



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

WEIDER LOURETO ALVES

**NÃO LINEARIDADE DO REPASSE CAMBIAL EM UMA CURVA DE PHILLIPS:
UMA ABORDAGEM TEMPO-FREQUÊNCIA**

FORTALEZA

2021

WEIDER LOURETO ALVES

NÃO LINEARIDADE DO REPASSE CAMBIAL EM UMA CURVA DE PHILLIPS: UMA
ABORDAGEM TEMPO-FREQUÊNCIA

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia. Área de concentração: Economia.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira.

FORTALEZA

2021

A482n Alves, Weider Loureto.
Não Linearidade do Repasse Cambial em uma Curva de Phillips : Uma Abordagem Tempo-Frequência
/ Weider Loureto Alves. – 2021.
47 f. : il. color.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração,
Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2021.
Orientação: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira.

1. Repasse cambial. 2. Curva de Phillips. 3. Transformada de wavelet contínua. I. Título.

CDD 330

WEIDER LOURETO ALVES

NÃO LINEARIDADE DO REPASSE CAMBIAL EM UMA CURVA DE PHILLIPS: UMA
ABORDAGEM TEMPO-FREQUÊNCIA

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia. Área de concentração: Economia.

Aprovada em: ___/___/_____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Leandro de Almeida Rocco
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Christiano Modesto Penna
Universidade Federal do Ceará (UFC)

AGRADECIMENTOS

A Deus, refúgio e fortaleza nos momentos de dificuldade.

Aos meus pais, Sônia e Jorge, pelo apoio despendido de todas as formas em minha vida.

Ao professor Roberto Tatiwa Ferreira, pela excelente orientação.

Aos professores participantes da banca examinadora Leandro de Almeida Rocco e Christiano Modesto Penna, pelo tempo e pelas valiosas sugestões.

As minhas amigas e colegas, Odalice Sampaio, Kelly Samá e Analice Sampaio, pela amizade sincera e companheirismo dentro e fora da universidade.

Ao Emanuel pelo apoio, carinho, paciência e amor de sempre.

Por fim, ao CNPq, pelo apoio financeiro com a manutenção da bolsa de auxílio.

“I had my ups and downs, but I always find the inner strength to pull myself up. I was served lemons, but I made lemonade. (Hattie White)”

RESUMO

O objetivo desse trabalho é analisar a não linearidade do repasse cambial para a inflação em uma curva de Phillips novo-Keynesiana (CPNK), levando em consideração simultaneamente os domínios do tempo e da frequência, com um estudo de caso para o Brasil. Para isso, utiliza-se a transformada de *wavelet* contínua (CWT), que permite desagregar os efeitos em diferentes bandas de frequência ao longo do tempo. Por meio das ferramentas de *wavelets*, os resultados mostram que a relação entre a inflação IPCA cheio e a taxa de câmbio nominal é geralmente fraca em curto, médio e longo prazo durante todo o período amostral. Além disso, a direção da correlação entre as séries indica que houve repasse cambial apenas no longo prazo (36 ~ 72 meses). O ganho parcial elimina a diferença de fase entre as séries e mostra que no longo prazo há dois picos de repasse cambial: do final de 2002 ao início do 2003 e do final de 2013 ao início de 2014. Divergências de resultados podem surgir devido a escolha das *proxies* utilizadas. Por isso, realiza-se uma análise de robustez com diferentes *proxies* de inflação e taxa de câmbio, tais como preços livres, comercializáveis, não comercializáveis e a taxa de câmbio efetiva real. Os resultados dos testes de robustez confirmam os encontrados no modelo de linha de base.

Palavras-chave: Repasse cambial. Curva de Phillips. Transformada de *wavelet* contínua.

ABSTRACT

The objective of this paper is to analyze the non-linearity of the exchange rate pass-through in a New-Keynesian Phillips curve (NKPC), taking into account simultaneously the domains of time and frequency, with a case study for Brazil. For this, the continuous wavelet transform (CWT) is used, which allows disaggregating the effects in different frequency bands over time. Using the wavelet tools, the results show that the relationship between full IPCA inflation and the nominal exchange rate is generally weak in the short, medium, and long term over the entire sample period. In addition, the direction of the correlation between the series indicates that there was an exchange pass-through only in the long run (36 ~ 72 months). The partial gain eliminates the phase difference between the series and shows that in the long run there are two peaks in exchange rate transfers: from the end of 2002 to the beginning of 2003 and from the end of 2013 to the beginning of 2014. Differences in results may arise due to the choice of proxies used. For this reason, a robustness analysis is carried out with different inflation and exchange rate proxies, such as free prices, tradable, non-tradable prices, and the real effective exchange rate. The results of the robustness tests confirm those found in the baseline model.

Keywords: Exchange rate pass-through. Phillips curve. Continuous wavelet transform.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
2	REVISÃO DE LITERATURA	11
2.1	Desenvolvimento da curva de Phillips	11
2.2	Relação não linear entre taxa de câmbio e inflação	13
2.3	Curva de Phillips aumentada pela taxa de câmbio	15
2.4	Curva de Phillips no domínio tempo-frequência com <i>wavelets</i>	17
3	METODOLOGIA	18
3.1	A transformada de <i>wavelet</i> contínua (CWT)	18
3.2	Ferramentas uni e bivariadas	19
3.2.1	<i>Espectro de potência de wavelet e ângulo de fase</i>	19
3.2.2	<i>Ferramentas de wavelet cruzada</i>	19
3.3	Ferramentas multivariadas	20
3.3.1	<i>Coerência múltipla e parcial de wavelet e diferença de fase parcial</i>	21
3.3.2	<i>Ganho parcial de wavelet</i>	21
3.3.3	<i>Fórmulas em termos de coerência</i>	22
3.4	Representação das medidas de <i>wavelets</i> e significância estatística	23
4	BASE DE DADOS	24
5	RESULTADOS E DISCUSSÃO	25
5.1	Descrição e robustez dos resultados	25
5.2	Discussão dos resultados	30
6	CONCLUSÃO	31
	REFERÊNCIAS	34
	APÊNDICE A – GRÁFICOS E WPS DAS SÉRIES	38
	APÊNDICE B – RESULTADOS DO MODELO DE LINHA DE BASE	40
	APÊNDICE C – RESULTADOS DA ANÁLISE DE ROBUSTEZ	43

1 INTRODUÇÃO

Apesar de Fisher (1926) ter encontrado uma correlação entre nível de preços e desemprego para a economia americana, foi o trabalho de Phillips (1958) que estabeleceu as bases teóricas desta relação fornecendo uma evidência estatística formal da relação entre salários nominais e desemprego no Reino Unido. O autor encontrou um *trade-off* entre a taxa de desemprego e a taxa de mudança dos salários, que posteriormente veio ser chamado de curva de Phillips. Samuelson e Solow (1960) também investigaram o mesmo *trade-off* para os EUA, argumentando que os governos podem reduzir o desemprego aceitando algum nível de inflação.

Diversas críticas à curva de Phillips foram acompanhadas de importantes contribuições para a teoria estabelecida. Phelps (1967) e Friedman (1968) introduzem os conceitos de expectativas de inflação e taxa natural de desemprego motivados pela incapacidade da relação de Phillips de explicar períodos de estagflação. Para os autores o *trade-off* só existiria no curto prazo. Já Lucas (1972, 1973) amplia o modelo propondo a ideia de expectativas racionais. Nesse caso, os agentes usariam o histórico anterior para deduzir pesos para choques idiossincráticos e agregados em seus preços. Logo, uma mudança previsível (antecipada) da inflação não poderia alterar a taxa de desemprego.

Ainda podem-se citar contribuições mais recentes como a introdução de fundamentos microeconômicos que levaram a formulação da curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK). De acordo com as formulações de Taylor (1980) e Calvo (1983), os autores conciliam rigidez nominal e expectativas racionais, gerando um *trade-off* entre estabilização de preços e de produto. E a curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (CPNKH) proposta por Galí e Gertler (1999) que inclui expectativas de inflação *forward-looking*, o componente *backward-looking* da inflação e os custos marginais reais.

Empiricamente, há um amplo debate a respeito da adequação da curva de Phillips. Gordon (2011) oferece uma extensa revisão de literatura a respeito da sua utilização. Recentemente alguns trabalhos têm mostrado um renovado interesse em discutir seu mérito e adequação, com destaque para Coibion e Gorodnichenko (2015) e Blanchard (2016) em que os autores discutem a ausência de desinflação durante a Grande Recessão. Dado seu amplo interesse ao longo das décadas, é perceptível que a curva de Phillips é um dos principais modelos macroeconômicos de inflação, além de poder representar a oferta agregada da economia como em Henry e Pagan (2004), Woodford (2005), Prachowny (1993), entre outros.

As flutuações da taxa de câmbio podem afetar os preços de importação e, conseqüentemente, o nível geral de preços. Esse efeito é conhecido como repasse cambial (Yang, 1997; Campa e Goldberg, 2005; Choi e Cook, 2008). O artigo de Alogoskoufis e Smith (1991) é um dos primeiros a apresentar evidências de que as diferenças de regimes cambiais se refletem na curva de Phillips. Desde então, diversos estudos têm mostrado empiricamente que a inclusão de um componente de repasse cambial na curva de Phillips é importante para explicar pressões inflacionárias.

Para dados da economia brasileira, não há um consenso sobre os efeitos do choque cambial sobre a inflação na curva de Phillips, os quais dependem do número de defasagens para o choque cambial e das variáveis utilizadas. Alguns trabalhos utilizam simplesmente a taxa de câmbio nominal, já outros a combinam com um índice de preços externos (Schwartzman, 2006; Arruda, Ferreira e Castelar, 2011; Sachsida, 2013; Silva et al., 2018). Segundo Schwartzman

(2006) essa última especificação é teoricamente mais adequada, pois assume que os produtores avaliam os preços dos seus produtos relativamente ao dos seus concorrentes externos.

Embora a inclusão desses novos componentes na curva de Phillips tenham dado relevantes contribuições, ainda não responde questões referentes a estabilidade da mesma em diferentes horizontes temporais. A literatura tem mostrado que, em geral, as relações estabelecidas pela curva de Phillips não são estáveis, revelando diferentes repostas para curto e longo prazo. Em alguns casos a curva de Phillips só tem validade no longo prazo (Pimentel, 2013; Gallegati et al., 2011). Já em outros o *trade-off* mostra-se significante apenas no curto prazo (Aguilar-Conraria et al., 2019; Tiwari, Oros e Albulescu, 2014).

A estabilidade do repasse cambial para a inflação na curva de Phillips também tem sido amplamente estudada. Alguns trabalhos mostram que em períodos de baixa inflação o repasse é menor, como demonstrado por Sekine (2006), Arruda, Ferreira e Castelar (2011) e Correa e Minella (2010). Já Areosa e Medeiros (2007) mostram que o repasse cambial se torna mais intenso quanto maior o grau de abertura econômica. Forbes, Hjortsoe e Nenova (2018) estudam a assimetria do repasse à choques aleatórios, o repasse cambial seria baixo em resposta a choques de demanda e relativamente alto em resposta a choques de política monetária.

A literatura empírica tem mostrado ainda que o repasse cambial para a inflação diminuiu nos últimos anos na maioria dos países, tanto desenvolvidos quanto emergentes. Esse é o caso de Baharumshah, Soon e Wohar (2019), Cheikh e Louhichi (2016) e Jašová, Moessner e Takáts (2019). A hipótese mais aceita e empiricamente testada é a de Taylor (2000) de que o ambiente de baixa e estável inflação experimentado nos últimos anos pela maioria dos países estudados é o principal motivo desse declínio do repasse. Porém, em geral, os trabalhos verificam isso apenas no domínio do tempo, com os mais diversos métodos como VAR, TAR, *time-varying* parâmetros e GMM.

Dadas as evidências de que a relação inflação-câmbio é não linear, variante ao longo do tempo e dependente das condições econômicas, tais como o ambiente inflacionário e o grau de abertura comercial, podemos estender a análise para além do domínio do tempo, estudando também o domínio da frequência. Assim, podemos levantar alguns questionamentos, tais como: como ocorre a relação inflação-câmbio na curva de Phillips em diferentes frequências ao longo do tempo? A uma certa frequência, em que momentos ocorrerem repasses cambiais? O declínio do repasse, comumente encontrado na literatura, se mantém ao levarmos em consideração o domínio da frequência? Há diferenças entre o valor do repasse em frequências maiores ou menores?

Desta forma, o objetivo deste trabalho é investigar a não linearidade dos efeitos da taxa de câmbio na inflação em uma curva de Phillips para a economia brasileira no período recente, levando em consideração simultaneamente os domínios do tempo e da frequência. Dada a bidimensionalidade do nosso problema, utilizaremos a metodologia da transformada de *wavelets* contínua que nos permite diferenciar curto, médio e longo prazo detalhando a interação entre as variáveis em diferentes frequências ao longo do tempo e mostrando o status da relação *lead-lag* entre elas (Mutascu, 2019).

A curva de Phillips no domínio tempo-frequência tem sido objeto de amplo estudo na literatura recente, e a transformada de *wavelets* discreta e contínua são uns dos métodos mais utilizados neste tipo de análise devido suas vantagens metodológicas. Podemos citar Gallegati

et al. (2011) para os EUA e Pimentel (2013) para o Brasil, em que ambos os autores utilizam a transformada de *wavelets* discreta para decompor as séries e estimar uma curva de Phillips. Já Tiwari, Oros e Albulescu (2014) exploram o *trade-off* para a França com transformada de *wavelets* contínua e Aguiar-Contraria, Martins e Soares (2019) e Mutascu (2019) fazem o mesmo para a economia americana. Embora o repasse cambial seja importante para entender pressões inflacionárias em uma curva de Phillips, nenhum dos trabalhos tratam desse problema.

Assim, nossa contribuição para a literatura é dividida em dois pontos. Primeiro, até onde sabemos, não há nenhum trabalho que analise o repasse cambial para a inflação na curva de Phillips usando a abordagem tempo-frequência. Segundo, não há nenhum artigo que investigue a estabilidade da curva de Phillips para a economia brasileira por meio de uma transformada de *wavelets* contínua. Logo, poderemos observar a dinâmica dos parâmetros da curva de Phillips aumentada pelo câmbio em diferentes frequências ao longo do tempo.

O restante do trabalho está organizado em cinco seções. Na segunda seção, descrevemos a literatura relacionada ao tema, mostrando como sua evolução motiva o uso de métodos de análise no domínio tempo-frequência. Na terceira seção, apresentamos as ferramentas da transformada de *wavelets* usadas no trabalho, tais como a coerência parcial e múltipla, diferença de fase e ganho parcial. Na quarta seção, apresentamos os dados utilizados bem como algumas inferências iniciais. Na quinta seção, apresentamos e discutimos nossos resultados. E por fim, a seção seis conclui o estudo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

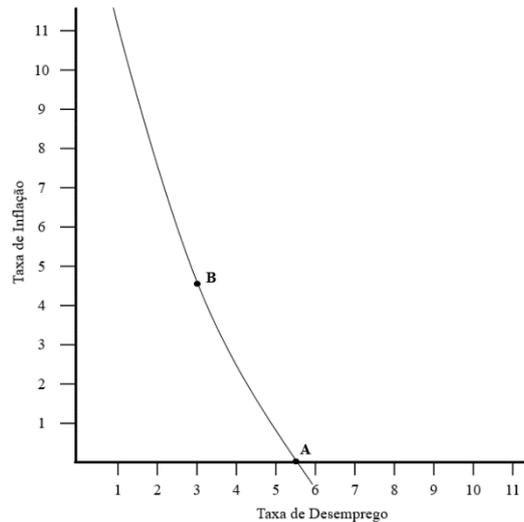
Nesta seção, revisitamos a literatura a respeito da relação entre taxa de câmbio e inflação. Antes, porém, abordamos o desenvolvimento da curva de Phillips para em seguida explanamos algumas contribuições acerca da não linearidade da relação entre câmbio e inflação. Após, destacamos o papel do repasse cambial na curva de Phillips, mostrando como a variação temporal domina os estudos sobre o tema negligenciando o domínio da frequência, estabelecendo assim as motivações para o nosso estudo. E finalmente, nos referimos a literatura mais próxima de nosso trabalho, esclarecendo nossas contribuições.

2.1 Desenvolvimento da curva de Phillips

Em trabalho seminal, Phillips (1958) apresenta evidências estatísticas de que a taxa de variação dos salários nominais no Reino Unido possa ser explicada pelo nível e pela taxa de variação do desemprego. Os dados mostram que no ponto em que a taxa de variação dos salários nominais for nula, o nível de desemprego deveria ser de 5,5% a.a. De forma semelhante, Samuelson e Solow (1960) testam a hipótese para a economia americana. Porém os autores estimaram a relação entre a taxa de inflação e a taxa de desemprego no período de 1934 a 1958.

Os autores foram os primeiros a abordar o problema como ferramenta de política com a ideia de se aceitar alguma medida de inflação tendo em vista reduzir o desemprego no curto prazo. Eles interpretam a curva de Phillips como uma relação estrutural que tinha o potencial de oferecer um menu de trocas exploráveis entre inflação e desemprego. Vale frisar que os próprios autores alertam que a relação pode não ser garantida no longo prazo, para que a economia possa usufruir de baixo desemprego e estabilidade de preços.

Figura 1 – CP de Samuelson e Solow (1960).

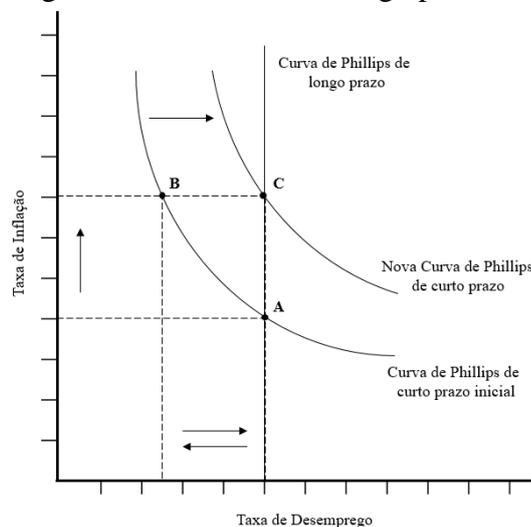


Fonte: elaborado pelos autores.

Phelps (1967) foi o primeiro trabalho a questionar formalmente a relação negativa estabelecida pela curva de Phillips. Para ele a inflação seria constante e igual a sua expectativa no ponto em que o desemprego igualasse seu nível de longo prazo. Em outras palavras, o *trade-off* só existiria no curto prazo. Similarmente Friedman (1968) afirma que, no longo prazo, os *policymakers* só podem escolher o que ele chamou de taxa natural de desemprego. Com fundamentação microeconômica, essa taxa natural provinha da interação entre o mercado de bens e mercado de trabalho e seria a única taxa de desemprego que igualaria a taxa de inflação à sua expectativa. Assim, abriu-se espaço para a possibilidade de uma situação de estagflação.

Graficamente, pode-se interpretar essas ideias da seguinte forma: partindo inicialmente da taxa de desemprego de equilíbrio em A onde as taxas de inflação corrente e esperada são iguais, qualquer tentativa de reduzir a taxa de desemprego abaixo de do seu valor de equilíbrio aumentaria a inflação corrente acima da esperada, e a inflação esperada aumentaria *one-for-one* em resposta, deslocando a CP de curto prazo para cima. O deslocamento para cima continuaria, até que o desemprego retornasse ao seu nível natural. Assim, a longo prazo, a CP estaria na vertical.

Figura 2 – CP de curto e longo prazo.



Fonte: elaborado pelos autores.

Em Phelps e Friedman o *trade-off* de curto prazo é mantido devido à escolha de modelar as expectativas de inflação como adaptativas. No entanto, Lucas (1972, 1973) amplia o modelo afirmando que os agentes usariam expectativas racionais para deduzir do histórico anterior pesos para choques idiossincráticos e agregados em seus preços. Com essa hipótese, pode-se antecipar qualquer política de expansão da demanda baseada em uma regra monetária previsível. Logo, como uma redução do desemprego (ou aumento do produto) exige um erro de previsão da inflação, qualquer mudança previsível da inflação não poderia alterar a taxa de desemprego (ou produto). Essa é a chamada Proposta de Ineficácia da Política Monetária.

Posteriormente, Taylor (1980) e Calvo (1983) conciliam rigidez nominal com a suposição de expectativas racionais e o comportamento otimizador dos agentes econômicos. Seja na estrutura de contratos de duração fixa de Taylor, seja no modelo de Calvo em que o preço desejado pela firma depende do nível geral de preços e do hiato do desemprego, as empresas estariam sujeitas à uma rigidez que as impedem de fazer revisões contínuas nos seus preços. Essas características de rigidez gerariam um *trade-off* entre estabilização de preços e estabilização de produto, derivando uma relação semelhante à curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK):

$$\pi_t = \alpha E\{\pi_{t+1}\} + \beta(U_t - U_t^N) + e_t \quad (1)$$

Já Galí e Gertler (1999) estimam uma versão estrutural da CPNK recuperando os parâmetros subjacentes que quantificam o grau de rigidez nominal, conforme os pressupostos de Taylor e Calvo, reintroduzindo a inflação passada (*backward-looking*). Entretanto, os autores introduzem o custo marginal das empresas como uma nova alternativa de medida de atividade econômica até então usadas (desemprego e hiato do produto). Por meio de técnicas econométricas comuns, os autores identificam e estimam os parâmetros estruturais da curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (CPNKH) apresentada como:

$$\pi_t = \gamma_f E\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \lambda m c_t \quad (2)$$

Como argumenta Mankiw (2001), a curva de Phillips Novo-Keynesiana, continua sendo um modelo misterioso e inexorável. Pois embora ela não seja totalmente consistente com os fatos estilizados dos efeitos dinâmicos da política monetária sobre a inflação e o desemprego, é impossível estudar os efeitos de curto prazo da política monetária sem admitir sua existência. De fato, ainda hoje sua validade e adequação continua sendo objeto de estudo.

É o caso de Blanchard (2016) em que o autor questiona a aplicabilidade da curva de Phillips para os EUA focando em períodos de crise como a Grande Recessão. O autor conclui que as expectativas tornaram-se cada vez mais ancoradas e que a inclinação da curva teve forte declínio, exceto em períodos de crise. Já para Coibion e Gorodnichenko (2015), as conclusões acima não explicam a ausência de desinflação durante a Grande Recessão. Os autores obtêm estimações mais próximas da realidade tomando a expectativa de inflação dos *households* como *proxy* para a expectativa de inflação das firmas, já que as firmas possuíam uma expectativa subestimada.

2.2 Relação não linear entre taxa de câmbio e inflação

Na literatura que trata da relação entre taxas de câmbio e pressões inflacionárias, o problema da não linearidade é amplamente documentado e testado. No artigo de Gagnon e Ihrig (2004), os autores desenvolvem um modelo teórico que atribui a mudança na taxa de repasse

cambial a maior ênfase na estabilização da inflação por muitos bancos centrais. A principal motivação está no fato de que o repasse cambial para a inflação doméstica parece ter declinado em muitos países desde os anos 1980. Os autores citam como exemplos o Reino Unido e a Suécia após 1992 e o Brasil em 1999.

Os autores testam empiricamente a hipótese para 20 países desenvolvidos entre 1971 e 2003, utilizando uma regra de política monetária de Taylor conforme Clarida, Galí e Gertler (1998). Foi encontrado que se os agentes esperam que a autoridade monetária aja fortemente para estabilizar a inflação doméstica, então eles estão menos inclinados a mudar os preços em resposta a um choque cambial; ou seja, o comportamento observado da política monetária pode ser um fator determinante da taxa decrescente do repasse.

Uma vez que o declínio do repasse cambial pode estar ligado ao ambiente inflacionário, Cheikh e Louhichi (2016) estudam o repasse apenas para os preços de importação utilizando a metodologia de *threshold* em painel introduzida por Hansen (1999) para uma amostra de 63 países de 1992 a 2012. Os autores identificam dois pontos de *threshold* nos dados, dividindo a amostra em três regimes de inflação: países com inflação ao ano abaixo de 2,76%, entre 2,76% e 8,28% e maior que 8,28%. Foi encontrada uma forte dependência do repasse cambial ao regime inflacionário, ou seja, o conjunto dos países com taxas de inflação mais altas experimentam um maior grau de repasse.

Resultado similar é encontrado para o Brasil por Nogueira Júnior (2010). O autor investiga em que medida um ambiente de baixa inflação contribui para o declínio do repasse cambial para os preços. O autor utiliza um modelo de regressão não linear de transição suave e testa a inflação defasada como uma possível variável de transição. Os resultados encontrados sugerem que o repasse cambial pode ser endógeno ao ambiente inflacionário e, portanto, pode ser influenciado por uma política monetária bem-sucedida.

No entanto, Forbes, Hjortsoe e Nenova (2018) propõem uma nova abordagem ao problema do repasse cambial. Eles desenvolvem um modelo onde incorporam diretamente seis choques subjacentes que causam as flutuações da taxa de câmbio: choques domésticos de oferta, demanda e política monetária, choque exógeno de taxa de câmbio e choques globais persistentes e transitórios; e avaliam como essas flutuações são repassadas aos preços de importação e ao consumidor. Com dados para o Reino Unido de 1993Q1 a 2015Q1 os autores estimam um vetor autorregressivo estrutural (SVAR) usando métodos Bayesianos, e mostram que os preços respondem de forma assimétrica. Por exemplo, o repasse cambial é baixo em resposta a choques de demanda e relativamente alto em resposta a choques de política monetária.

A literatura também examina se países com níveis diferentes de desenvolvimento podem apresentar resultados diferentes. Essa é a motivação de Zorzi, Hahn e Sánchez (2007), em que os autores examinam o grau de repasse cambial em 12 mercados emergentes da Ásia, América Latina, Centro e Leste Europeu, comparando-os com economias desenvolvidas como EUA, Japão e área do euro como grupo de controle. Utilizando vetores autorregressivos (VAR), as janelas temporais entre os países variam de meados dos anos 1980 a meados dos anos 2000. Os resultados contrariam parcialmente a opinião convencional de que o repasse é sempre mais alto nas economias emergentes do que nas desenvolvidas.

Os autores encontram que para mercados emergentes com taxas de inflação anuais de apenas um dígito (especialmente mercados asiáticos), o repasse é baixo e não muito diferente

das economias desenvolvidas. Também foram encontradas evidências de que a correlação entre repasse e inflação é estatisticamente significativa quando dois países extremos (Argentina e Turquia), para os quais os resultados não parecem confiáveis, são excluídos. Além disso, a presença de um vínculo positivo entre abertura de importação e repasse, embora seja teoricamente plausível, encontra um apoio empírico fraco.

Seguindo esta mesma ideia, Jašová, Moessner e Takáts (2019) estudam o repasse cambial para os preços ao consumidor em 22 economias emergentes e 11 avançadas de 1994Q1 a 2015Q4. Um GMM em painel é utilizado para as estimações. Os principais resultados foram que o repasse da taxa de câmbio nas economias emergentes diminuiu após a crise financeira de 2008, e esse declínio está relacionado ao declínio da inflação, enquanto o repasse cambial nas economias avançadas permaneceu relativamente baixo e estável ao longo do tempo.

Esse padrão de repasse encontrado é similar para estimativas trimestrais, anuais e de longo prazo, e não depende do comprimento das estimativas das janelas de rolagem já que as janelas de rolagem de 3, 4, 5, 6 e 8 anos apresentam o mesmo padrão. Aqui os autores já introduzem a necessidade de analisar o problema sob o domínio tempo-frequência, que é nosso objetivo neste trabalho.

Para o caso brasileiro, Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) estimam um modelo repasse cambial assimétrico para o nível de preços ao consumidor de 1999M01 a 2013M11. Os autores decompõem a variável câmbio em depreciações e apreciações e também utilizam um vetor autorregressivo estrutural (SVAR) para estimar as especificações do modelo. Os resultados indicam forte assimetria no repasse cambial, onde a média das estimações mostram um repasse de 11,38% no caso de depreciação e de 2,84% no caso de apreciação do real frente ao dólar.

Também para o Brasil, Marodin e Portugal (2018) investigam a não linearidade do repasse cambial combinado com a mudança de regime na volatilidade dos choques na curva de oferta agregada. Os autores utilizam um modelo novo-Keynesiano semiestrutural com *Markov-switching* com dados de 2000Q1 a 2015Q4. Há evidências de dois regimes para o repasse cambial e para a volatilidade dos choques na inflação. O repasse de longo prazo para a inflação, dado um choque de 1% na taxa de câmbio, é estimado em 0,00057 p.p. em um regime “normal” e 0,1035 p.p. em regime de “crise”.

2.3 Curva de Phillips aumentada pela taxa de câmbio

Tendo em vista aprofundar o estudo do repasse cambial para os preços, autores têm utilizado o *framework* teórico da curva de Phillips adicionando-a novos componentes. Alogoskoufis e Smith (1991) foi um dos primeiros trabalhos a estudar a presença de um componente de taxa de câmbio na curva de Phillips. Os autores utilizam um modelo macroeconômico de dois países para os EUA e Reino Unido com preços *forward-looking* para demonstrar que a persistência da inflação de preços é significativamente mais alta nos regimes de taxas de câmbio administradas do que nos regimes de taxas de câmbio fixas. Essas diferenças se refletem nas curvas de Phillips aumentadas pelas expectativas.

Já Choi e Cook (2008) estimam a taxa na qual o produtor estrangeiro repassa os preços em moeda local dos produtos importados nos EUA. Usando o método dos momentos generalizados (GMM), os autores estimam um repasse cambial de cerca de 7% ao trimestre e reportam evidências de rigidez nos preços de importação para os EUA e esse grau de rigidez é

semelhante ao da rigidez nos preços domésticos dos parceiros comerciais do país. Além disso, como na curva de Phillips novo-Keynesiana (CPNK), existe um elemento *forward-looking* substancial para o ajuste dos preços de importação que é consistente com a ideia de que muitas empresas estão se ajustando da maneira ideal.

No caso brasileiro, Areosa e Medeiros (2007) utilizam a CPNK padrão e a CPNK Híbrida (CPNKH) proposta por Woodford (2003) e Galí e Gertler (1999) para comparar as diferenças para uma pequena economia, inicialmente, fechada e depois aberta. Os principais resultados mostram que em uma economia aberta com indexação, a apreciação nominal da taxa de câmbio mais a inflação estrangeira afetam a inflação doméstica, e esse efeito se torna mais intenso com maior abertura econômica. Além disso os autores verificam que o impacto direto das variáveis de abertura econômica é pequeno, no entanto, o impacto indireto é significativo, alterando consistentemente os pesos associados à inflação defasada e à inflação futura esperada.

Ainda para o Brasil, Arruda, Oliveira e Castelar (2017) utilizam a CPNKH para examinar o comportamento da inflação brasileira em diferentes ambientes de expectativas *forward-looking*. A taxa de variação cambial nominal acrescida de uma medida de inflação internacional é incluída como *proxy* para o repasse cambial. Com dados de 2002M1 a 2015M8, mostram que, em um ambiente de menor previsibilidade, a inflação se mostra mais sensível aos ciclos da atividade econômica, além de observar um repasse cambial positivo e significante.

Schwartzman (2006) também estima uma curva de Phillips para o Brasil, porém com preços desagregados para bens comercializáveis, não comercializáveis e monitorados com o método de regressão em três estágios. Para contornar o problema da baixa significância do hiato do produto, o autor utiliza a capacidade da indústria como *proxy* de ciclo. O autor conclui não há impacto direto do câmbio sobre o preço de bens não comercializáveis, no entanto o modelo não exclui a possibilidade de um impacto indireto, já que a dinâmica dos bens comercializáveis depende do comportamento passado e esperado de todos os preços do país.

Além dos modelos lineares, autores têm estimado de forma não linear a curva de Phillips aumentada pelo câmbio. É o caso de Sekine (2006) em que o autor estima o repasse cambial para seis países desenvolvidos de 1974Q1 a 2004Q4 usando um modelo de parâmetros variantes no tempo com volatilidade estocástica. O repasse é dividido em impactos das flutuações da taxa de câmbio nos preços de importação (primeira etapa) e dos movimentos dos preços de importação nos preços ao consumidor (segunda etapa) em uma curva de Phillips. Os resultados mostram que nas duas etapas o repasse diminuiu ao longo do tempo em todos os países da amostra e que essa queda ocorreu gradualmente; e que a relação da queda do repasse com o ambiente inflacionário é fraca na primeira etapa e forte na segunda etapa.

Baharumshah, Soon e Wohar (2019) estimam o impacto dos movimentos da taxa de câmbio sobre a inflação na curva de Phillips para oito países asiáticos entre emergentes e desenvolvidos de 1980Q1 a 2018Q4. Aplicando o modelo de Markov-*switching*, os resultados mostram considerável assimetria nas estimativas do repasse. Além disso, a extensão do repasse diminuiu com o passar do tempo e está associada a um regime de baixa inflação, endossando a hipótese de Taylor (2000).

No caso brasileiro, Correa e Minella (2010) estimam uma curva de Phillips onde, além do hiato do produto, a variação da taxa de câmbio e a volatilidade da taxa de câmbio são testadas como variáveis *threshold*. Com uma amostra de 1995Q1 a 2004Q4 e estimada por meio

de 2SLS com variável instrumental para o componente de expectativa, os resultados indicam que o repasse de curto prazo é maior quando a economia está em expansão, quando a taxa de câmbio se deprecia acima de certo valor e quando a volatilidade da taxa de câmbio é menor.

Arruda, Ferreira e Castelar (2011) estimam e comparam previsões da inflação por meio de modelos lineares (ARMA, VAR) e não lineares (TAR) da curva de Phillips. Com dados de 1995M1 a 2005M12, o modelo TAR gerou as melhores previsões para a inflação para 2006M1 a 2006M12. Os autores verificaram por meio do modelo não linear que a inércia inflacionária e o repasse cambial apresentam efeitos maiores e significantes sobre a inflação corrente quando a taxa de inflação de quatro meses passados (*threshold*) ultrapassa 0,17%.

Para a zona do euro, Musso, Stracca e Dijk (2009) estudam a dinâmica de inflação tendo como forma funcional uma curva de Phillips aumentada por choques aditivos como o preço do petróleo e a taxa de câmbio. Com dados de 1970Q1 a 2005Q4 por meio de *smooth transition regression* (STR), os autores não encontram sinais de instabilidade ou não linearidade nos efeitos dos choques na inflação, a média e a inclinação da curva permanece praticamente inalteradas. Em relação a taxa de câmbio, o diferencial de inflação está negativamente relacionado aos choques nas taxas de câmbio, sugerindo que os preços são influenciados pelos movimentos cambiais euro/dólar americano.

2.4 Curva de Phillips no domínio tempo-frequência com *wavelets*

Como exposto até aqui, a literatura se restringiu em tratar apenas da dimensão temporal da relação não linear entre inflação e taxa de câmbio na curva de Phillips. No entanto, alguns trabalhos já têm utilizado métodos que permitem estudar a relação tempo-frequência, como a transformada de *wavelets* discreta ou contínua.

Gallegati et al. (2011) utilizam análise discreta de *wavelets* na relação entre inflação de salários e desemprego, como proposto por Phillips (1958), para os EUA de 1948 a 2008. Os autores decompõem as séries em frequências de curto, médio e longo prazo e estimam por mínimos quadrados ordinários (MQO). Os resultados mostram que, geralmente, a relação esperada é encontrada apenas em frequências mais baixas (longo prazo). No que diz respeito à escala temporal, há estabilidade nessa relação de 1948 a 1993, a qual deixa de existir após esse período (1993 a 2008), onde há um pior ajustamento das estimações com parâmetros menos significativos. Uma causa apontada é o ambiente de baixa inflação após meados de 1990.

Para a literatura brasileira, Pimentel (2013) testa a hipótese de Friedman (1968) e Phelps (1967) de que a relação estabelecida pela curva de Phillips só é válida no curto prazo. Com dados de 1980 a 2011 o autor também utiliza a metodologia da transformada de *wavelets* discreta para desagregar os efeitos de curto e longo prazo e rejeita a hipótese de curva de Phillips para a economia brasileira no curto prazo e a válida apenas no longo prazo. Esse resultado foi verificado tanto para todo o período quanto para os subperíodos da amostra.

As ferramentas da análise de *wavelets* também são utilizadas por Caraiani (2012) para a economia americana com o objetivo de estudar a relação entre moeda (M2), produto e taxa de juros. O autor encontrou evidências de um relacionamento mais fraco entre moeda e produto durante o período conhecido como Grande Moderação, bem como de um relacionamento mais forte entre os mesmos durante a Grande Recessão.

Tiwari, Oros e Albulescu (2014) exploram a relação inflação-hiato do produto para a França com dados de 1957M2 a 2011M12. Os autores usam a transformada de *wavelets* tanto discreta quanto contínua, com o objetivo de avaliar os co-movimentos das duas séries no contexto do tempo-frequência. Os autores descobrem que, em uma estrutura discreta de *wavelets*, as flutuações de curto e médio prazo de ambas as variáveis estão mais fortemente correlacionadas, enquanto a análise contínua de *wavelets* o hiato do produto *leads* a inflação no curto e no médio prazo.

Já Mutascu (2019) utiliza as ferramentas de *wavelets* para explorar a relação entre desemprego e taxa de inflação para os EUA. Com dados de 1945Q1 a 2017Q4 o autor caminha por diversos períodos de expansão e recessão econômica e divide a análise em duas: primeiro faz a análise tradicional com amostra completa e em seguida estuda isoladamente cada um dos quatro trimestres do ano. Ambos os casos revelaram uma curva de Phillips não estável dependendo do contexto econômico, sazonalidade e persistência no tempo. O *trade-off* não foi verificado em períodos de turbulência econômica, apenas em períodos de expansão. Além disso, as variáveis só apresentaram relação significativa no longo prazo.

Aguiar-Conraria, Martins e Soares (2019) também procuram responder questões referentes a estabilidade da curva de Phillips tais como se existe o *trade-off* no longo prazo, se o *trade-off* de curto prazo é estável e o papel da expectativas de inflação para os EUA de 1978Q1 a 2018Q4. Os autores utilizam as ferramentas da transformada de *wavelets* contínua tais como coerência parcial, diferença de fase e ganho parcial em um modelo multivariado com inflação, expectativa de inflação, hiato do desemprego e um choque de oferta em uma curva de Phillips Novo-keynesiana (CPNK). Os autores encontram que o *trade-off* de curto prazo é limitado a alguns episódios e ciclos curtos específicos e que a relação de longo prazo não é significativa. Por fim, no longo prazo, a inflação é explicada pelas expectativas.

Observe que, apesar do repasse cambial ser amplamente documentado na literatura, nenhum dos trabalhos que exploram a dimensão tempo-frequência incluem a taxa de câmbio como variável relevante. O presente trabalho pretende preencher essa lacuna com um estudo de caso para a economia brasileira.

3 METODOLOGIA

O presente trabalho usa o procedimento metodológico proposto por Aguiar-Conraria, Martins e Soares (2014, 2018), no qual a transformada de *wavelet* contínua (CWT) possibilita rastrear mudanças transitórias através do tempo e da frequência. Os dados econômicos possuem, em muitos casos, excesso de ruído, são não estacionários e com possíveis relações não lineares. Desta forma, a natureza local da análise de *wavelet* a torna muito adequada para uso com esse tipo de dados.

3.1 A transformada de *wavelet* contínua (CWT)

Primeiramente, um *wavelet* $\psi(t)$ é uma função que oscila em torno do eixo t e perde força à medida que se afasta do centro, comportando-se como uma pequena onda. O *wavelet* específico que usamos neste trabalho é a função de valor complexo selecionada na chamada família de *wavelets* Morlet definida por $\psi(t) = \pi^{-1/4} e^{6it} e^{-t^2/2}$. Esse é o *wavelet* mais comumente usado em economia ao realizar uma análise de *wavelets* contínua.

Dada uma série temporal $x(t)$, sua transformada de *wavelet* contínua (CWT), com respeito a um dado *wavelet* ψ , é a função de duas variáveis, $W_x(\mathbf{t}, \mathbf{s})$, dada por:

$$W_x(\mathbf{t}, \mathbf{s}) = \frac{1}{\sqrt{|\mathbf{s}|}} \int_{-\infty}^{\infty} x(t) \bar{\psi}\left(\frac{t-\mathbf{t}}{\mathbf{s}}\right) dt \quad (3)$$

Observe que \mathbf{s} é o parâmetro de escala (frequência) e \mathbf{t} o parâmetro de conversão que controlam, respectivamente, a amplitude e a localização ao longo do eixo t da função $\psi((t - \mathbf{t})/\mathbf{s})$. Para $|\mathbf{s}| > 1$, a função se torna larga (portanto, correspondendo a uma função com menor frequência) e para $|\mathbf{s}| < 1$, torna-se mais estreita (portanto, tornando-se uma função com maior frequência). Na fórmula acima e ao longo do trabalho, uma barra superior indica conjugação complexa.

3.2 Ferramentas uni e bivariadas

Quanto à CWT, todas as medidas de *wavelet* que vamos introduzir são funções das duas variáveis, \mathbf{t} e \mathbf{s} . Para simplificar a notação, descreveremos essas quantidades para um valor específico do argumento (\mathbf{t}, \mathbf{s}) , que será omitido nas fórmulas.

3.2.1 Espectro de potência de wavelet e ângulo de fase

Da mesma forma que a terminologia usada no caso de Fourier, o espectro de potência de *wavelet* (local) é definida como:

$$(WPS)_x = W_x \bar{W}_x = |W_x|^2 \quad (4)$$

O espectro de potência *wavelet* nos fornece uma medida da distribuição da variância das séries temporais no plano tempo-frequência.

Quando o *wavelet* ψ é uma função de valor complexo, como no nosso caso, a transformada de *wavelet*, W_x , também é de valor complexo. Nesse caso, a transformada pode ser expressa na forma polar como $W_x = |W_x| e^{i\phi_x}$, $\phi_x \in (-\pi, \pi]$. O ângulo ϕ_x é referido como a fase (de *wavelet*).

3.2.2 Ferramentas de wavelet cruzada

A transformada de *wavelet* cruzada de duas séries temporais $y(t)$ e $x(t)$, denotada por W_{yx} , é definida como:

$$W_{yx} = W_y \bar{W}_x \quad (5)$$

e seu valor absoluto é referido como o potência de *wavelet* cruzada. A potência de *wavelet* cruzada de duas séries temporais descreve a covariância entre duas séries temporais em cada tempo e frequência.

A coerência de *wavelets* complexa de y e x , ρ_{yx} , é dada por:

$$\rho_{yx} = \frac{S(W_{yx})}{[S(|W_y|^2)S(|W_x|^2)]^{1/2}} \quad (6)$$

onde S denota um operador de suavização em tempo e escala (frequência). Por simplicidade, denotaremos por S_{yx} a transformada de *wavelet* cruzada suavizada de duas séries y e x , isto é, $S_{yx} = S(W_{yx})$. Também usaremos σ_x para denotar a raiz quadrada da potência de *wavelet*

suavizada da série x , isto é, $\sigma_x = \sqrt{S(|W_x|^2)} = \sqrt{S_{xx}}$, e usaremos notação semelhante para a série y . Portanto, a fórmula para a coerência complexa pode simplesmente ser escrita como:

$$\varrho_{yx} = \frac{S_{yx}}{\sigma_y \sigma_x} \quad (7)$$

A coerência de *wavelet*, que denotaremos por R_{yx} , é o valor absoluto da coerência de *wavelet* complexa, ou seja, $R_{yx} = |\varrho_{yx}| = \frac{|S_{yx}|}{\sigma_y \sigma_x}$.

Com uma *wavelet* de valor complexo, podemos calcular a fase da transformada de *wavelet* de cada série e, calculando sua diferença, podemos obter informações sobre os possíveis atrasos das oscilações das duas séries, em função do tempo e da frequência. Segue-se imediatamente de (5) que a diferença de fase (de *wavelet*) entre y e x , que iremos denotar por ϕ_{yx} , também pode ser calculada como o ângulo da transformada de *wavelet* cruzada, W_{yx} .

Uma diferença de fase zero indica que as séries temporais se movem juntas em uma frequência especificada; se $\phi_{yx} \in (0, \pi/2)$, então as séries se movem em fase, mas a série temporal y lidera x ; se $\phi_{yx} \in (-\pi/2, 0)$, então é x quem está liderando; uma diferença de fase de π indica uma relação fora de fase; se $\phi_{yx} \in (\pi/2, \pi)$ então x está liderando; a série temporal y está liderando se $\phi_{yx} \in (-\pi, -\pi/2)$.

Outra maneira ligeiramente diferente de definir a diferença de fase faz uso do ângulo da coerência de *wavelet* complexa, em vez do ângulo da transformada de *wavelet* cruzada; essa definição, embora não coincida estritamente com a diferença entre as fases individuais, devido à suavização, tem a vantagem de permitir uma generalização mais direta para o caso multivariado. Por fim, definimos o ganho de *wavelet* complexo de y sobre x , denotado por \mathcal{G}_{yx} , como:

$$\mathcal{G}_{yx} = \frac{S_{yx}}{S_{xx}} = \varrho_{yx} \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \quad (8)$$

e, seguindo Mandler e Scharnagl (2014), chama-se ganho de *wavelet*, e denota-se por G_{yx} o módulo do ganho de *wavelet* complexo, ou seja,

$$G_{yx} = \frac{|S_{yx}|}{S_{xx}} = R_{yx} \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \quad (9)$$

Em analogia com a interpretação do ganho de Fourier dada por Engle (1976), podemos ver o ganho de *wavelet* como o coeficiente de regressão de y (adequadamente deslocada) em x ; mais precisamente, podemos ver o ganho como o regressão de y em x (a cada tempo e frequência), se não houver atraso entre as variáveis independente e dependente. Se houver um intervalo de tempo, o ganho poderá ser interpretado como o coeficiente de regressão se a série x tiver sido alterada na quantidade certa para eliminar qualquer diferença de fase, e a fase ϕ_{yx} é o ângulo pelo qual ela teria que ser alterada.

3.3 Ferramentas multivariadas

Primeiro apresenta-se a notação utilizada nesta subseção. Dadas p séries temporais, x_1, x_2, \dots, x_p , com $p > 2$, denotaremos por W_i o espectro de *wavelet* correspondente a i -ésima série temporal e por W_{ij} o espectro de *wavelet* cruzado de duas séries temporais x_i e x_j , tal que

$1 \leq i \leq p, 1 \leq j \leq p$. Da mesma forma que a coerência comum de *wavelets*, é necessário executar uma operação de suavização dos espectros cruzados para calcular coerências parciais de *wavelets*. Denotamos por S_{ij} a versão suavizada de W_{ij} , isto é, $S_{ij} = S(W_{ij})$, onde S é um certo operador de suavização e usaremos \mathcal{S} para denotar a matriz $p \times p$ de todos os espectros de *wavelets* cruzados suavizados S_{ij} , isto é, $\mathcal{S} = (S_{ij})_{i,j=1}^p$.

Para uma dada matriz A , A_i^j denota a sub-matriz obtida deletando sua i -ésima linha e j -ésima coluna e A_{ij}^d denota o cofator de elementos na posição (i, j) de A , isto é, $A_{ij}^d = (-1)^{(i+j)} \det A_i^j$. Para completar, usamos a notação $A^d = \det A$. Finalmente, para um dado inteiro j tal que $2 \leq j \leq p$, denotamos por q_j o conjunto de todos os índices de 2 a p com exceção de j , isto é, $q_j = \{2, \dots, p\} \setminus \{j\}$.

3.3.1 Coerência múltipla e parcial de wavelet e diferença de fase parcial

A coerência múltipla de *wavelet* quadrática entre a série x_1 e todas as outras séries x_2, \dots, x_p é denotada por $R_{1(23\dots p)}^2$ e dada pela fórmula:

$$R_{1(23\dots p)}^2 = 1 - \frac{\mathcal{S}^d}{S_{11} \mathcal{S}_{11}^d} \quad (10)$$

A coerência parcial de *wavelet* complexa de x_1 e x_j ($2 \leq j \leq p$) dada todas as outras séries é denotada por ϱ_{1j,q_j} e dado por:

$$\varrho_{1j,q_j} = - \frac{\mathcal{S}_{j1}^d}{\sqrt{\mathcal{S}_{11}^d} \sqrt{\mathcal{S}_{jj}^d}} \quad (11)$$

A coerência parcial de *wavelet* de x_1 e x_j dada todas as outras séries, denotada por R_{1j,q_j} , é definido como o valor absoluto da quantidade acima, isto é, $R_{1j,q_j} = \frac{|\mathcal{S}_{j1}^d|}{\sqrt{\mathcal{S}_{11}^d} \sqrt{\mathcal{S}_{jj}^d}}$, e a coerência parcial de *wavelet* quadrática de x_1 e x_j dada todas as outras séries, é simplesmente o quadrado de R_{1j,q_j} . Tendo definida a coerência parcial de *wavelet* complexa ϱ_{1j,q_j} de x_1 e x_j controlando todas as outras séries, simplesmente definimos a diferença de fase parcial de x_1 e x_j dada para todas as outras séries, denotada por ϕ_{1j,q_j} , como o ângulo de ϱ_{1j,q_j} .

3.3.2 Ganho parcial de wavelet

Definimos o ganho parcial de *wavelet* complexo da série x_1 sobre a série x_j , dadas todas as outras séries, denotado por \mathcal{G}_{1j,q_j} , pela fórmula:

$$\mathcal{G}_{1j,q_j} = - \frac{\mathcal{S}_{j1}^d}{\mathcal{S}_{11}^d} \quad (12)$$

e o ganho parcial de *wavelet*, denotado por G_{1j,q_j} , como o módulo da quantidade acima, isto é,

$$G_{1j,q_j} = \frac{|\mathcal{S}_{j1}^d|}{\mathcal{S}_{11}^d} \quad (13)$$

Naturalmente, o ganho parcial de *wavelet* complexo também pode ser calculado usando a coerência parcial de *wavelet* complexa, como:

$$\mathcal{G}_{1j.q_j} = \varrho_{1j.q_j} \frac{\sqrt{\mathcal{S}_{jj}^d}}{\sqrt{\mathcal{S}_{11}^d}} \quad (14)$$

e o ganho parcial de *wavelet* como:

$$G_{1j.q_j} = R_{1j.q_j} \frac{\sqrt{\mathcal{S}_{jj}^d}}{\sqrt{\mathcal{S}_{11}^d}} \quad (15)$$

Para $j = 2, \dots, p$, os valores $G_{1j.q_j}$ podem ser interpretados como o (módulo) dos coeficientes na regressão linear múltipla de x_1 contra as variáveis explicativas x_2, \dots, x_p , a cada tempo e frequência.

3.3.3 Fórmulas em termos de coerência

As fórmulas acima para a coerência múltipla, coerências parciais de *wavelet* e ganhos parciais de *wavelet* foram dadas em termos do espectro suavizado, S_{ij} . Também pode-se definir essas quantidades em termos de coerências complexas simples (isto é, coerências complexas de *wavelet* entre pares de séries).

No caso multivariado \mathcal{S} passa a ser representada pela matriz $\mathcal{C} = (\varrho_{ij})_{i,j=1}^p$ de todas as coerências complexas de *wavelet* ϱ_{ij} . Então, a coerência múltipla de *wavelet* pode ser representada pela seguinte fórmula alternativa:

$$R_{1(23\dots p)}^2 = 1 - \frac{\mathcal{E}^d}{\mathcal{E}_{11}^d} \quad (16)$$

A representação da coerência parcial de *wavelet* complexa $\varrho_{1j.q_j}$, e a coerência de *wavelet* $R_{1j.q_j}$ são dadas por:

$$\varrho_{1j.q_j} = -\frac{\mathcal{E}_{j1}^d}{\sqrt{\mathcal{E}_{11}^d} \sqrt{\mathcal{E}_{jj}^d}} \quad \text{e} \quad R_{1j.q_j} = \frac{|\mathcal{E}_{j1}^d|}{\sqrt{\mathcal{E}_{11}^d} \sqrt{\mathcal{E}_{jj}^d}} \quad (17)$$

E o ganho parcial de *wavelet* complexo $\mathcal{G}_{1j.q_j}$ e o ganho parcial de *wavelet* $G_{1j.q_j}$, respectivamente, por:

$$\mathcal{G}_{1j.q_j} = -\frac{\mathcal{E}_{j1}^d \sigma_1}{\mathcal{E}_{11}^d \sigma_j} \quad \text{e} \quad G_{1j.q_j} = -\frac{|\mathcal{E}_{j1}^d| \sigma_1}{\mathcal{E}_{11}^d \sigma_j} \quad (18)$$

A prova dos resultados acima é muito simples: lembrando que $S_{ij} = \sigma_i \sigma_j \varrho_{ij}$ (cf. (7)) e usando o fato bem conhecido de que, se uma linha ou coluna de uma matriz quadrada é multiplicada por uma constante, o determinante correspondente é multiplicado por essa constante, obtêm-se imediatamente a seguinte relação:

$$\begin{aligned} \mathcal{S}^d &= \sigma_1^2 \sigma_2^2 \dots \sigma_p^2 \mathcal{C}^d \\ \mathcal{S}_{1j}^d &= \sigma_1 \sigma_2^2 \dots \sigma_{j-1}^2 \sigma_j \sigma_{j+1}^2 \dots \sigma_p^2 \mathcal{C}_{1j}^d \quad (1 < j \leq p) \\ \mathcal{S}_{jj}^d &= \sigma_1^2 \sigma_2^2 \dots \sigma_{j-1}^2 \sigma_{j+1}^2 \dots \sigma_p^2 \mathcal{C}_{1j}^d \quad (1 \leq j \leq p) \end{aligned}$$

A substituição apropriada das relações acima nas fórmulas (10) à (13) nos fornece as fórmulas (16) à (18), respectivamente.

3.4 Representação das medidas de *wavelet* e significância estatística

Todas as medidas de *wavelet* vistas acima são calculadas para um número finito de valores de tempo e escala (frequência), produzindo uma matriz, cujas as informações devem ser exibidas adequadamente para facilitar a interpretação. A potência de *wavelet* e as coerências de *wavelet* são plotadas como mapas de calor bidimensionais, com cores variando de azul (indicando baixa potência/pequena coerência) a vermelho (alta potência/alta coerência).

Ao calcular a CWT de uma série temporal de comprimento finito, os valores da transformada no início e no final da série envolvem valores ausentes, que são prescritos artificialmente, causando distorções inevitáveis. A região na qual a transformada sofre esses efeitos de borda é chamada de cone de influência (COI), nessa região os resultados devem sempre ser interpretados com cuidado. A identificação do COI nas parcelas da potência e das coerências de *wavelet* é feita traçando uma linha apropriada.

Para testar a significância do espectro da potência de *wavelet*, pode-se confiar nos resultados de Torrence e Compo (1998), que mostram que o espectro (local) da potência de *wavelet* de um ruído branco ou um processo AR(1), normalizado pela variação da séries temporais, é muito bem aproximada por uma distribuição qui-quadrada. Testar o espectro de potência de *wavelet* contra um espectro plano (ruído branco) é um bom ponto de partida e é o que usamos neste trabalho.

Não existem bons resultados teóricos para testar a significância da coerência e da coerência parcial, pois os disponíveis impõem restrições muito rigorosas. Por esse motivo os estudos, geralmente, baseiam-se em simulações de Monte-Carlo. No nosso caso, ajustamos um modelo ARMA(1,1) a cada uma das séries e construímos novas amostras desenhando erros de uma distribuição gaussiana com uma variância igual à dos termos de erro estimados. Para cada conjunto de séries temporais realizamos este exercício 5000 vezes e extraímos os valores críticos. Nas parcelas da potência e das coerências de *wavelet*, os níveis de significância de 5% e 10% são identificados com um contorno preto e cinza, respectivamente. As linhas brancas nos espectros de potência indicam máximos locais.

Para as diferenças de fase e para os ganhos, exibimos valores médios (em cada ponto no tempo) correspondentes a banda de frequência selecionada. Como as fases são medidas angulares, cada fase média é calculada como uma média circular, que é a noção apropriada de média nesse caso. Intervalos de confiança para a média circular em cada ponto no tempo podem ser calculados conforme proposto por Zar (1996) e a interpretação da fase média em cada ponto é feita considerando valores tão extremos quanto os dois pontos finais do intervalo correspondente.

Cada ganho médio em uma determinada banda de frequência é obtido calculando o valor absoluto da média dos correspondentes ganhos complexos. Como obter adequadamente intervalos de confiança para o ganho é uma questão que ainda permanece em aberto e, por esse motivo, deve-se complementar a análise do ganho inspecionando a coerência e focando apenas nas regiões cuja coerência correspondente é estatisticamente significativa.

4 BASE DE DADOS

Nesta subseção são apresentadas as variáveis utilizadas para o estudo empírico da curva de Phillips aumentada pela taxa câmbio no domínio tempo-frequência. Sachsida (2013) destaca que os resultados das estimações de uma CP para o no Brasil são muito sensíveis ao conjunto das *proxies* adotadas. Assim, são escolhidas uma coleção de diferentes *proxies* dentre as mais utilizadas na literatura para testar as relações estabelecidas pela CP. A Tabela 1 abaixo sumariza essas variáveis.

Tabela 1 – Descrição das variáveis utilizadas.

Indicador	Variável	Proxy	Fonte
Inflação	Inflação	Inflação IPCA	BCB/Depec
		Inflação IPCA – Livres	
		Inflação IPCA – Comercializáveis	
		Inflação IPCA – Não comercializáveis	
		Inflação IGP-M	FGV/IBRE
Expectativas	Expectativa <i>Forward-looking</i>	Previsão Focus IPCA 1º dia	Relatório Focus Bacen
		Previsão Focus IGP-M 1º dia	
Ciclos econômicos	Ciclo do Desemprego	Hiato do desemprego – RMSP	Seade/PED
Pass-through	Repasse Cambial	Taxa de variação do câmbio nominal em log acrescida de uma medida de inflação internacional (PPI Americano)	BCB/Depec
		Índice de variação da taxa de câmbio efetiva real corrigido pelo Índice de Preços por Atacado (IPA-DI)	

Fonte: elaborado pelos autores.

Conforme Schwartzman (2006), as mudanças estruturais oriundas do Plano Real em 1994 e da mudança de política monetária e cambial em 1999 são fatores determinantes para escolha do tamanho da amostra. Adotar dados anteriores a 1999, por exemplo, exigiria o estudo do efeito das mudanças nas políticas monetária e cambial, que não é o objetivo deste trabalho. Assim, o horizonte temporal é de 2001M7 a 2019M6 para todas as variáveis, exceto para a inflação IGP-M cuja amostra é de 2001M11 a 2019M6. Os ciclos econômicos são obtidos através do filtro HP.

Para garantir uma amostra maior, são utilizados dados mensais acumulados ao ano. As figuras 3 e 4 no Apêndice A apresentam os gráficos das séries no lado esquerdo da figura e no lado direito os seus espectros de potência de *wavelet* (WPS), que mostram a volatilidade das séries temporais em cada locus de tempo-frequência e fornece uma primeira descrição dos dados. As características dos mapas de calor se dão conforme apresentadas na subseção 3.4.

Inicialmente, observa-se que todas as *proxies* de inflação, expectativas de inflação e taxa de câmbio apresentaram um padrão semelhante de volatilidade do início da amostra até meados de 2004, com forte volatilidade devido à incerteza dos agentes quanto a condução da política econômica dado a mudança de gestão governamental. Comportamento semelhante não

é observado na *proxy* de ciclo econômico, que possui seu período de maior volatilidade entre 2013 e 2019.

Os gráficos de inflação, exceto a de produtos não comercializáveis, mostram forte pressão inflacionária entre o final de 2002 e meados de 2003, seguido por um período de relativa estabilidade até 2014. Em 2015 houve rápida pressão seguida de queda e estabilidade. Os WPS mostram que todas as *proxies* de inflação possuem períodos cíclicos de médio (18 ~ 36 meses) e longo prazo (36 ~ 72 meses). Um caso especial é a inflação dos produtos não comercializáveis que apresentou baixa volatilidade durante todo o período amostral.

Tratando-se da inflação oficial, esta apresenta um ciclo de médio prazo de 2005 a 2009, após esse período perdeu poder e significância iniciando um ciclo de longo prazo de 2012 a 2019. Já a inflação de preços livres, que exclui os preços monitorados, apresenta um ciclo de médio e outro de longo prazo que se estendem de 2001 a 2018. Na inflação medida pelo IGP - M (medida mais abrangente de inflação, que pondera preços ao consumidor, ao produtor e da construção civil), há evidências de dois ciclos de médio prazo, de 2002 a 2009 e de 2005 a 2019, e um ciclo de longo prazo de 2001 a 2015.

As expectativas *forward-looking* do IPCA e do IGP-M, apresentam forte aumento em 2003 e desde então se mantem em num patamar estável em torno de 5%. Os WPS das expectativas de inflação possuem comportamento bem diferente do IPCA e do IGP-M. No curto e médio prazo, as expectativas não apresentam variabilidade durante toda a amostra. Além disso, é notável que as expectativas de inflação apresentam comportamento mais volátil do que a inflação no início da amostra.

A variável de ciclo econômico apresenta um ciclo de médio prazo de 2001 a 2005 e dois ciclos de longo prazo, um que se estende durante toda a amostra e outro que emerge em 2005 e termina em 2012, não revelando nenhum ciclo inferior a 18 meses, apesar dos efeitos de borda. Adicionalmente, o período de maior volatilidade do hiato do desemprego ocorre de 2013 a 2019, sendo este o único período de alta variabilidade da série.

Por fim, os espectros de potência das séries de variação cambial acumuladas ao ano revelam, majoritariamente, ciclos de médio prazo (18 ~ 36 meses). Especificamente, o câmbio nominal acrescido do PPI tem um ciclo por volta de 18 meses de 2001 a 2004 e outro por volta de 36 meses de meados de 2007 a 2019. A variação do câmbio real corrigida pelo IPA-DI também apresenta ciclos em períodos semelhantes. Seus gráficos mostram que as maiores taxas ocorrem principalmente nos anos de 2002, 2008, 2012, 2015 e 2018. Os WPS confirmam que nesses períodos estão as maiores volatilidades das taxas de câmbio.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção são apresentados os resultados das estimações da CPNK aumentada pela taxa de câmbio de acordo com o método discutido acima. Devido uma possível instabilidade dos resultados causada por diferenças metodológicas nas *proxies* empregadas na estimação da CP para o Brasil, uma análise de robustez dos resultados é posteriormente realizada. Por fim, termina-se a seção com a discussão e análise dos mesmos.

5.1 Descrição e robustez dos resultados

Inicialmente, define-se um modelo de linha de base de acordo com a CPNK. Esse modelo é composto por algumas das *proxies* mais utilizadas nas estimações da CP para o Brasil que são a inflação IPCA cheio, a previsão FOCUS IPCA 1º dia, o hiato do desemprego e a taxa de variação do câmbio nominal acrescida do PPI Americano. O primeiro resultado de interesse é o ajuste geral da CPNK fornecido pela coerência múltipla de *wavelet* do IPCA vs. expectativas IPCA, hiato do desemprego e câmbio nominal, conforme a figura 5 no Apêndice B.

De forma geral, a CPNK revela-se um excelente modelo empírico para explicar a inflação no longo prazo (36 ~ 72 meses), dada a alta coerência conjunta entre as séries na banda de frequência mais baixa. O que não ocorre no curto e médio prazo, exceto de 2001 até meados de 2008, onde quase nenhum lócus do mapa de calor se mostra estatisticamente significativo com muitas regiões de baixa coerência.

As figuras 6 e 7 no Apêndice B, apresentam as coerências parciais entre inflação e suas medidas de expectativas, além da diferença de fase e do ganho parcial. Observa-se que há alta correlação no longo prazo (36 ~ 72 meses) de 2001 até meados de 2015 e que a partir dessa data a coerência entre essas variáveis torna insignificante. Já em ciclos de curto prazo (9 ~ 18 meses) há poucos pontos dispersos de correlação entre as séries.

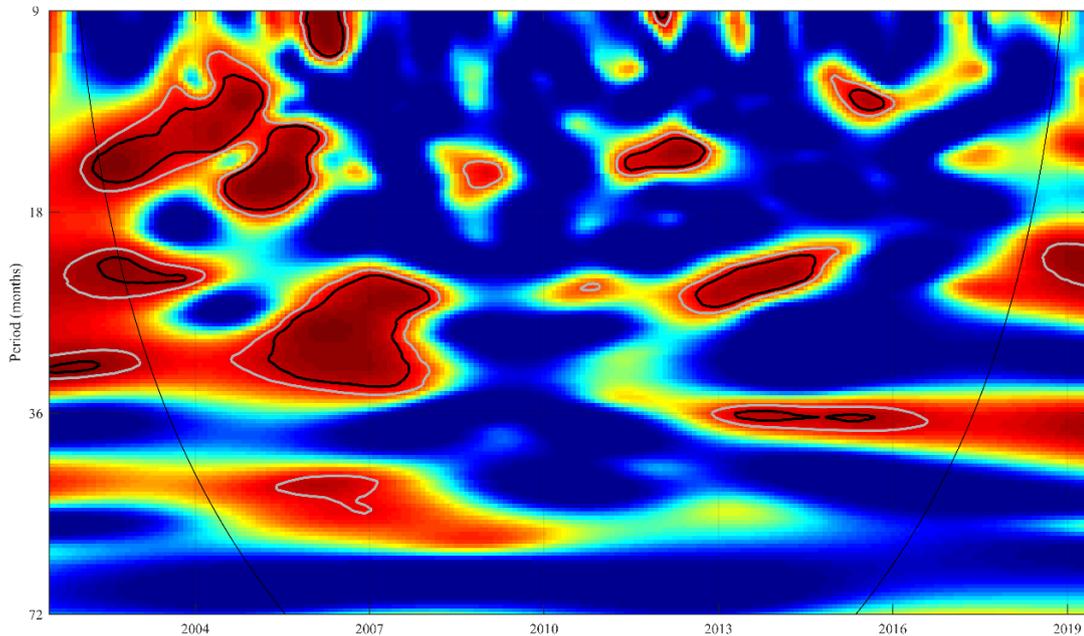
Em termos de diferença de fase, os resultados indicam que as séries possuem uma correlação negativa no curto prazo (9 ~ 18 meses) de meados de 2008 até 2019, salvo alguns períodos específicos. Já em ciclos de médio prazo, inflação e expectativas são positivamente relacionadas, tornando-se quase contemporâneas no longo prazo. O ganho parcial nos mostra que o coeficiente é ruidoso em ciclos de frequências mais altas, e no longo prazo o ganho das expectativas para a inflação diminui a partir de 2011.

Acerca da coerência parcial entre inflação e hiato do desemprego, geralmente a relação entre as séries é fraca e estatisticamente não significativa em grande parte dos lócus tempo-frequência, exceto em alguns períodos específicos como de 2004 a 2012 no longo prazo; de 2003 a 2008 e de 2011 a 2015 ambos no médio prazo. Esse resultado abre caminho para que consideremos uma possível relação inversa entre inflação e hiato do desemprego, pressuposta pela CP, como válida para o Brasil especialmente no curto prazo.

A diferença de fase entre as séries nos confirma essa relação negativa no curto e médio prazo, porém, no longo prazo, a relação inicia-se oscilando em torno de $\pi/2$ e torna-se definitivamente fora de fase a partir de meados de 2012. Embora o coeficiente de ganho parcial apresente um comportamento ruidoso em frequências mais altas, pode-se inferir que no final de 2003 e no início de 2014 ocorreu o maior ganho parcial do desemprego para a inflação. Já no longo prazo (36 ~ 72 meses) o ganho parcial aumentou gradualmente com o tempo.

No que se refere a relação entre inflação e taxa de câmbio, principal objetivo da pesquisa, a coerência parcial na figura 10 abaixo mostra fraca correlação na maioria dos lócus tempo-frequência, exceto em alguns períodos específicos, como por exemplo de 2001 a 2008, de 2011 a 2012 e de 2013 a 2014, todos em ciclos de curto e médio prazo. Em ciclos de longo prazo, a correlação entre as séries é dispersa em curtos períodos de tempo como em 2006, onde há significância estatística somente a 10%, e de 2013 a 2015 em ciclos de 36 meses.

Figura 10 – Coerência parcial: IPCA cheio x câmbio nominal, controlando as demais variáveis.



Fonte: elaborado pelos autores.

Sabendo que a correlação a entre inflação e taxa de câmbio é, geralmente, fraca, agora precisamos saber se essa correlação é positiva ou negativa. A diferença de fase na figura 11 abaixo nos mostra que em bandas de frequências mais altas não há relação positiva entre inflação e taxa de câmbio, logo não houve repasse cambial em ciclos de curto e médio prazo, exceto em alguns períodos específicos de curto prazo. Os resultados de curto prazo devem ser lidos com uma certa cautela. Por um lado, a frequência mensal dos dados pode gerar resultados ruidosos nessa banda de frequência. Entretanto, por outro lado, o uso de variáveis acumuladas anualmente tende a reduzir esse problema.

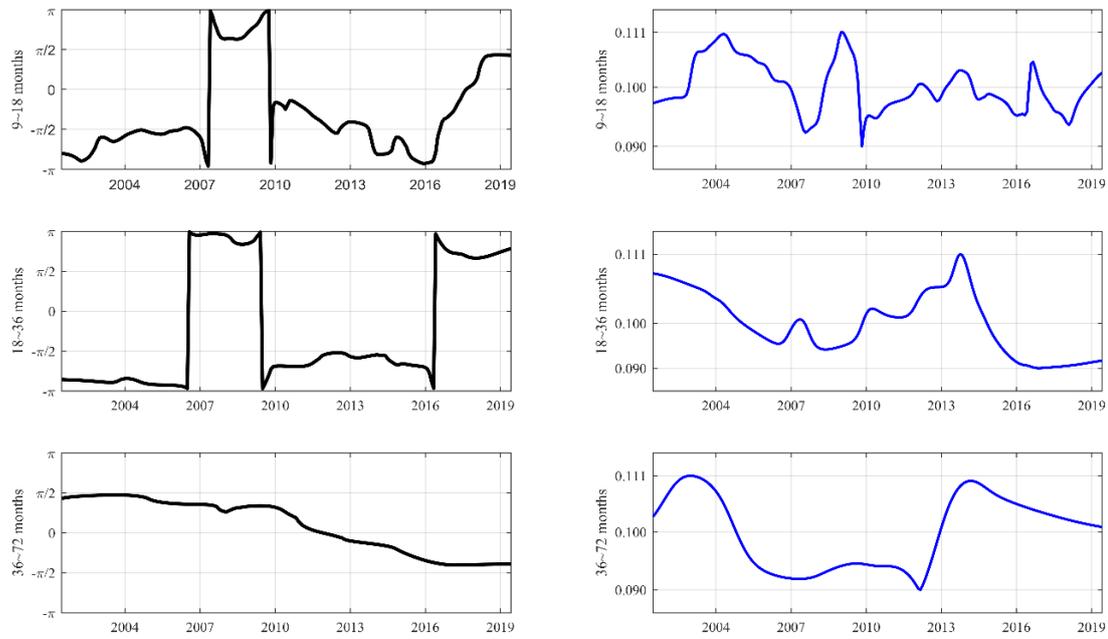
Já no longo prazo, há evidências de repasse cambial durante todo o período amostral, e que de 2001 até 2011 a inflação *leading* sobre o câmbio e de 2012 a 2019 o status da relação *lead-lag* se inverte, o câmbio *leading* sobre a inflação. Em termos de ganho parcial, quando elimina-se a diferença de fase entre as séries, o repasse do câmbio para a inflação é alto em todas as bandas de frequência no período próximo a 2003. Em 2008 houve um pico de repasse apenas no curto prazo. Por fim, em ciclos de médio e longo prazo, o repasse diminui após 2003 e atinge um novo pico no período próximo a 2014, após esse período volta a diminuir gradualmente.

Na literatura, as estimações de uma CP para o Brasil são sensíveis à escolha das *proxies* utilizadas. Assim, para análise de robustez dos resultados, são utilizadas diferentes *proxies* para as variáveis empregadas em nossas estimações. Inicialmente, analisa-se a variação da taxa de câmbio efetiva real corrigida pelo IPA-DI como uma nova *proxy* de repasse cambial, mantendo constante as demais variáveis do modelo de linha de base.

Conforme as figuras 12 e 13 no Apêndice C, a coerência parcial entre o IPCA cheio e essa *proxy* de repasse cambial mostra uma correlação fraca entre as séries na maioria dos lócus tempo-frequência, especialmente em bandas de frequências mais baixas. Porém, há pontos de alta correlação entre as séries no curto e médio prazo de 2001 até o início de 2008.

Além desses, há outros pontos isolados de alta coerência no curto prazo, como em 2008 e 2012. No longo prazo há coerência significativa apenas a 10% em ciclos de 36 meses de 2013 a 2015.

Figura 11 – Diferença de fase e ganho parcial: IPCA cheio x câmbio nominal, controlando as demais variáveis.



Fonte: elaborados pelos autores.

A diferença de fase evidencia que a correlação é negativa em frequências de curto e médio prazo, salvo períodos específicos como em 2011 e 2017, ambos no curto prazo. Já em ciclos de baixa frequência (36 ~ 72 meses) a correlação positiva entre as séries indica que no longo prazo houve repasse durante todo o período amostral. Em termos de ganho parcial, o repasse aumentou consideravelmente no período próximo a 2003 no curto e no longo prazo. Especificamente no longo prazo, o repasse atingiu novos picos em 2008 e 2015. Os resultados dessa primeira análise de robustez são bastante semelhantes aos do modelo de linha de base.

Em relação as *proxies* para a variável inflação, analisa-se inicialmente o IPCA livre, que exclui os preços monitorados, mantendo as demais variáveis do modelo de linha de base constantes, conforme as figuras 14 e 15 no Apêndice C. A coerência parcial nos mostra que, de forma geral, a correlação entre as séries foi fraca, especialmente em bandas de frequências mais baixas. Adicionalmente, o curto e médio prazo concentram o maior parte dos pontos de forte correlação, como por exemplo de 2002 a 2004, de 2012 a 2014. No longo prazo há apenas uma grande ilha de calor de 2004 a 2007.

Quanto a diferença de fase parcial, destaca-se que, semelhante ao IPCA cheio, os preços livres sofreram pouca influência dos movimentos cambiais no curto e médio prazo. Além disso, no longo prazo o resultado é semelhante ao do modelo de linha de base, o repasse ocorreu durante todo período amostral. Embora o ganho parcial seja ruidoso no curto prazo devido a amostragem dos dados, observa-se que no médio e longo prazo o repasse atingiu um pico em 2003 e em seguida diminuiu e manteve-se em um patamar baixo até o final da amostra, resultado diferente do modelo de linha de base, que obteve dois picos de repasse em 2003 e 2014.

No IPCA comercializáveis (índice composto apenas por produtos que podem ser exportados e importados, logo pode haver maior influência dos movimentos cambiais), as figuras 16 e 17, no Apêndice C, mostram na coerência parcial entre as séries pontos de forte correlação nas três bandas de frequência de 2001 até meados de 2007. Assim como no modelo anterior com o IPCA preços livres, a banda de frequência mais baixa (36 ~ 72 meses) apresenta ilhas calor que indicam forte correlação significativa no longo prazo.

A diferença de fase complementa o resultado acima e mostra que no curto e no médio prazo a correlação entre as séries foi negativa e no longo prazo foi positiva durante todo o período amostral, resultado semelhante aos encontrados anteriormente com outras *proxies* para inflação e câmbio. A respeito do ganho parcial, houve aumento de repasse cambial para a inflação no começo dos anos 2000 apenas em curto e médio prazo, no longo prazo o pico de repasse ocorreu em 2006, resultado diferente dos apresentados anteriormente.

A terceira *proxy* de inflação é o IPCA não comercializáveis (composto, em sua maioria, por serviços em geral restritos a economia doméstica, logo espera-se menor influência da taxa de câmbio). As figuras 18 e 19 no Apêndice C mostram que, semelhante aos modelos anteriores, a coerência parcial indicou fraca correlação entre a inflação de produtos não comercializáveis e os movimentos cambiais na maioria dos lócus tempo-frequência. Ainda assim, nas três bandas de frequência estudadas houve pontos de forte correlação, com destaque para o intervalo de 2004 a 2007 em médio e longo prazo.

Conforme o diagrama de diferença de fase, essa correlação entre as séries é negativa em bandas de frequência de curto e médio prazo, exceto alguns breves períodos no curto prazo. Já no longo prazo houve repasse cambial durante todo o período amostral, com destaque para o subperíodo que vai de 2007 até o primeiro semestre de 2011 onde as séries foram quase contemporâneas. O ganho parcial exibe um pico de repasse cambial para inflação em 2008 em curto e longo prazo, logo em seguida o repasse diminuiu e se manteve estável.

Até o momento foram usadas apenas subcategorias da inflação oficial como *proxy* para a inflação. O IGP-M é um índice mais abrangente que leva em consideração não somente os preços ao consumidor, mas também ao produtor e construção civil, logo poderá sofrer maior impacto das variações da taxa de câmbio. Por consequência, a *proxy* de expectativas de inflação também é alterada para as expectativas do IGP-M e todas as demais variáveis permanecem as mesmas.

As figuras 20 e 21 no Apêndice C indicam que, com exceção do período que vai de 2001 a 2006 e de 2010 a 2012, ambos no curto prazo (9 ~ 18 meses), a correlação entre o IGP-M e a taxa de câmbio é fraca na maior parte do lócus tempo-frequência em curto e médio prazo. Em relação ao longo prazo (36 ~ 72 meses) as regiões de alta correlação são estatisticamente não significativas a 5% ou 10%, exceto de 2003 a 2007. Pode-se inferir que, de forma geral, o IPCA cheio e IGP-M apresentam comportamento semelhante, com diferenças sutis apenas na banda de frequência mais baixa.

Da mesma forma a diferença de fase também apresenta resultados semelhantes aos dos modelos anteriores. Embora no curto prazo a alta frequência tenha tornado os resultados mais ruidosos, no médio prazo as séries apresentam correlação negativa, exceto do final de 2009 a 2012. Porém, no longo prazo, há repasse cambial durante todo o período amostral. Por fim, o ganho parcial aponta alto repasse para a inflação no início da amostra nas três bandas de

frequência, entretanto, o pico de repasse no longo prazo ocorreu em 2008, e no médio prazo ocorreram em 2010, 2011 e 2015.

5.2 Discussão dos resultados

Foi detalhada acima a relação não linear entre inflação e taxa de câmbio em uma CP para o Brasil por meio da transformada de *wavelet* contínua (CWT). Os resultados sugerem que a correlação entre as séries é majoritariamente fraca no curto, médio e longo prazo. Além disso, no curto e médio prazo não houve repasse cambial, porém no longo prazo houve repasse durante todo o período amostral. Por fim, o repasse para a inflação diminuiu após um pico em 2003, atingindo novo pico em 2014. Esses resultados foram confirmados pela análise de robustez.

Essa fraca correlação entre a taxa de inflação e os movimentos cambiais em diferentes bandas de frequência confirma que nos últimos anos o repasse cambial para a inflação diminuiu no Brasil dado o baixo grau de associação entre as séries. Esse resultado corrobora com a literatura empírica que encontra resultados semelhantes para economias desenvolvidas ou em desenvolvimento, como por exemplo Baharumshah, Soon e Wohar (2019), Cheikh e Louhichi (2016) e Jašová, Moessner e Takáts (2019).

Dentro do período amostral, o IPCA cheio acumulado ao ano experimentou uma tendência de estabilidade de aproximadamente 5,5% a.a. de 2004 a 2013, em contraste com o período de pressão inflacionária vivido nos anos 1980 e 1990. Vale acrescentar que as expectativas de inflação também acompanharam essa tendência de estabilidade. Esse pode ser apontado como um dos motivos pelos qual o grau de associação entre as variáveis diminuiu após o início dos anos 2000, especialmente no longo prazo onde o grau de associação é extremamente baixo.

Embora o ambiente de baixa inflação seja o principal motivo apontado na literatura para queda no repasse cambial nos últimos anos, conforme Cheikh e Louhichi (2016) e Correa e Minella (2010), é necessário observar que mesmo que o grau de associação entre as séries seja baixo, ele ainda existe em alguns pontos, logo é preciso saber a direção dessa correlação. Para isso foi examinada a diferença de fase parcial, que mostra que de fato o repasse é quase inexistente no curto e médio prazo, porém persistiu durante toda o período amostral no longo prazo.

É interessante observar que, embora a relação entre as séries seja negativa no curto e médio prazo, em meados de 2009 há uma mudança na relação *lead-lag* entre elas. Até 2009 o câmbio liderava sobre inflação, porém após o período da crise de 2008 a inflação passa a liderar sobre a taxa de câmbio, ou seja houve declínio ainda mais forte do repasse cambial. Essa mudança no padrão de repasse também é observada por Jašová, Moessner e Takáts (2019) para as economias emergentes, pois as desenvolvidas não experimentaram mudanças de regime.

Mesmo que as evidências encontradas sejam de declínio do repasse após a crise de 2008, os resultados desse trabalho mostraram que houve repasse cambial durante todo o período amostral no longo prazo. Logo, as bases teóricas de que os movimentos cambiais são repassados para o nível de preços continuam válidas no longo prazo. Adicionalmente, esses possíveis efeitos não lineares do repasse cambial em diferentes bandas de frequência já foram sinalizados pelos próprios autores, e até então nenhum trabalho havia explorado o domínio da frequência no repasse cambial na CP.

Independente da direção da correlação entre inflação e câmbio, o repasse sempre pode existir quando observado o ganho parcial, pois este elimina a diferença de fase entre as séries para cálculo do parâmetro. Nas três bandas de frequência houve forte repasse para a inflação entre 2003 e 2004, período de forte volatilidade cambial, especialmente no final de 2003 quando houve aumento de inflação e expressiva depreciação cambial, confirmando que em períodos de pressão inflacionária o repasse é maior, conforme apresentado anteriormente. Conclusão semelhante foi encontrada por Arruda, Ferreira e Castelar (2011) e Sekine (2006).

Um ponto importante é que em períodos de forte volatilidade da taxa de câmbio (conforme o WPS), o repasse para a inflação é maior nas três bandas de frequência, exceto durante o período da crise de 2008 onde o repasse é maior apenas no curto prazo. Nossos resultados vão de encontro aos achados de Correa e Minella (2010), onde em períodos de menor volatilidade houve maior repasse. Aparentemente, a CWT mostrou-se mais adequada para lidar com o problema da não linearidade do repasse, pois nossos resultados estão alinhados com os fatos estilizados da literatura de repasse cambial.

Observa-se também que na maioria dos períodos em que o hiato do desemprego foi crescente ou positivo, considerados aqui como períodos “de crise”, o repasse cambial atingiu seus maiores valores. Ao considerarmos o desemprego como uma medida de aquecimento da economia, podemos inferir que nos períodos em que a economia estava desaquecida o repasse foi relativamente maior, corroborando com Brasil, Marodin e Portugal (2018) em que em regimes “de crise” o repasse aumenta, porém diferente dos achados de Correa e Minella (2010) onde o repasse é maior quando a economia está aquecida.

Os testes de robustez confirmam os resultados encontrados para a modelo de linha de base. Particularmente, quando os preços desagregados são utilizados, observa-se que o impacto dos movimentos cambiais é menor sobre a inflação de produtos não comercializáveis do que sobre a inflação de produtos comercializáveis, conforme esperado pela teoria. Resultado semelhante foi encontrado em Schwartzman (2006), embora o autor não descarte um efeito indireto sobre os bens não comercializáveis.

Por fim, o longo prazo é o único período em que a diferença de fase apresentou uma relação positiva entre as séries, mostrando que o repasse se manteve baixo e estável no período semelhante ao que a inflação acumulada manteve uma tendência de estabilidade, como exposto anteriormente. Assim, os resultados deste trabalho estão de acordo com a literatura que reporta que o repasse diminuiu nos últimos anos no Brasil, porém esse resultado se mantém apenas no curto prazo, pois o repasse existe no longo prazo, embora a coerência entre as séries seja baixa.

6 CONCLUSÃO

Em uma economia aberta, os movimentos da taxa de câmbio podem ser repassados para os níveis de preços, chama-se esse fenômeno de repasse cambial. O desenvolvimento dos modelos empíricos da curva de Phillips novo-Keynesiana (CPNK) têm incorporado essa variável dada a sua relação com a inflação. Além disso, há um consenso de que o repasse não é linear e pode variar de acordo com o grau de abertura comercial, choques aleatórios e ambiente inflacionário, sendo esta última suposição a mais testada conforme a hipótese de Taylor (2000).

Entretanto, a literatura tem mostrado que esse problema tem sido abordado apenas no domínio do tempo gerando questionamentos a respeito da validade dos resultados em diferentes frequências. Assim, o objetivo desse trabalho foi analisar a não linearidade do repasse cambial na inflação em uma CP, levando em consideração simultaneamente os domínios tempo e frequência, com um estudo de caso para o Brasil. Para isso, foi utilizada a transformada de *wavelet* contínua (CWT), que permite desagregar os efeitos em diferentes bandas de frequência ao longo do tempo.

Utilizando as ferramentas de *wavelet*, como a coerência parcial, a diferença de fase parcial e o ganho parcial, os resultados mostraram que a relação entre a inflação IPCA cheio e taxa de câmbio foi geralmente fraca em curto, médio e longo prazo durante todo o período amostral. Além disso, ao analisar a diferença de fase parcial, visualiza-se que a direção da correlação entre as séries foi positiva apenas na banda de frequência mais baixa (36 ~ 72 meses), indicando que houve repasse cambial apenas no longo prazo.

Esse resultado corrobora com os estudos de Baharumshah, Soon e Wohar (2019), Cheikh e Louhichi (2016) e Jašová, Moessner e Takáts (2019) de que nas últimas décadas o repasse cambial para a inflação diminuiu em diversas economias desenvolvidas e emergentes. Porém esse resultado mostrou-se significativo apenas em curto e médio prazo, pois no longo prazo, embora a correlação entre as séries seja fraca, o repasse existiu durante todo o período amostral, revelando a importância de desagregar os efeitos entre as séries.

Além disso, observa-se que houve uma mudança no status da relação *lead-lag* entre inflação e taxa de câmbio no período posterior a crise financeira de 2008, resultando em um declínio ainda mais forte do repasse cambial em curto e médio prazo. Esses resultados para o caso brasileiro corroboram com Jašová, Moessner e Takáts (2019) de que as economias emergentes experimentaram mudanças de regime de repasse cambial após crise de 2008, fato não observado nas economias desenvolvidas.

Em termos de ganho parcial, quando a diferença de fase é eliminada, os resultados se mostraram um tanto ruidosos na frequência mais alta (9 ~ 18 meses) dado a amostragem mensal dos dados. Ainda assim, padrões puderam ser observados como por exemplo, em curto, médio e longo prazo houve alto repasse para a inflação entre 2003 e 2004, período de forte pressão inflacionária. Esse resultado é interessante, pois nos confirma a hipótese de que em períodos de alta inflação o repasse é maior.

Já no longo prazo, o coeficiente de ganho é suavizado e capta apenas dois picos de repasse cambial: do final de 2002 ao início do 2003 e do final de 2013 ao início de 2014. Não coincidentemente, esses são períodos próximos as eleições federais, onde as expectativas dos agentes em relação à política econômica sofrem fortes alterações. Além disso, em períodos de maior volatilidade cambial o repasse aumentou, indo de encontro aos achados de Correa e Minella (2010), onde em períodos de menor volatilidade cambial houve maior repasse.

As divergências de resultados que possam surgir são apontadas por Sachsida (2013) como derivadas do fato de que as estimações de uma CP para o Brasil são muito sensíveis a escolha das *proxies* utilizadas, por isso a análise de robustez empregou diferentes *proxies* de inflação e taxa de câmbio. Ao modificar a *proxy* de câmbio para a variação do índice da taxa de câmbio efetiva real corrigida pelo IPA-DI, os resultados não apresentaram mudanças significativas.

Além de uma nova *proxy* para a taxa de câmbio, testou-se também novas *proxies* para a inflação. Os modelos com as variáveis IPCA livres (que excluem os preços monitorados), IPCA comercializáveis e não comercializáveis apresentaram pouca diferença significativa em relação ao modelo de linha de base. Especificamente, entre os produtos comercializáveis e não comercializáveis, o impacto dos movimentos cambiais é menor nesses últimos conforme esperado pela teoria, corroborando com os achados para o Brasil de Schwartzman (2006).

Por fim, a análise de robustez dá validade aos resultados do modelo de linha base confirmando que, de fato, o repasse cambial diminuiu no Brasil nos últimos anos, porém esse resultado é válido apenas no curto prazo, pois no longo prazo o repasse continuou existindo durante toda a amostra. Esse resultado é importante para tomada de decisão de *policymakers*, governo e investidores, especialmente pela necessidade da manutenção de uma ambiente de baixa e estável inflação e para realização de negócios internacionais.

É necessário salientar que a disponibilidade de dados forneceu resultados um tanto ruidosos no curto prazo, e que o período amostral descartou a mudança de regime cambial em 1999 e conseqüentemente o efeito da mudança de política. Assim, sugere-se testar outras *proxies* de inflação e câmbio, além de desagregar os produtos da cesta que compõe a inflação oficial, pois há produtos que podem sofrer maior impacto da variação cambial do que outros. Adicionalmente, pode-se estender a análise para outros países, especialmente os emergentes, pois estes apresentaram mudanças no padrão de repasse após a crise de 2008.

REFERÊNCIAS

- AGUIAR-CONRARIA, Luís; MARTINS, Manuel MF; SOARES, Maria Joana. Estimating the Taylor rule in the time-frequency domain. 2014.
- AGUIAR-CONRARIA, Luís; MARTINS, Manuel MF; SOARES, Maria Joana. Estimating the Taylor rule in the time-frequency domain. **Journal of Macroeconomics**, v. 57, p. 122-137, 2018.
- AGUIAR-CONRARIA, Luís; MARTINS, Manuel MF; SOARES, M. J. The Phillips Curve at 60: time for time and frequency. 2019.
- ALOGOSKOUFIS, George S.; SMITH, Ron. The Phillips curve, the persistence of inflation, and the Lucas critique: Evidence from exchange-rate regimes. **The American Economic Review**, p. 1254-1275, 1991.
- AREOSA, Waldyr Dutra; MEDEIROS, Marcelo. Inflation dynamics in Brazil: The case of a small open economy. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 27, n. 1, p. 131-166, 2007.
- ARRUDA, Elano Ferreira; FERREIRA, Roberto Tatiwa; CASTELAR, Ivan. Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 3, p. 237-252, 2011.
- ARRUDA, Elano Ferreira; OLIVEIRA, Maria Thalita Arruda; CASTELAR, Ivan. Dinâmica recente da inflação brasileira em ambientes distintos de expectativas *forward-looking*. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 37, n. 4, p. 808-831, 2017.
- BAHARUMSHAH, Ahmad Zubaidi; SOON, Siew-Voon; WOHAR, Mark E. Phillips Curve for the Asian Economies: A Nonlinear Perspective. **Emerging Markets Finance and Trade**, p. 1-30, 2019.
- BLANCHARD, Olivier. The Phillips Curve: Back to the '60s?. **American Economic Review**, v. 106, n. 5, p. 31-34, 2016.
- CALVO, Guillermo A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of monetary Economics**, v. 12, n. 3, p. 383-398, 1983.
- CAMPA, Jose Manuel; GOLDBERG, Linda S. Exchange rate pass-through into import prices. **Review of Economics and Statistics**, v. 87, n. 4, p. 679-690, 2005.
- CARAIANI, Petre. Money and output: New evidence based on wavelet coherence. **Economics Letters**, v. 116, n. 3, p. 547-550, 2012.
- CHEIKH, Nidhaleddine Ben; LOUHICHI, Waël. Revisiting the role of inflation environment in exchange rate pass-through: A panel threshold approach. **Economic Modelling**, v. 52, p. 233-238, 2016.
- CHOI, Woon Gyu; COOK, David E. New Keynesian exchange rate pass-through. **IMF Working Papers**, p. 1-25, 2008.
- CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. Monetary policy rules in practice: Some international evidence. **European Economic Review**, v. 42, n. 6, p. 1033-1067, 1998.

- COIBION, Olivier; GORODNICHENKO, Yuriy. Is the Phillips curve alive and well after all? Inflation expectations and the missing disinflation. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 7, n. 1, p. 197-232, 2015.
- CORREA, Arnildo da Silva; MINELLA, André. Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: A Phillips curve model with threshold for Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 3, p. 231-243, 2010.
- ENGLE, Robert F. Interpreting spectral analyses in terms of time-domain models. In: **Annals of Economic and Social Measurement, Volume 5, number 1**. NBER, 1976. p. 89-109.
- FISHER, Irving. A statistical relation between unemployment and price changes. **Int'l Lab. Rev.**, v. 13, p. 785, 1926.
- FORBES, Kristin; HJORTSOE, Ida; NENOVA, Tsvetelina. The shocks matter: improving our estimates of exchange rate pass-through. **Journal of international economics**, v. 114, p. 255-275, 2018.
- FRIEDMAN, Milton. The role of monetary policy. **American Economic Review**, vol. 58, n. 1, p. 1-17, 1968.
- GAGNON, Joseph E.; IHRIG, Jane. Monetary policy and exchange rate pass-through. **International Journal of Finance & Economics**, v. 9, n. 4, p. 315-338, 2004.
- GALI, Jordi; GERTLER, Mark. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, n. 2, p. 195-222, 1999.
- GALLEGATI, Marco et al. The US wage Phillips curve across frequencies and over time. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 73, n. 4, p. 489-508, 2011.
- GORDON, Robert J. The history of the Phillips curve: Consensus and bifurcation. **Economica**, v. 78, n. 309, p. 10-50, 2011.
- HANSEN, Bruce E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. **Journal of econometrics**, v. 93, n. 2, p. 345-368, 1999.
- HENRY, SG B.; PAGAN, Adrian R. The econometrics of the New Keynesian policy model: introduction. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 66, p. 581-607, 2004.
- JAŠOVÁ, Martina; MOESSNER, Richhild; TAKÁTS, Előd. Exchange Rate Pass-Through: What Has Changed Since the Crisis?. **International Journal of Central Banking**, v. 15, n. 3, p. 27-58, 2019.
- LUCAS JR, Robert E. Expectations and the Neutrality of Money. **Journal of economic theory**, v. 4, n. 2, p. 103-124, 1972.
- LUCAS JR, Robert E. Some international evidence on output-inflation tradeoffs. **The American Economic Review**, p. 326-334, 1973.
- MANDLER, Martin; SCHARNAGL, Michael. Money growth and consumer price inflation in the euro area: a wavelet analysis. 2014.
- MANKIW, N. Gregory. The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment. **The Economic Journal**, v. 111, n. 471, p. 45-61, 2001.

MARODIN, Fabrizio Almeida; PORTUGAL, Marcelo Salvino. Exchange Rate Pass-Through in Brazil: a Markov switching estimation for the inflation targeting period (2000-2015). In: **Banco Central do Brasil Working Paper Series**. 2018.

MUSSOA, Alberto; STRACCAA, Livio; DIJKB, Dick Van. Instability and Nonlinearity in the Euro-Area Phillips Curve. **International Journal of Central Banking**, 2009.

MUTASCU, Mihai. Phillips curve in US: New insights in time and frequency. **Research in Economics**, v. 73, n. 1, p. 85-96, 2019.

NOGUEIRA JUNIOR, Reginaldo Pinto. Inflation environment and lower exchange rate pass-through in Brazil: is there a relationship?. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 1, p. 49-56, 2010.

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

PHILLIPS, Alban W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. **Economica**, v. 25, n. 100, p. 283-299, 1958.

PIMENTEL, Edgard Almeida. A wavelets-based analysis of the Philips curve hypothesis for the Brazilian economy, 1980-2011. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 1, p. 90-114, 2013.

PIMENTEL, Débora Mesquita; LUPORINI, Viviane; MODENESI, André de Melo. Assimetrias no repasse cambial para a inflação: uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013). **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 46, n. 2, p. 343-372, 2016.

PRACHOWNY, Martin FJ. Okun's law: theoretical foundations and revised estimates. **The Review of Economics and Statistics**, p. 331-336, 1993.

SACHSIDA, Adolfo. Inflação, desemprego e choques cambiais: uma revisão da literatura sobre a curva de Phillips no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 67, n. 4, p. 549-559, 2013.

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

SCHWARTZMAN, Felipe Farah. Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 1, p. 137-155, 2006.

SEKINE, Toshitaka. **Time-varying exchange rate pass-through: experiences of some industrial countries**. Bank for International Settlements, 2006.

SILVA, Erika Vanessa Alves da et al. Média móvel e a Curva de Phillips: previsões para a taxa de inflação em uma amostra de países desenvolvidos e em desenvolvimento. **Nova Economia**, v. 28, n. 2, p. 499-521, 2018.

TAYLOR, John B. Aggregate dynamics and staggered contracts. **Journal of Political Economy**, v. 88, n. 1, p. 1-23, 1980.

TAYLOR, John B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. **European Economic Review**, v. 44, n. 7, p. 1389-1408, 2000.

TIWARI, Aviral Kumar; OROS, Cornel; ALBULESCU, Claudiu Tiberiu. Revisiting the inflation–output gap relationship for France using a wavelet transform approach. **Economic Modelling**, v. 37, p. 464-475, 2014.

TORRENCE, Christopher; COMPO, Gilbert P. A practical guide to wavelet analysis. **Bulletin of the American Meteorological society**, v. 79, n. 1, p. 61-78, 1998.

WOODFORD, Michael. **Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy**. Princeton University Press, 2003.

WOODFORD, Michael. **Central bank communication and policy effectiveness**. National Bureau of Economic Research, 2005.

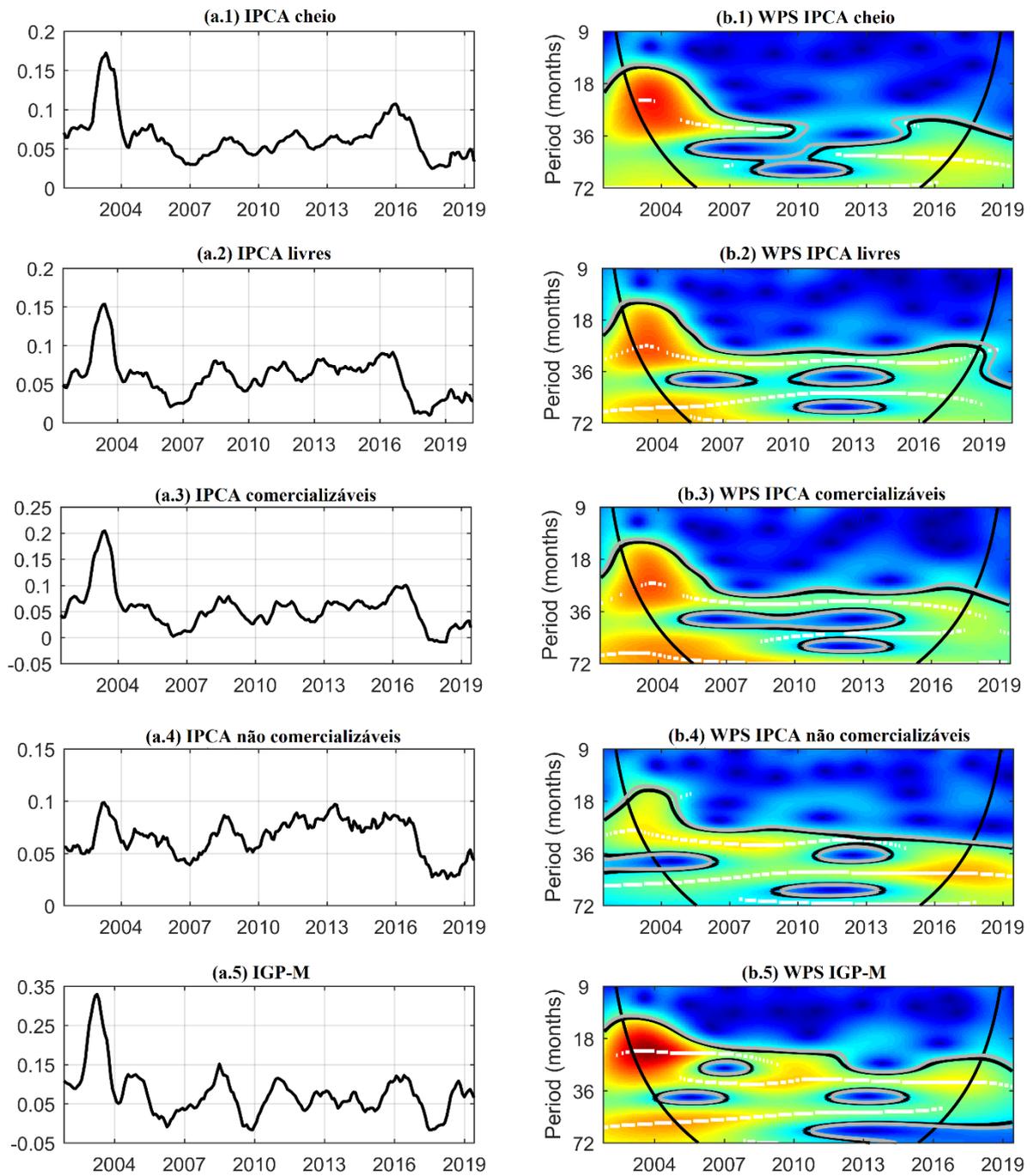
YANG, Jiawen. Exchange rate pass-through in US manufacturing industries. **Review of Economics and Statistics**, v. 79, n. 1, p. 95-104, 1997.

ZAR, J. H. **Biostatistical Analysis**. 3rd ed Prentice-Hall International. **London**. [Google Scholar], 1996.

CA'ZORZI, Michele; HAHN, Elke; SÁNCHEZ, Marcelo. Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets. **The IUP Journal of Monetary Economics**, n. 4, p. 84-102, 2007.

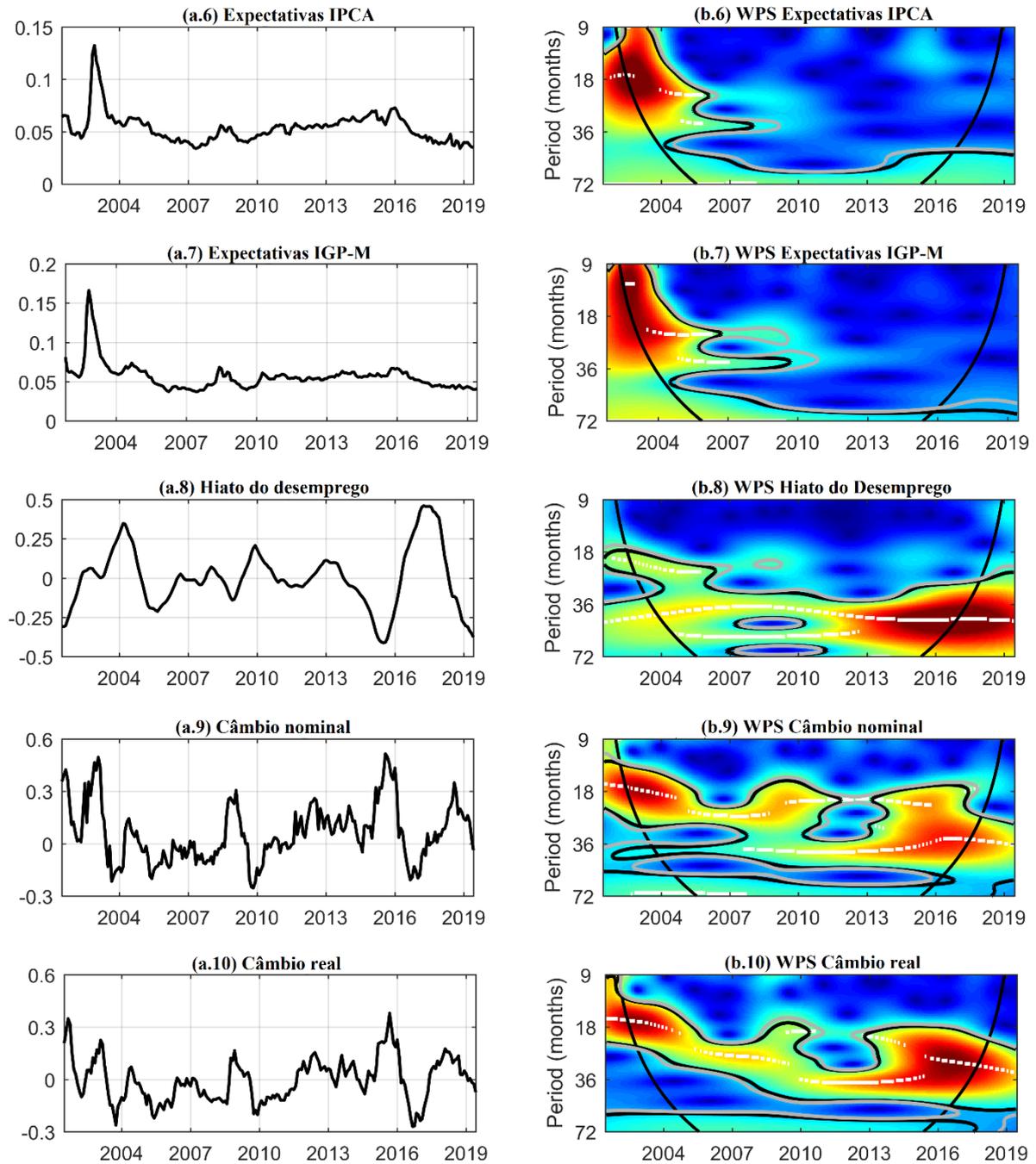
APÊNDICE A – GRÁFICOS E WPS DAS SÉRIES

Figura 3 – Gráficos das séries de inflação e seus espectros de potência de *wavelet* (WPS).



Fonte: elaborado pelos autores.

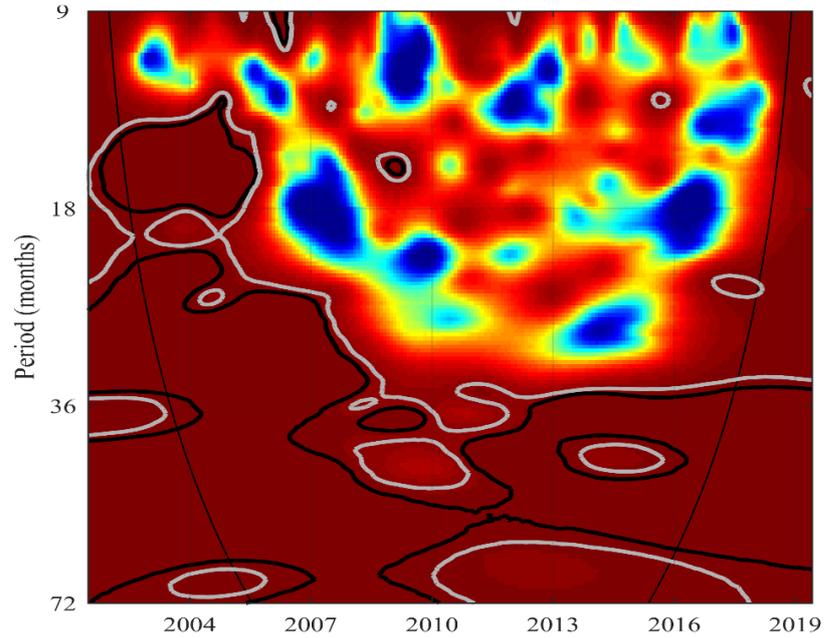
Figura 4 – Gráfico das demais séries e seus espectros de potência de *wavelet* (WPS).



Fonte: elaborado pelos autores.

APÊNDICE B – RESULTADOS DO MODELO DE LINHA DE BASE

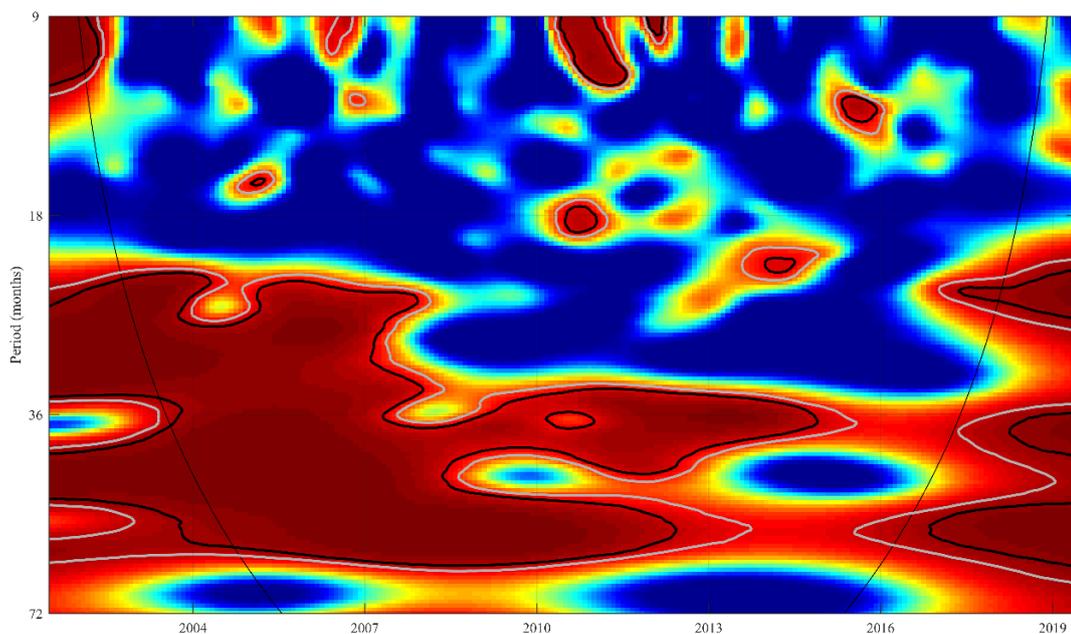
Figura 5 – Coerência múltipla de *wavelet* do modelo de linha de base.



Fonte: elaborado pelos autores.

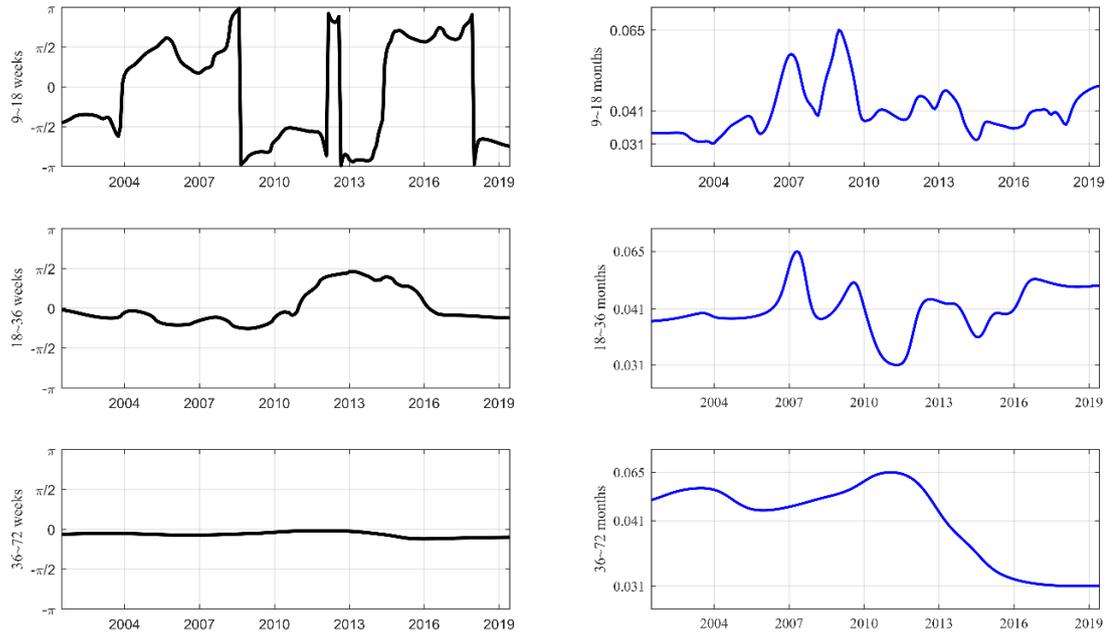
Nota: O contorno preto (cinza) designa o nível de significância de 5% (10%). A coerência varia de azul (baixa coerência - perto de zero) a vermelho (alta coerência - perto de um). A parábola preta é o cone de influência que indica a região afetada pelos efeitos de borda.

Figura 6 – Coerência parcial: IPCA cheio x expectativas IPCA, controlando as demais variáveis.



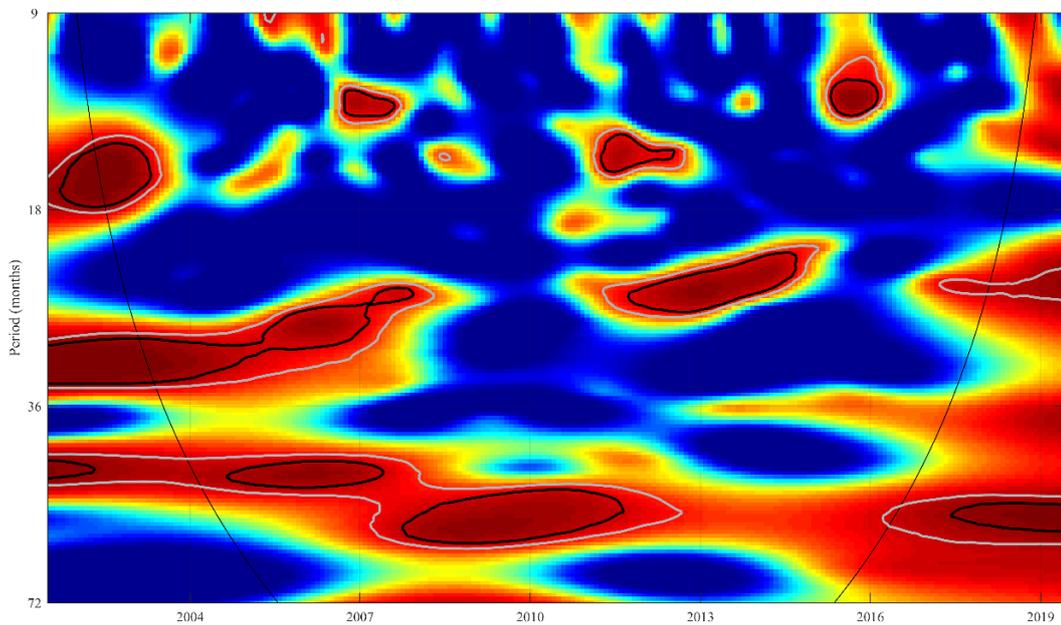
Fonte: elaborado pelos autores.

Figura 7 – Diferença de fase e ganho parcial: IPCA cheio x expectativas IPCA, controlando as demais variáveis.



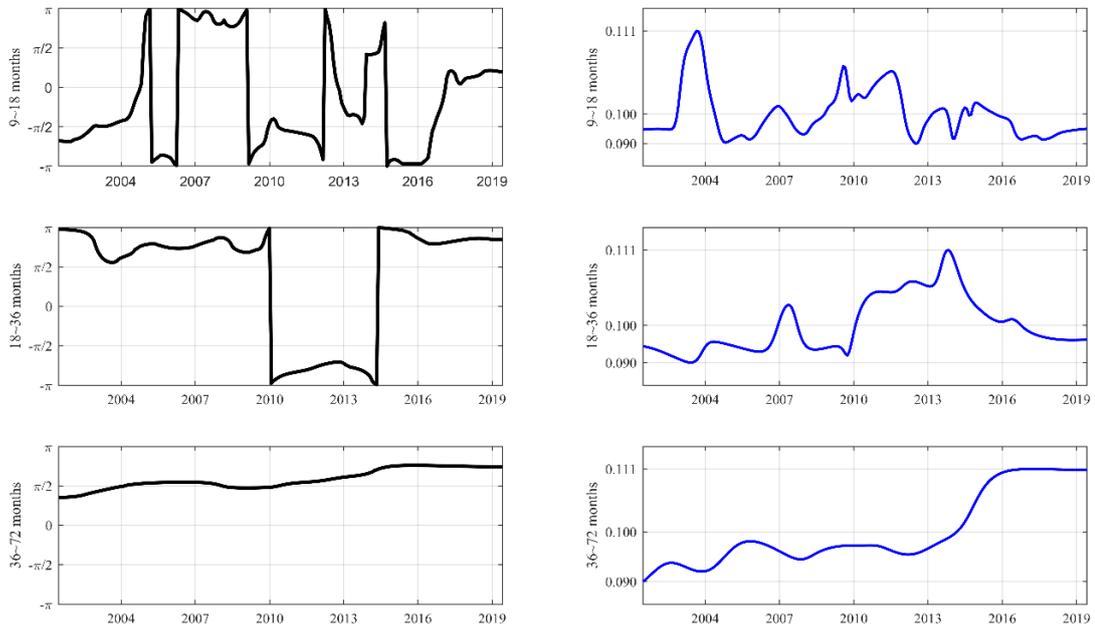
Fonte: elaborado pelos autores.

Figura 8 – Coerência parcial: IPCA cheio x hiato do desemprego, controlando as demais variáveis.



Fonte: elaborado pelos autores.

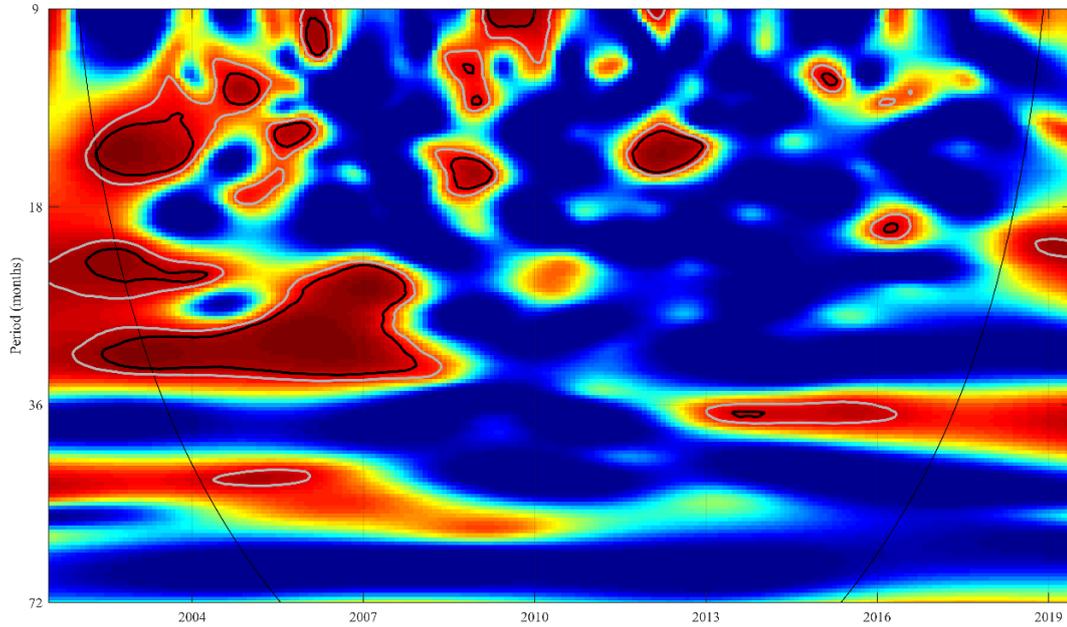
Figura 9 – Diferença de fase e ganho parcial: IPCA cheio x hiato do desemprego, controlando as demais variáveis.



Fonte: elaborado pelos autores.

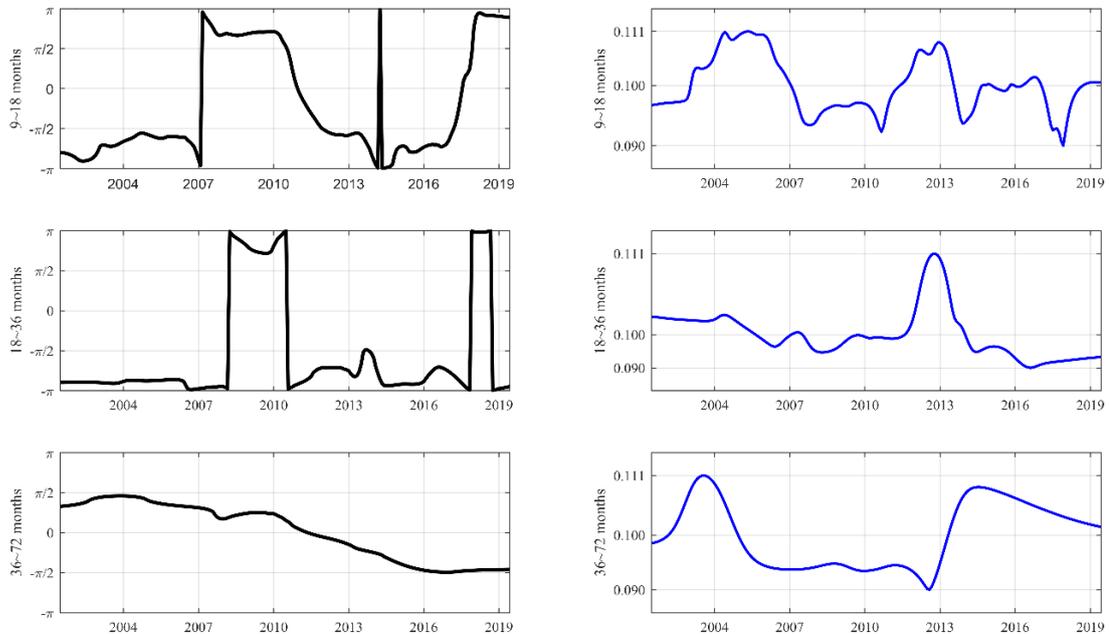
APÊNDICE C – RESULTADOS DA ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Figura 12 – Coerência parcial: IPCA cheio x câmbio real, controlando as demais variáveis.



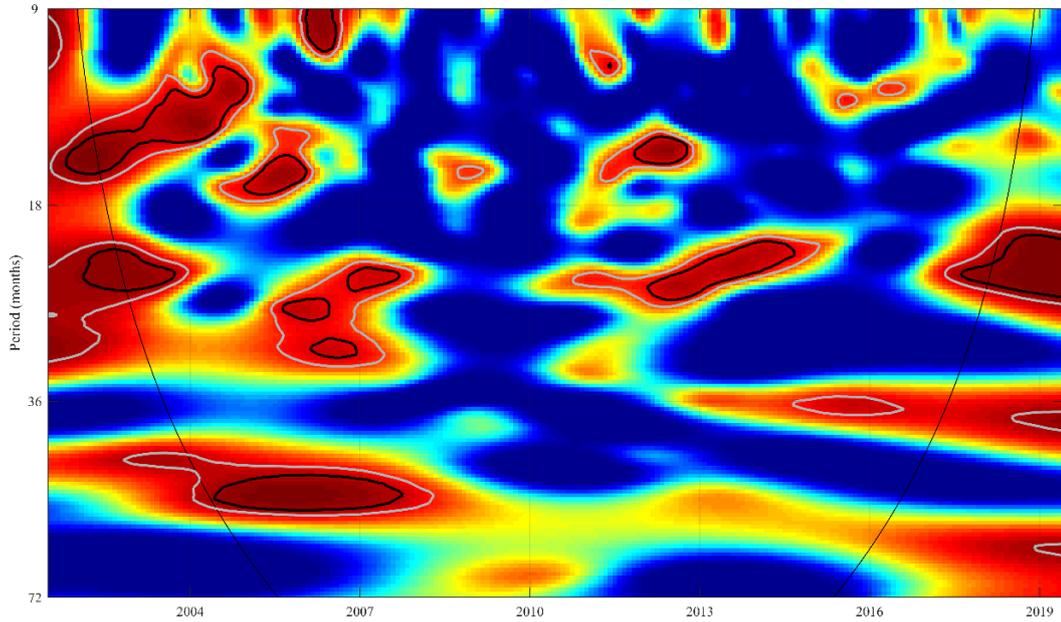
Fonte: elaborado pelos autores.

Figura 13 – Diferença de fase e ganho parcial: IPCA cheio x câmbio real, controlando as demais variáveis.



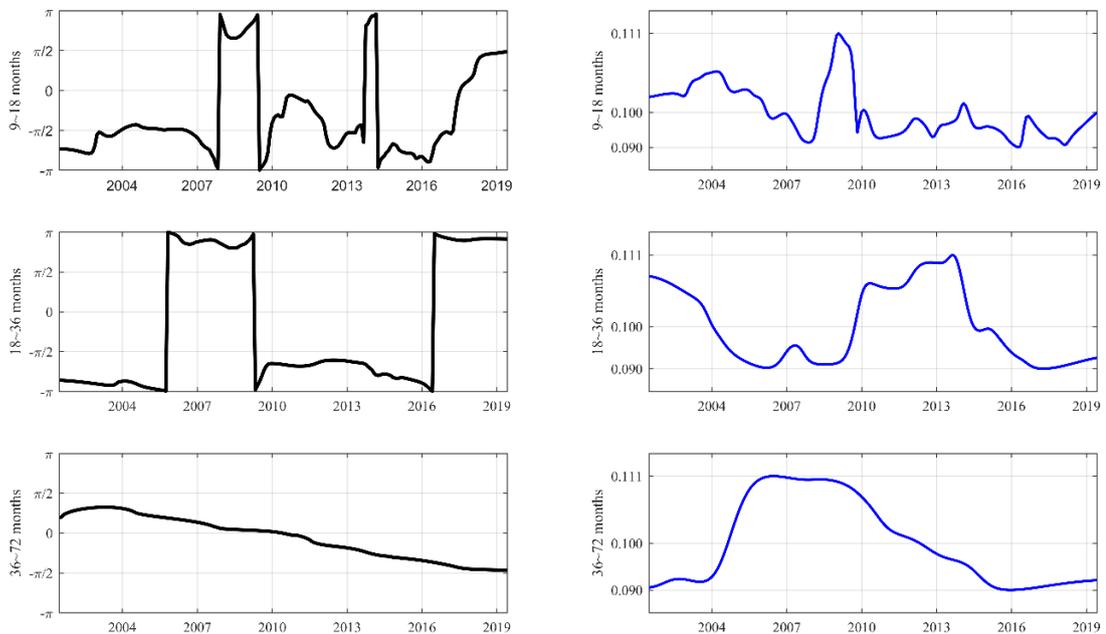
Fonte: elaborado pelos autores.

Figura 14 – Coerência parcial: IPCA livres x câmbio nominal, controlando as demais variáveis.



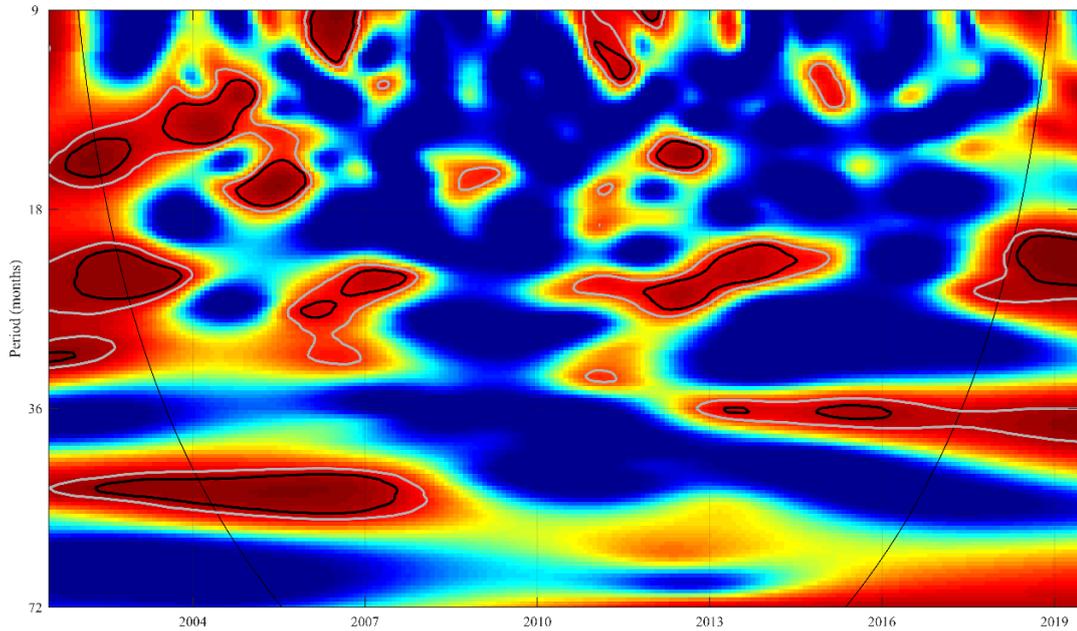
Fonte: elaborado pelos autores.

Figura 15 – Diferença de fase e ganho parcial: IPCA livres x câmbio nominal, controlando as demais variáveis.



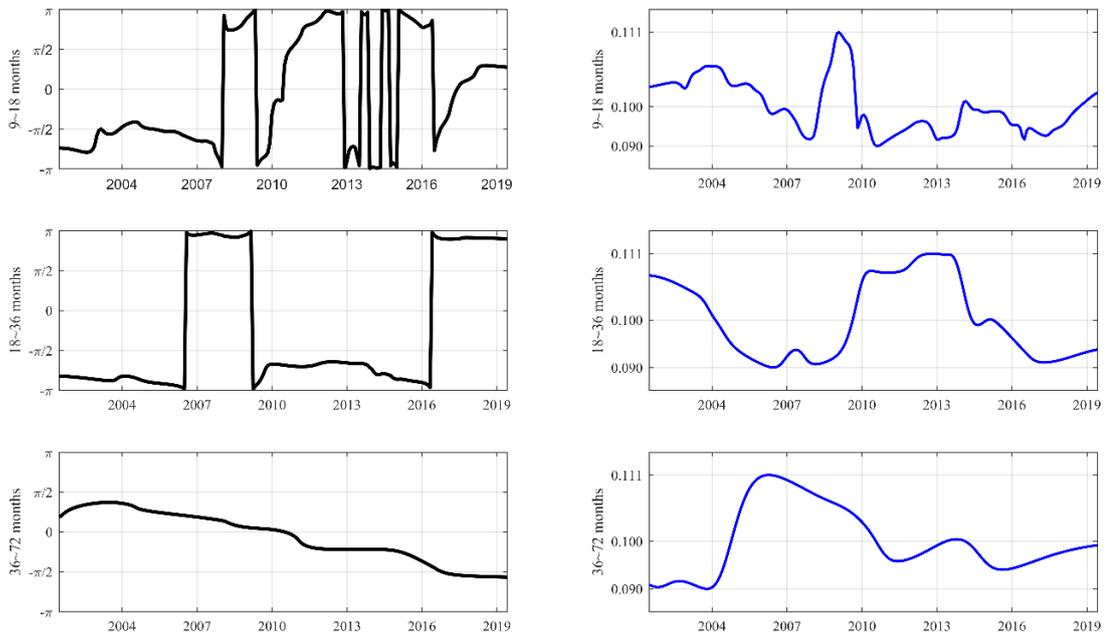
Fonte: elaborado pelos autores.

Figura 16 – Coerência parcial: IPCA comercializáveis x câmbio nominal, controlando as demais variáveis.



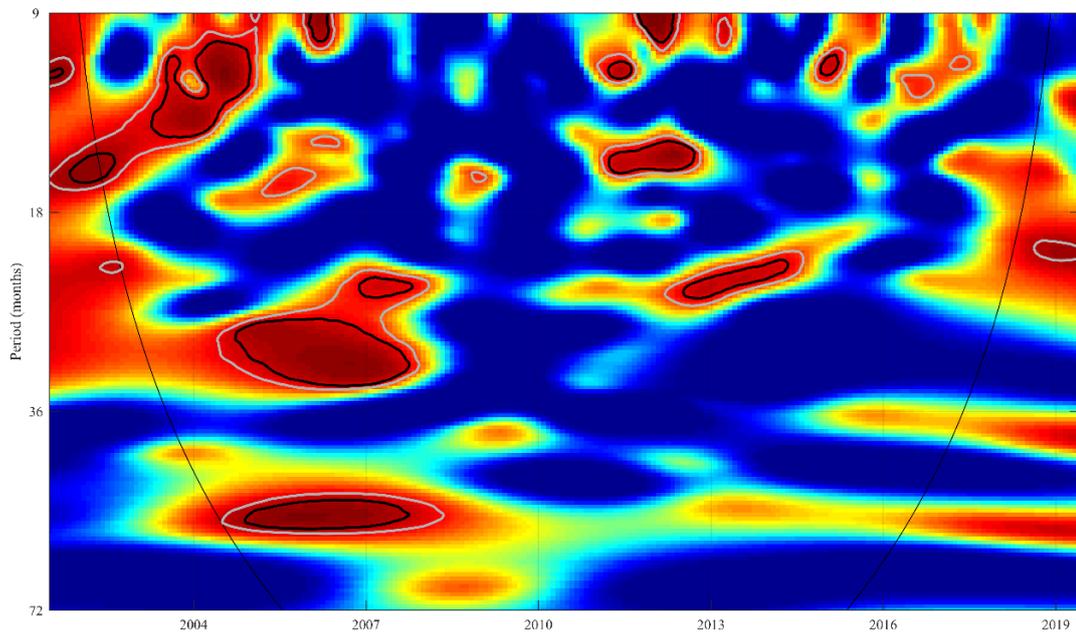
Fonte: elaborado pelos autores.

Figura 17 – Diferença de fase e ganho parcial: IPCA comercializáveis x câmbio nominal, controlando as demais variáveis.



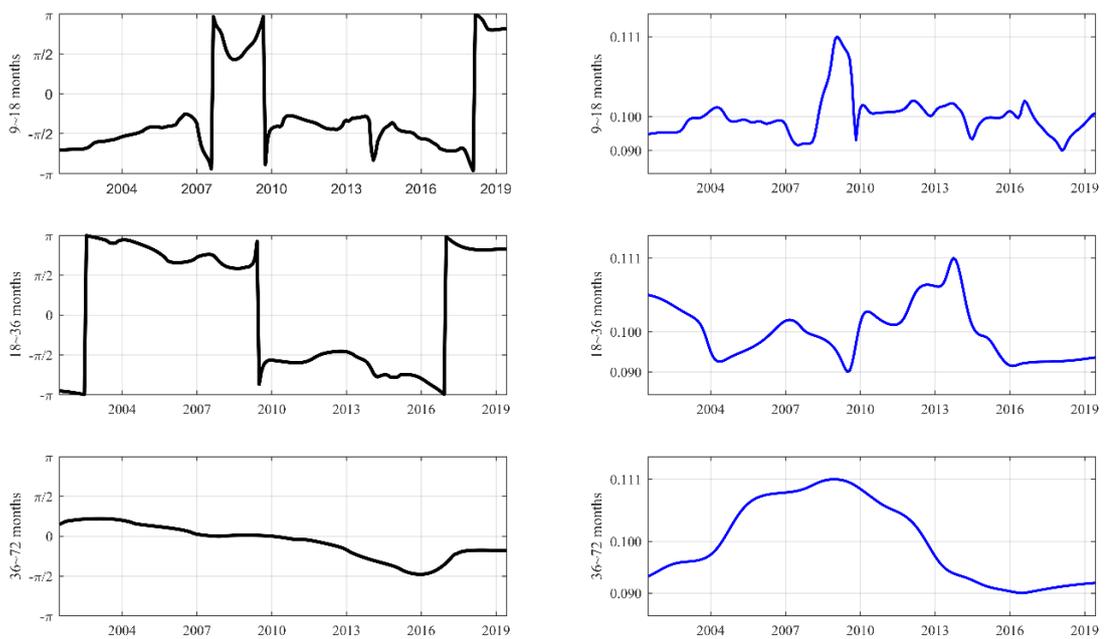
Fonte: elaborado pelos autores.

Figura 18 – Coerência parcial: IPCA não comercializáveis x câmbio nominal, controlando as demais variáveis.



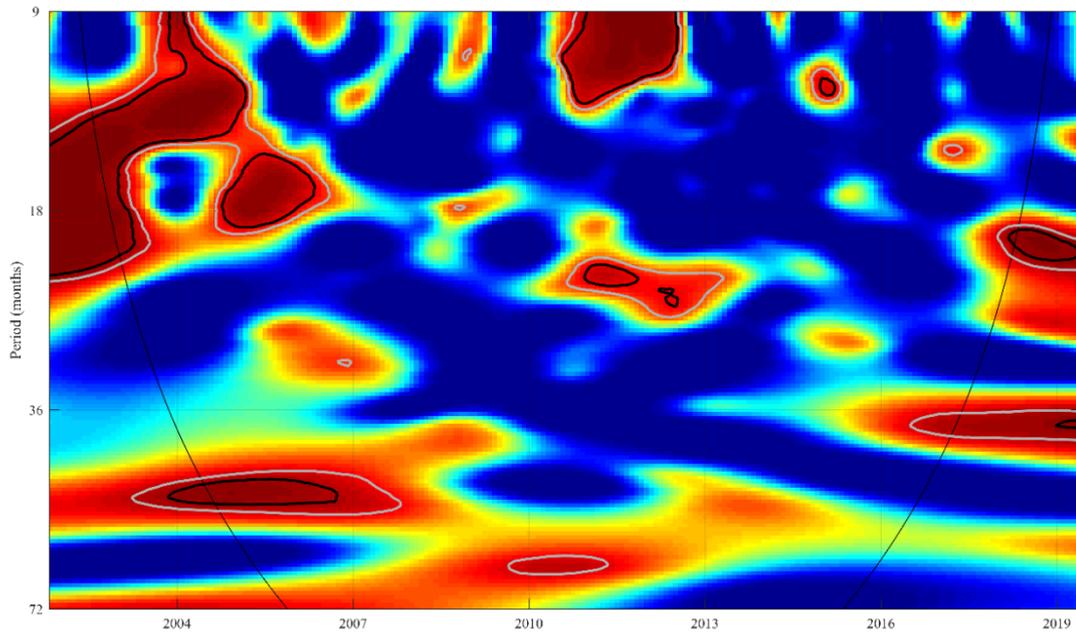
Fonte: elaborado pelos autores.

Figura 19 – Diferença de fase e ganho parcial: IPCA não comercializáveis x câmbio nominal, controlando as demais variáveis.



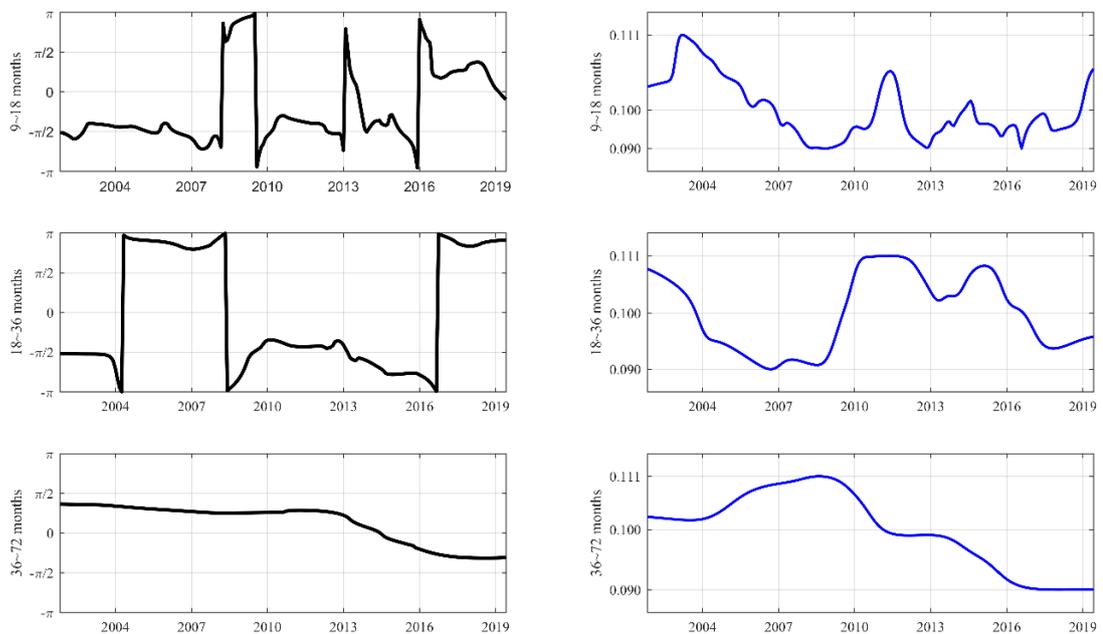
Fonte: elaborado pelos autores.

Figura 20 – Coerência parcial: IGP-M x câmbio nominal, controlando as demais variáveis.



Fonte: elaborado pelos autores.

Figura 21 – Diferença de fase e ganho parcial: IGP-M x câmbio nominal, controlando as demais variáveis.



Fonte: elaborado pelos autores.