tristão e Torrent (2015) e Medeiros, Portugal e Aragón (2017) encontram valores positivos para os componentes *backward-looking* e *forward-looking*. Mas, em relação aos resultados deste estudo, os trabalhos citados superestimam o primeiro e subestimam o segundo, exceto o Medeiros, Portugal e Aragón (2017), que encontram o d_2 de 1,20 em uma das variações das estimações da CPNK padrão.

No tocante ao impacto do hiato do produto sobre a taxa de inflação corrente, há divergência nos estudos realizados para o Brasil. Em geral, quando a *proxy* utilizada

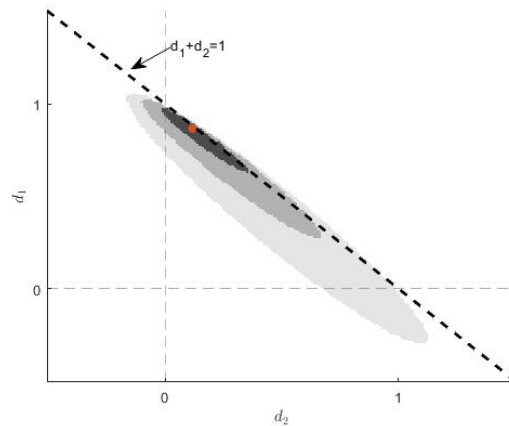
é o hiato do produto calculado pelo filtro Hodrick-Prescott, o resultado encontrado é a não significância estatística do parâmetro. Dessa maneira, a estimativa do d_3 está em linha com os resultados de Alves e Areosa (2005), Areosa e Medeiros (2007), Mendonça, Sachsida e Medrano (2012), além de se aproximar de Tombini *et al.* (2006) pós 2002. Ademais, recentemente, Mendes, Abreu e Ramos Filho (2020) encontram relação de longo prazo entre política monetária e atividade econômica no Brasil.

Embora haja literatura que corrobore o resultado referente à variável que representa o impacto da demanda sobre a taxa de inflação corrente, algumas explicações podem ser dadas do porque as pesquisas, em alguns casos, contrariam a teoria. Um dos motivos é que para o hiato do produto ser usado como variável explicativa da curva de Phillips, é preciso que a lei de Okun (1962) seja válida. Outra possível causa é o formato da correlação cruzada entre a medida de atividade econômica e a inflação, como aponta Galí e Gertler (1999).

Além disso, o fato de ignorar as mudanças de regime da inflação pode implicar em erros nas estimativas dos parâmetros. Contudo, a abordagem utilizada neste estudo impossibilita a estimação de subperíodos, já que haveria poucos graus de liberdade para realizar inferência sobre os coeficientes estimados. No entanto, destaca-se que os estudos de Tristão e Torrent (2015) e Medeiros, Portugal e Aragón (2017) encontram parâmetros de medida econômica significativos sem dividir a amostra.

Com o objetivo de capturar melhor a interação entre as estimativas dos coeficientes, as Figuras (1), (2) e (3) mostram regiões de confiança bidimensionais baseadas na inversão da estatística obtida na Eq.(17). A primeira apresenta a interação entre os parâmetros d_1 e d_2 para a CPNK restrita. Já a segunda e a terceira trazem a interação entre d_2 e d_3 para a CPNK irrestrita e restrita, respectivamente.

Figura 1: Região de confiança do teste $AR_{a,s}$ para a CPNK restrita

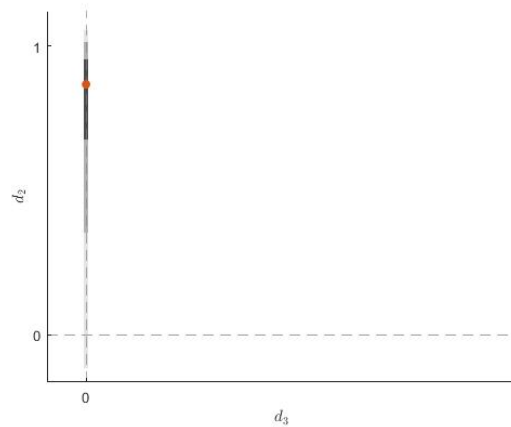


Fonte: elaboração própria a partir dos dados da estimação.

Nota: conjuntos de confiança de 95, 90 e 68 por cento para d_1 e d_2 da CPNK restrita. A linha tracejada representa o $d_1 + d_2 = 1$. O ponto vermelho é a estimativa de variáveis instrumentais restrita por Almon.

Com base na Figura (1), os resultados suportam uma CPNK vertical no longo prazo. Essa afirmação se deve ao fato da linha tracejada que representa a restrição $d_1 + d_2 = 1$ estar contida no intervalo de confiança. Porém, os demais resultados apontam para uma não verticalidade de longo prazo da CPNK, uma vez que os valores das estimativas pontuais e os intervalos de confiança para o d_3 nas duas estimativas da CPNK são 0,00.

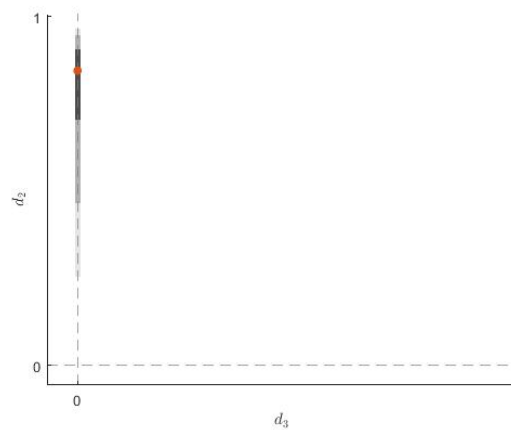
Figura 2: Região de confiança do teste $AR_{a,s}$ para a CPNK irrestrita



Fonte: elaboração própria a partir dos dados da estimação.

Nota: conjuntos de confiança de 95, 90 e 68 por cento para d_2 e d_3 da CPNK irrestrita. O ponto vermelho é a estimativa de variáveis instrumentais restrita por Almon.

Figura 3: Região de confiança do teste $AR_{a,s}$ para a CPNK restrita



Fonte: elaboração própria a partir dos dados da estimação.

Nota: conjuntos de confiança de 95, 90 e 68 por cento para d_2 e d_3 da CPNK restrita. O ponto vermelho é a estimativa de variáveis instrumentais restrita por Almon.

Outra evidência que aponta uma não verticalidade da CPNK no longo prazo a partir da estimativa deste estudo são as interações entre d_2 e d_3 . Assim como as estimativas, os resultados das interações não obtiveram grandes alterações da versão restrita para a irrestrita, tendo a CPNK restrita com valores ligeiramente menores.¹²

¹²Barnichon e Mesters (2020) também encontram resultados semelhantes neste ponto.

As Figuras (2) e (3) mostram dificuldades de combinar os valores do parâmetro de expectativa da taxa de inflação para o futuro com valores não nulos do parâmetro do hiato do produto. É possível perceber que o intervalo de confiança do coeficiente estimado do hiato do produto, interagindo com a expectativa de inflação para o futuro, é 0,00 em ambas versões de estimação da CPNK. Sendo assim, rejeita-se a hipótese de verticalidade de longo prazo para a CPNK padrão.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo buscou identificar os parâmetros da CPNK padrão no Brasil a partir de uma nova metodologia econométrica. Para isso, usou-se a abordagem proposta por Barnichon e Mesters (2020), que utilizam choques monetários para identificar a CPNK e emprega o teste AR com restrição de Almon, com o intuito de obter os conjuntos de confiança dos parâmetros independente da força dos instrumentos. A série temporal utilizada para a construção dos instrumentos foi extraída seguindo Costa Filho (2017).

Os resultados obtidos dos componentes *backward-looking* e *forward-looking* estão em linha com a literatura (ALVES; AREOSA, 2005; SCHWARTZMAN, 2006; TOMBINI *et al.*, 2006; AREOSA; MEDEIROS, 2007; MAZALI; DIVINO, 2010; MENDONÇA; SACHSIDA; MEDRANO, 2012; TRISTÃO; TORRENT, 2015; MEDEIROS; PORTUGAL; ARAGÓN, 2017). Entretanto, a abordagem deste trabalho aponta que, em geral, as estimativas convencionais tendem a subestimar o papel da expectativa de inflação para o futuro e superestimar a importância da inércia inflacionária.

Em relação à medida de atividade econômica, as estimativas mostraram os parâmetros não significativos. Existem estudos que corroboram essa conclusão (ALVES; AREOSA, 2005; AREOSA; MEDEIROS, 2007; MENDONÇA; SACHSIDA; MEDRANO, 2012; MENDES; ABREU; Ramos Filho, 2020). Algumas das explicações que estão associadas a esse problema é a possível não validade da lei de Okun (1962), o tipo da correlação cruzada entre o hiato do produto e a taxa de inflação e a desconsideração das mudanças de regime da inflação. Dessa forma, apesar da interação entre os parâmetros de inércia e expectativa suportarem uma CPNK padrão vertical no longo prazo, a hipótese é rejeitada.

Como extensão para este trabalho, pode ser realizada a análise das demais versões da CPNK, como a proposta por Blanchard e Galí (2007), que incluem choques de oferta, e uma CPNK para uma economia aberta. Além disso, Barnichon e Mesters (2020) sugerem que a inclusão do preço do petróleo e da taxa de juros podem melhorar os resultados num cenário de política monetária afetando a economia real e com os agentes não possuindo expectativas racionais, sendo um possível avanço deste estudo.

REFERÊNCIAS

- ALMON, S. The distributed lag between capital appropriations and expenditures. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 178–196, 1965.
- ALVES, S. A. L.; AREOSA, W. Targets and inflation dynamics. **Central Bank of Brazil Working Paper**, n. 100, 2005.
- 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.
- 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.
- BAI, J. Estimating multiple breaks one at a time. **Econometric theory**, Cambridge University Press, v. 13, n. 3, p. 315–352, 1997.
- 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**, Wiley Online Library, v. 39, p. 35–65, 2007.
- CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of monetary Economics**, Elsevier, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983.
- CHERNOZHUKOV, V.; HANSEN, C.; JANSSON, M. Admissible invariant similar tests for instrumental variables regression. **Econometric Theory**, Cambridge University Press, v. 25, n. 3, p. 806–818, 2009.
- Costa Filho, A. E. d. Monetary policy in brazil: Evidence from new measures of monetary shocks. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, SciELO Brasil, v. 47, n. 2, p. 295–328, 2017.
- FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. **The American Economic Review**, v. 58, n. 1, p. 1–17, 1968.
- GALÍ, J. **Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework and its applications**. [S.l.]: Princeton University Press, 2015.
- GALI, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. **Journal of monetary Economics**, Elsevier, v. 44, n. 2, p. 195–222, 1999.
- GERTLER, M.; LEAHY, J. A phillips curve with an ss foundation. **Journal of political Economy**, The University of Chicago Press, v. 116, n. 3, p. 533–572, 2008.
- HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 1029–1054, 1982.

HANSEN, L. P.; SINGLETON, K. J. Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 1269–1286, 1982.

HSIAO, C. Cointegration and dynamic simultaneous equations model. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 647–670, 1997.

_____. Statistical properties of the two-stage least squares estimator under cointegration. **The Review of Economic Studies**, Wiley-Blackwell, v. 64, n. 3, p. 385–398, 1997.

ISIAIAH, A.; JAMES, S.; LIYANG, S. *et al.* Weak instruments in iv regression: Theory and practice. **Annual Review of Economics**, 2018.

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

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

_____. Econometric policy evaluation: A critique. In: ELSEVIER. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**. [S.l.], 1976. v. 1, n. 1, p. 19–46.

MANKIW, N. G.; REIS, R. Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the new keynesian phillips curve. **The Quarterly Journal of Economics**, MIT Press, v. 117, n. 4, p. 1295–1328, 2002.

MAVROEIDIS, S.; PLAGBORG-MØLLER, M.; STOCK, J. H. Empirical evidence on inflation expectations in the new keynesian phillips curve. **Journal of Economic Literature**, v. 52, n. 1, p. 124–88, 2014.

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

MEDEIROS, G. B. d.; PORTUGAL, M. S.; ARAGÓN, E. K. d. S. B. Instabilidades na curva de phillips novo-keynesiana: um estudo empírico para o brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2017.

MENDES, I. M. B. R.; ABREU, L. R. L.; Ramos Filho, H. d. S. Efeitos assimétricos da política monetária sobre o investimento privado no brasil: uma análise a partir do modelo nardl. Anais do XVLLL Encontro Nacional de Economia da Anpec, 2020.

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

MOREIRA, M. J. Tests with correct size when instruments can be arbitrarily weak. **Journal of Econometrics**, Elsevier, v. 152, n. 2, p. 131–140, 2009.

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. **A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelationconsistent covariance matrix**. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1986.

OKUN, A. M. **Potential GNP: its measurement and significance**. [S.l.]: Washington: American Statistical Association, p.98-104, 1962, 1962.

PHELPS, E. S. Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. **Economica**, JSTOR, p. 254–281, 1967.

PHILLIPS, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom, 1861-1957. **economica**, JSTOR, v. 25, n. 100, p. 283–299, 1958.

ROBERTS, J. M. New keynesian economics and the phillips curve. **Journal of money, credit and banking**, JSTOR, v. 27, 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.

SACHSIDA, A. Inflação, desemprego e choques cambiais: uma revisão da literatura sobre a curva de phillips no brasil. **Revista Brasileira de Economia**, SciELO Brasil, v. 67, p. 549–559, 2013.

SAMUELSON, P. A.; SOLOW, R. M. Analytical aspects of anti-inflation policy. **The American Economic Review**, JSTOR, v. 50, n. 2, p. 177–194, 1960.

SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa de curva de phillips para o brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, SciELO Brasil, v. 10, p. 137–155, 2006.

TAYLOR, J. B. Staggered wage setting in a macro model. **The American Economic Review**, JSTOR, v. 69, n. 2, p. 108–113, 1979.

_____. Output and price stability: an international comparison. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Elsevier, v. 2, p. 109–132, 1980.

TOMBINI, A. A. *et al.* The recent brazilian disinflation process and costs. **Central Bank of Brazil Working Paper Series**, v. 109, 2006.

TRISTÃO, T. S.; SILVA TORRENT, H. da. Relações não lineares na curva de phillips: uma abordagem semi-paramétrica. **Economia Aplicada**, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto-USP ... , v. 19, n. 4, p. 679, 2015.

VOGELSANG, T. J.; PERRON, P. Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. **International Economic Review**, JSTOR, p. 1073–1100, 1998.

WOODFORD, M. **Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy**. [S.l.]: princeton university press, 2003.

YOGO, M. Estimating the elasticity of intertemporal substitution when instruments are weak. **Review of Economics and Statistics**, MIT Press, v. 86, n. 3, p. 797–810, 2004.