



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA- CAEN
MESTRADO ACADÊMICO EM ECONOMIA**

ANTÔNIO CLÉCIO DE BRITO

Núcleo da Inflação, Expectativas e Dinâmica Inflacionária no Brasil

FORTALEZA

2019

ANTÔNIO CLÉCIO DE BRITO

Núcleo da Inflação, Expectativas e Dinâmica Inflacionária no Brasil

Dissertação de Mestrado apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do Título de Mestre em Economia. Área de concentração Econometria Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda

FORTALEZA

2019

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

D32n de Brito, Antônio Clécio.
Núcleo da inflação , Expectativas e Dinâmica Inflacionária no Brasil / Antônio Clécio de Brito. – 2019.
38 f.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2019.
Orientação: Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda.

1. Núcleos da inflação. 2. Expectativas. 3. Curva de Phillips. 4. GMM-HAC. I. Título.

CDD

ANTÔNIO CLÉCIO DE BRITO

Núcleo da Inflação, Expectativas e Dinâmica Inflacionária no Brasil

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Federal do Ceará como requisito parcial para a obtenção do Título de Mestre em Economia. Área de concentração: Econometria aplicada

Aprovada em: ____/____/____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC)

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar (membro)
Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC)

Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto (membro)
Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Estado do Ceará (IPECE)

RESUMO

O presente estudo investiga a adequação de medidas de núcleo da inflação como indicadores de expectativas *forward-looking* na Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKH) para a economia brasileira. Para tal, faz-se uso de dados mensais entre janeiro de 2002 e agosto de 2015 e do método dos momentos generalizados robustos para heterocedasticidade e autocorrelação (GMM-HAC). Os resultados indicam que a CPNKH é um mecanismo robusto para modelar a dinâmica inflacionária brasileira no período analisado; que o aumento recente do grau de indexação da economia brasileira parece estar contribuindo para a formação de um maior componente inercial na inflação e, ainda, que as medidas de núcleo da inflação despontam como indicadores potenciais para a modelagem das expectativas *forward-looking* na CPNKH no Brasil.

Palavras-chave: Núcleos da Inflação. Expectativas. Curva de Phillips. GMM-HAC.

ABSTRACT

This Work analyzes the adequacy of core inflation measures as indicators of forward-looking expectations in the New Hybrid Keynesian Phillips Curve (CPNKH) for the Brazilian economy. To do this, monthly data are used between January 2002 and August 2015 and the robust generalized moment method for heteroscedasticity and autocorrelation (GMM-HAC). The results suggest that the CPNKH is a robust mechanism to model the Brazilian inflation dynamics in the analyzed period; that the recent increase in the degree of indexation of the Brazilian economy seems to be contributing to the formation of a larger inertial component in inflation, and also that core inflation measures emerge as potential indicators for the modeling of forward-looking expectations in the CPNKH in the Brazil.

Keywords: Core Inflation. Expectations. Phillips Curve. GMM-HAC.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	7
2 ASPECTOS TEÓRICOS.....	9
2.1 Núcleo da Inflação.....	9
2.1.1 Evidências empíricas sobre núcleo da inflação.....	11
2.2 Curva de Phillips	14
2.2.1 Evidências empíricas sobre CPNKH para o Brasil.....	18
3 ASPECTOS METODOLÓGICOS	24
3.1 Descrição das medidas de núcleo do Banco Central do Brasil.....	24
3.1.2 Medidas de núcleo adicionais - IPCA-EMD / IPCA-CP2.....	25
3.2 Base de dados.....	26
3.3 Estratégia econométrica	28
4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	29
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	33
REFERÊNCIAS	35

1 INTRODUÇÃO

Desde a adoção do sistema de metas de inflação no Brasil, a forma com que os agentes econômicos formam as expectativas sobre o comportamento da inflação futura, passou a desempenhar um papel relevante na condução da política monetária. Os processos inflacionários alimentam expectativas futuras de inflação, limitam o horizonte de planejamento dos agentes econômicos e tornam difícil a tarefa de ancorar as expectativas. Nesse contexto, é grande a responsabilidade da autoridade monetária, que necessita de uma ferramenta prospectiva da taxa de inflação para adotar medidas de controle e sinalizar de forma mais clara as metas a serem seguidas.

Nessa perspectiva, uma das principais ferramentas utilizadas no estabelecimento de metas de inflação e no processo de ancoragem das expectativas pelos Bancos Centrais são as medidas de núcleo da inflação. O núcleo é uma medida relevante para orientar a política monetária, pois ajuda a identificar e diagnosticar os choques que afetam a inflação, guiando dessa forma, as expectativas, na manutenção da estabilidade dos preços. Tal medida, ainda, é obtida afim de detectar mudanças de caráter fundamental nos preços, que podem ser causadas por pressões de demanda sobre a capacidade produtiva, por choques permanentes nos preços relativos ou por alterações nas expectativas de inflação por parte dos agentes econômicos.

Na tentativa de modelar o comportamento da dinâmica inflacionária e sua relação com as expectativas dos agentes, destaca-se a curva de Phillips, que preconiza uma relação inversa entre a inflação de salários e o desemprego ou, ainda, uma relação direta entre a inflação e a atividade econômica. Sua versão mais recente, chamada de curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKH), tem sido utilizada para testar a validade do *trade off* entre inflação e desemprego e para inferir sobre o papel das expectativas, da inflação inercial e do repasse cambial na dinâmica inflacionária.

Na literatura internacional, percebe-se certo antagonismo entre os estudos; ou seja, existem aqueles que mostram que a CPNKH é um mecanismo robusto para explicar a dinâmica inflacionária (GALÍ e GERTLER, 1999; GALÍ, GERTLER e LOPEZ-SALIDO, 2001) e os que questionam a sua relevância empírica (RUDD e WHELAN, 2005). Para o Brasil, trabalhos recentes indicam que a curva de Philips se mostra adequada para explicar a dinâmica da inflação brasileira, todavia, seus resultados se mostram bastante sensíveis aos métodos de estimação e às *proxies* adotadas, especialmente em relação aos indicadores de expectativas de inflação. Os principais trabalhos empregam previsões de inflação extraídas do relatório FOCUS, pela média,

mediana ou primeiro dia do mês, ou previsões obtidas a partir de modelos de séries temporais. (MENDONÇA, SACHSIDA e MEDRANO, 2012; SACHSIDA, 2013; ARRUDA, OLIVEIRA e CASTELAR, 2017).

Apesar da evolução recente da quantidade de estudos sobre a dinâmica inflacionária do Brasil via CPNKH, praticamente não há discussões sobre os eventuais ganhos relacionados à introdução de medidas de núcleo da inflação como indicadores de expectativas *forward-looking* na CPNKH, especialmente quando estas medidas representam bons indicadores antecedentes da inflação. Esse trabalho pretende contribuir nessa direção.

Portanto, o presente estudo se propõe a testar a adequação de várias medidas de núcleo da inflação como indicadores de expectativas na CPNKH para a economia brasileira. Para cumprir tal objetivo, utilizar-se-ão sete medidas de núcleo da inflação como variáveis de expectativas *forward-looking*. Além das cinco principais medidas divulgadas pelo Banco Central do Brasil (BCB)¹, serão empregadas duas medidas propostas por Santos (2017)². A variável de inflação empregada é o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). O hiato do desemprego será obtido a partir da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott (HP). A variável que incorpora o componente inercial da inflação é o IPCA defasado, medida padrão na literatura e, por fim, nos moldes de Correa e Minella (2010) e Arruda, Ferreira e Castelar (2011), utilizou-se como indicador de repasse cambial para inflação a variável $(\Delta e_t + \pi_t^*)$, em que e_t é a taxa de câmbio nominal em logaritmo, Δ é o operador de diferença e π_t^* é a inflação ao produtor americano (PPI americano).

Assim, serão estimados sete modelos da CPNKH para o Brasil³ por meio do método dos momentos generalizados consistente na presença de heterocedasticidade e autocorrelação

¹ (1) núcleo por exclusão sem monitorados e alimentos no domicílio (IPCA-EX); (2) núcleo por exclusão que remove apenas os itens que apresentam de maneira consistente maiores volatilidades ao longo da amostra (IPCA-EX2); (3) O núcleo por médias aparadas com suavização (IPCA-MS), que elimina 40% dos itens que apresentam variações extremas; (4) núcleo por médias aparadas sem suavização (IPCA-MA); e por fim, (5) O núcleo por dupla ponderação (IPCA-DP) que, diferentemente dos índices anteriores, não exclui os itens mais voláteis, mas atribui a eles um peso menor.

² (6) CORE-EMD; no presente estudo, denominada IPCA-EMD, uma medida de núcleo estimada a partir da extração da tendência do IPCA por meio da decomposição Completa, Conjunta, e Empírica de Modos com Ruído Adaptativo (CEEMDAN) e sua propriedade de reconstrução parcial, que é capaz de lidar com séries temporais não estacionárias e não lineares e que pode discriminar com eficiência a parte persistente da inflação da parte transitória; (7) o núcleo por componente permanente multivariado – IPCA.CP2, uma medida capaz de captar o componente permanente da inflação, construída a partir do modelo de componente não observado multivariado (UC) usando o IPCA e a SELIC.

³ Um modelo para cada núcleo testado.

(GMM-HAC), a partir de informações mensais de janeiro de 2002 a agosto de 2015⁴, com vistas a examinar a adequação das medidas de núcleo de inflação como indicadores de expectativas *forward-looking* para modelar a dinâmica inflacionária brasileira.

O trabalho está organizado em cinco seções. A seção seguinte se reserva a apresentar os aspectos teóricos e uma revisão de literatura sobre núcleo da inflação e a CPNKH. A seção três, destaca os aspectos metodológicos, com descrição do banco de dados e da estratégia econométrica. Em seguida, os resultados são apresentados e discutidos. Por fim, são tecidas as considerações finais do estudo.

2 ASPECTOS TEÓRICOS

2.1 Núcleo da Inflação

O conceito de Núcleo da inflação está associado a uma medida que busca identificar o componente persistente e de longo prazo da variação dos preços, sem levar em conta os impactos decorrentes de flutuações transitórias sobre a taxa de inflação. De forma geral, uma medida de inflação livre de ruídos, que visa mostrar a verdadeira tendência da evolução dos preços, pode ser entendida como núcleo da inflação (BRYAN e CECCHETTI, 1994). Como observa Blinder (1997), o desafio está na capacidade de separar a inflação agregada do sinal do ruído, ou seja, identificar qual a parte da inflação é duradoura e qual é meramente transitória, pois essa distinção torna-se crucial para a tomada de decisão por parte da autoridade monetária.

O conceito de núcleo da inflação surgiu inicialmente com Eckstein (1981), o qual entende que o núcleo é parte da inflação que está diretamente ligada a fatores inerciais, como por exemplo, as expectativas dos agentes. Tal componente inercial da inflação seria responsável pelo aumento da “tendência de crescimento dos custos dos fatores de produção”. O autor desagrega a inflação na soma de três componentes: núcleo da inflação c_t , a inflação por demanda agregada d_t e os choques de oferta s_t . Ou seja:

$$\pi_t = c_t + d_t + s_t \quad (1)$$

⁴ A amostra utilizada se encerra em agosto de 2015 por duas razões principais; quais sejam, o encerramento da série do desemprego do Brasil em fevereiro de 2016 e a indisponibilidade de dados do PPI americano para meses posteriores.

Dessa forma, Eckstein (1981) expressa o núcleo como a taxa de inflação de longo prazo; no estado estacionário, estimada na ausência de choques do lado da oferta, s_t e com impacto da demanda, d_t , nulo. Diferentemente, Quah e Vahey (1995) consideram que o núcleo revela a componente da inflação que está incorporado nas expectativas de inflação, mas que não exercem nenhum impacto sobre o produto no médio e longo prazo na economia.

Apesar da sua importância teórica, não existe uma definição formal do que é o núcleo da inflação, sendo que cada medida proposta usa um conceito diferente de núcleo com base no método utilizado. Roger (1998) destaca duas abordagens importantes para estimar o núcleo da inflação – O núcleo como inflação persistente, que se baseia na teoria quantitativa da moeda; e o núcleo como inflação generalizada, que consiste em identificar as mudanças de preços que são permanentes das que são transitórias.

Autores como Bryan e Cecchetti (1994) e Morana (2004, 2007), Andrade e O'Brien (2001), Giannone e Matheson (2007), baseiam-se na hipótese do núcleo da inflação como a inflação gerada pela expansão monetária; ou seja, uma medida diretamente associada ao crescimento da oferta de moeda na economia. Os autores utilizam a teoria quantitativa da moeda para estabelecer uma relação entre variações do nível de preços na economia a partir de variações da oferta monetária. Ou seja:

$$MV = PY \quad (2)$$

Em que, M é a oferta nominal de moeda, V , a velocidade com que as transações ocorrem, P , o nível de preços, e Y é o produto real. Desta forma, a inflação é afetada no longo prazo apenas por fatores monetários, como por exemplo, emissão de moeda. Neste caso, o Banco Central como condutor da política monetária é o grande responsável por controlar a inflação monetária e o núcleo. Tal abordagem teórica leva em conta a existência de um estado estacionário, indicando para trabalhos empíricos que o núcleo pode ser mensurado como a tendência de longo prazo da inflação.

Já a segunda abordagem, que estima o núcleo como um componente permanente da variação dos preços, é baseada na distinção entre inflação persistente, a qual pode ser entendida como uma tendência da inflação; e a inflação transitória, que representa os choques como um impacto temporário sobre os preços (SANTOS E CASTELAR, 2016). Dessa forma, estudos têm procurado investigar se tal componente mantém uma relação estatisticamente significativa

com a trajetória de longo prazo da variável inflacionária, utilizando de diferentes técnicas que permitem separar as variações de preços que são permanentes das variações que são meramente transitórias. Dentro desta linha destacam-se os trabalhos de Kar (2010), Morana e Bagliano (2007), Trompieri Neto, Castelar e Linhares (2011), Bradley, Jansen e Sinclair (2015), Santos e Castelar (2016) e Santos (2017).

2.1.1 Evidências Empíricas sobre Núcleo da Inflação

Apesar da relevância do conceito de núcleo da inflação para a teoria macroeconômica, não existe um padrão consensual na literatura sobre a medida ideal de núcleo. À medida que mais países passaram a adotar o regime de metas para inflação, ou passaram a enfatizar a estabilidade de preços como principal objetivo de política monetária, muitas medidas de núcleos têm sido propostas. Isso tem motivado diversos trabalhos recentes na literatura econômica a investigar se de fato esses indicadores são úteis para as autoridades monetárias.

Marques et al. (2003), em estudo para os Estados Unidos, mostram que as medidas de núcleo de inflação são úteis para a estabilidade dos preços, assim como indicadores de ajustes e do comportamento da inflação no longo prazo. Ainda para dados dos Estados Unidos, Smith (2004) mostra que usar uma medida de núcleo para prever a inflação no longo prazo é melhor que usar a própria série de inflação. Le Bihan e Sédillot (2000) conclui o mesmo, utilizando dados para a França e outros modelos de previsão.

Segundo Barros e Schechtman (2002), não existem critérios que permitam selecionar um indicador que melhor represente um núcleo da inflação. Deste modo, cada núcleo deve ser avaliado dentro de um conjunto de critérios para determinar em que contexto a medida pode ser usada. Alguns desses critérios são: ser um bom indicador da tendência da inflação; servir de indicador antecedente e ter o mesmo comportamento do IPCA; possuir baixa variância e ser correlacionado com agregados monetários.

Em um contexto regional, Fabris, Guimarães & Schneider (2005) utilizam dados mensais do IPCA da região metropolitana de Porto Alegre, para os anos de 1999 a 2003. Os autores testam se as medidas de núcleo da inflação divulgadas pelo BCB, utilizadas como *proxy* do IPCA, comportam-se como variáveis antecedentes da inflação. Dentre as medidas de núcleos testadas, destacam-se as medidas obtidas pelos métodos por exclusão e médias aparadas com suavização. Os testes de capacidade preditiva dos núcleos como variável antecedente da

inflação mostraram que, estes também funcionam como medida de tendência do nível de preços, mesmo num contexto regional.

Considerando dados trimestrais para o período pós Plano - Real, Trompieri Neto, Castelar e Linhares (2011) estimam uma medida de núcleo com características *forward-looking*, através de um modelo de tendências comuns aplicados as variáveis PIB real, taxa de juros SELIC nominal, oferta real de moeda M1 e taxa de inflação IPCA. Como destacam os autores, esta medida tem a vantagem de conter informações dos dois principais mecanismos de política monetária para o controle da meta inflacionária: a taxa de juros Selic e a oferta monetária, M1. A medida de núcleo obtida é avaliada e comparada com outras duas medidas de núcleos fornecidas pelo Banco Central do Brasil (BCB): uma obtida por exclusão e outra por médias aparadas. Os resultados indicam que as medidas por tendências comuns e por médias aparadas são não enviesadas e comportam-se como um indicador antecedente para o IPCA.

No Brasil, utilizando dados para o IPCA entre agosto de 1999 e junho de 2013, Silva Filho e Figueiredo (2014) fazem uma análise minuciosa sobre as medidas de núcleos divulgadas pelo BCB. O estudo se concentra em como as medidas de núcleo são construídas e no comportamento das estatísticas descritivas. Os autores destacam a utilização das medidas de médias aparadas com suavização frente as demais, quando considerado a dinâmica de ajustamento e proximidade da inflação agregada, dentre toda a classe de medidas analisadas.

Seguindo a mesma linha, Santos e Castelar (2016) avaliam as medidas de núcleo da inflação divulgadas pelo BCB a partir de modelos econométricos de series temporais para o período de janeiro de 1996 a dezembro de 2013. Três aspectos básicos das medidas de núcleos foram avaliados no estudo: a ausência de viés, a dinâmica de ajustamento e a capacidade de prever a inflação no longo prazo. Os resultados apontam que apenas os núcleos por exclusão e por medias aparadas suavizadas tiveram bom desempenho, não possuindo viés e se mostrando bons indicadores da dinâmica de ajustamento da inflação no longo prazo. Por fim, com relação a capacidade preditiva, os resultados indicam que os núcleos divulgados pelo BCB não são adequados para prever a inflação no longo prazo, considerando a abordagem e o modelo de previsão utilizados pelos autores.

Considerando uma possível não linearidade e não estacionariedade da série de inflação no Brasil, Santos (2017) propõe uma nova medida de núcleo, o CORE – EMD. Para estima-lo, o autor utiliza o método de decomposição em modos empíricos (EMD), e sua

variante, a Decomposição Completa, Conjunta e Empírica de Modos com Ruído Adaptativo (CEEMDAN), que é capaz de separar a tendência dos dados através da decomposição espectral e reconstrução parcial da série de inflação. O autor conclui que essa medida apresenta melhor desempenho frente às divulgadas pelo BCB, considerando o poder preditivo fora da amostra, e as propriedades estatísticas de ser cointegrada, não visada, atratora da inflação e fortemente exógena em relação à inflação; possuindo, portanto, características desejáveis para uma medida ser útil aos objetivos de política monetária.

No mesmo estudo, para dados do IPCA de janeiro de 1995 e maio de 2016, o autor investiga se medidas de núcleo da inflação que capturam as mudanças de preços permanentes possuem relações estatísticas com a trajetória de longo prazo da inflação. Para isso, duas medidas de núcleos são construídas com modelos de componentes não observados (UC) estimados por máxima verossimilhança e filtro de Kalman com inicialização difusa. Os resultados mostram que o núcleo IPCA-CP2 construído com um modelo UC multivariado com a taxa de inflação, IPCA, e a taxa de juros Selic é a única entre as medidas avaliadas que atendeu a todos os critérios econométricos analisados, mostrando-se uma medida não enviesada e um indicador da trajetória da inflação no longo prazo, no sentido de que atrai, mas não é atraída pela inflação.

Nesse sentido, ao agregar informações sobre o comportamento futuro da inflação, essas medidas de núcleo se tornam importantes para auxiliar o Banco Central na tomada de decisões sobre a política monetária, além de melhorar a previsibilidade dos agentes econômicos. Portanto, o presente estudo se propõe a estimar modelos da CPNKH por GMM-HAC de modo a testar a adequação das medidas de núcleo de inflação como variáveis de expectativas *forward-looking* para modelar a dinâmica inflacionaria do Brasil.

2.2 Curva de Phillips

A origem da curva de Phillips data de uma investigação estatística publicada pelo economista A. W. Phillips em 1958, que procurou analisar a relação histórica entre a taxa de desemprego e as variações no nível geral de preços no Reino Unido, entre 1861 e 1957. Em sua versão tradicional, a curva tem a seguinte especificação:

$$\pi_t = \alpha + \gamma u_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Em que π_t é a inflação de salários em t , u_t é a taxa de desemprego corrente e α e γ são parâmetros, em que $\gamma < 0$

Para o autor, uma taxa de desemprego elevada geraria em um excesso de oferta de trabalho na economia, o que levaria a uma redução do crescimento da inflação de salários. Assim, conforme a economia apresentasse processos inflacionários maiores, os salários reais seriam menores e, conseqüentemente, as firmas seriam motivadas a contratar mais mão de obra. Em outras palavras, existiria um *trade-off* entre inflação e desemprego; pelo qual, quanto maior o desemprego, menor seria a inflação e vice-versa.

Durante quase toda a década de 1960, a formulação original da curva de Phillips prevaleceu, tornando-se um fundamento importante para a análise e condução da política macroeconômica. Todavia, o cenário de estagflação dos anos 80 nos Estados Unidos levou à seguidas críticas quanto ao ajustamento das políticas de controle de demanda para lidar com a inflação e desemprego, mudando a percepção de que a curva de Phillips fosse, de fato, uma regra consistente e infalível em que mais inflação sempre estivesse associada a menos desemprego.

Na realidade, autores como Phelps (1967, 1969) e Friedman (1968, 1977) já haviam demonstrado insatisfação com a possibilidade de que, uma variável nominal (inflação) fosse afetada por uma variável real (taxa de desemprego). A principal crítica desses autores era a de que faltava na formulação original da curva de Phillips, um termo que incorporasse as expectativas dos agentes em relação à inflação. Os autores apresentam, assim, a ideia de que a inflação esperada exerce influência na inflação presente e propõem um termo de expectativa inflacionária na curva de Phillips original.

Com a introdução do componente de inflação esperada, a curva de Phillips negativamente inclinada passou a ser considerada apenas como uma relação de curto prazo, com os agentes negociando os novos salários sempre com base em novas expectativas de inflação, ou seja, tentando se adaptar a regimes inflacionários remarcando seus salários com base na inflação passada.

Essa ideia inicial de Muth (1961) seria chamada de expectativas adaptativas, ou *backward-looking*; em que os agentes corrigem suas expectativas por uma fração de erros de previsão passados; ou seja, a expectativa de inflação π_t^e , seria especificada como uma média ponderada das inflações observadas no passado, atribuindo-se maiores pesos para informações mais recentes. Sendo modelada da seguinte forma:

$$\pi_t = \alpha \pi_t^e + \gamma (u_t - u_n) + \varepsilon_t \quad (4)$$

Sendo π_t , a inflação corrente, π_t^e , a expectativa de inflação dos agentes para t , dado por uma média ponderada das inflações passadas, u_t , a taxa de desemprego corrente e u_n , a taxa de desemprego natural. Diante disso, ficaria evidente que a forma como os agentes formam suas expectativas é de extrema importância para formulação de políticas econômicas. Os pesquisadores dessa temática passaram a ver que esses agentes, dispondo de um conjunto de informação mais amplo, não seriam levados a cometer erros sistemáticos de previsão.

Esta é a ideia subjacente a teoria das expectativas racionais, ou *forward-looking*, que viria a dar sustentação a toda uma revolução na macroeconomia entre as décadas de 70 e 80, atribuídas a Sargent (1971) e Lucas (1972). Segundo os autores, os agentes passam a formar expectativas com base em previsões sobre o comportamento futuro da inflação esperada, levando em conta todo o conjunto informacional disponível para o processo de formação dessa variável. Isto implica que, erros de previsão por partes dos agentes só podem ocorrer devido a choques inesperados na taxa de inflação.

Mais tarde, Taylor (1980) e Calvo (1983) lançaram as bases para moderna análise da inflação, examinando a escolha dos preços e salários a partir de um modelo microfundamentado de indivíduos e firmas maximizadoras que operam dentro de uma estrutura de mercado de concorrência imperfeita. Tal curva, denominada curva de Philips novo keynesiana (CPNK), prevê, no curto prazo, uma relação entre inflação e uma medida de custo

marginal das empresas, além de destacar a importância das expectativas na forma *forward-looking*. Sendo expressa como:

$$\pi_t = \lambda c m_t + \gamma_f E \{ \pi_{t+1} \} \quad (5)$$

Portanto, a inflação em t , π_t , é expressa como função da taxa de inflação esperada para o período seguinte, $E \{ \pi_{t+1} \}$, isto é, um componente de expectativa *forward-looking*, e por uma medida de ciclo econômico, tais como o custo marginal das empresas, $c m_t$; hiato do produto ou ainda, hiato do desemprego.

Apesar de sua relevância teórica em relação às tradicionais formas reduzidas da curva de Phillips, a CNPK básica ainda apresenta uma importante lacuna, a ausência de termos defasados da inflação, ou seja, a falta de um componente inercial na inflação, importante para captar a persistência que caracteriza o processo inflacionário.

Gali e Getler (1999) propõem a inclusão deste componente e motivam o surgimento da versão que ficou conhecida como forma Híbrida da curva de Phillips novo keynesiana (CPNKH). Nesta abordagem, a curva de Philips possui dois componentes em sua especificação, um componente de expectativa adaptativa ou *backward-looking*; e o outro com expectativa racional, ou *forward-looking*. Que pode ser representada como:

$$\pi_t = \lambda c m_t + \gamma_f E \{ \pi_{t+1} \} + \gamma_b \pi_{t-1} \quad (6)$$

Em que, γ_f é o parâmetro de termo de expectativa racional, γ_b incorpora o termo de expectativa adaptativa da inflação, ou ainda, o grau de persistência inflacionária e, λ engloba a contribuição do custo marginal das empresas ou dos ciclos econômicos – expressando um indicador relevante da atividade econômica. Vale ressaltar que se γ_f for estatisticamente igual a zero, temos a formulação tradicional da curva de Phillips.

Mais recentemente, a discussão em torno dos impactos de choques de oferta, como as oscilações cambiais, sobre a dinâmica inflacionária, propiciou a formulação de Blanchard e Galí (2007) da CPNKH. Em específico, os autores propõem a ampliação do modelo híbrido, permitindo expressar a inflação em função da taxa de desemprego e dos choques de oferta. Esta formulação pode ser expressa como:

$$\pi_t = \lambda cm_t + \gamma_f E \{ \pi_{t+1} \} + \gamma_b \pi_{t-1} + \theta v_t \quad (7)$$

Em que, θ , mede o impacto dos choques de oferta na inflação; e, v_t , tem sido, comumente utilizado na literatura como uma medida de repasse cambial para a inflação, no sentido de que, uma valorização cambial, significa uma redução dos gastos das empresas que utilizam insumos importados em seu processo produtivo, o que pode repercutir de forma positiva em seus lucros; de outra forma, uma desvalorização cambial implicaria em um aumento dos custos, o que pode significar uma situação de prejuízo ou redução de seu *mark-up*.

Adicionalmente, autores como Blonigen e Hayes (1999), Gil-Pareja (2003) e a literatura de *pricing-to-market* concluem que uma desvalorização cambial deixa as empresas multinacionais com as seguintes escolhas: i) reduzir seu markup para manter o preço do produto na moeda do país “doméstico” (nesse caso, não ocorre o *pass-through*); ii) manter seu *markup*, aumentando o preço cobrado no país “doméstico” para refletir completamente a variação do câmbio (*pass-through* integral), o que pode implicar uma redução de sua parcela de mercado; ou, ainda, iii) uma combinação das possibilidades anteriores (*pass-through* parcial).

Nesse sentido, estudos recentes realizados para o Brasil que incorporam essa análise utilizam como indicador de repasse do câmbio para a inflação doméstica, a taxa de variação do câmbio nominal adicionada de uma medida de inflação externa (PPI americano) nos moldes de Correa e Minella, 2010; Arruda, Ferreira e Castelar, 2011.

2.2.1 Evidências Empíricas sobre CPNKH para o Brasil

Nas últimas décadas, diversos estudos buscaram estimar a curva de Phillips para o Brasil. Esta subseção é reservada à apresentação das evidências empíricas na literatura brasileira quanto à adequação da curva de Phillips a dinâmica inflacionária do Brasil e em que magnitude os ciclos econômicos, as expectativas dos agentes (*forward-looking e backward-looking*) e o repasse cambial influenciam a dinâmica inflacionária brasileira.

Portugal e Madalozzo (2000) confirmam a significância estatística do *trade-off* entre inflação e desemprego para o Brasil com uso de dados trimestrais para o período de 1982:3 a 1997:3. As variáveis empregadas foram: a inflação (INPC do IBGE); o desemprego (desemprego aberto, 30 dias – tanto da PME, do IBGE, quanto da PED, do Dieese); e a expectativa de inflação *forward-looking* (extraída a partir de um processo autorregressivo AR(1)). Os autores encontram um coeficiente significativo da ordem de -3,37 para o impacto da taxa de desemprego.

Minella et al. (2003) fazem uso de dados mensais compreendendo o período entre julho de 1995 a dezembro de 2002 e estimam uma curva de Phillips, afim de avaliar como a meta de inflação influencia a formação das expectativas dos agentes. As variáveis empregadas foram a inflação, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA); o desemprego, a taxa de desemprego sazonalmente ajustada de 30 dias (IBGE). As estimativas indicam que o regime de metas de inflação funciona, de fato, como um importante coordenador das expectativas dos agentes. Na modelagem da curva de Phillips, os resultados para os coeficientes estimados variam entre 0,56 e 0,62 para a inflação inercial e -0,09 para o desemprego.

Utilizando dados mensais que abrangem o período de 1990:1 a 2008:8, Fasolo e Portugal (2004) examinam a relação entre inflação e emprego no Brasil a partir de quatro hipóteses novo keynesianas; quais sejam, os agentes não possuem racionalidade perfeita; a imperfeição na formação de expectativas pode ser determinante no componente inercial da inflação brasileira; a inflação possui componente inercial autônomo; e, por fim, as relações não lineares entre inflação e desemprego fornecem melhores resultados para o período em questão. Para isso, a curva de Phillips é estimada através do filtro de Kalman, e a relação entre inflação e expectativas é testada por meio de um modelo de mudanças de regime. Os testes econométricos comprovam as hipóteses descritas. Analisando os coeficientes estimados, os componentes de inércia se mostraram estatisticamente significantes e da ordem 0,13 (amostra

inteira), 0,30 (de 1990:1 a 1994:6) e 0,10 (de 1995:1 a 2002:8); o impacto das expectativas *forward-looking* foi de 0,82 (amostra inteira), 0,44 (de 1990:1 a 1994:6), ambos estatisticamente robustos, e não se mostrou significativo para o período amostral de 1995:1 a 2002:8.

Estimando modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para o Brasil, Muinhos (2004) utiliza como medida de ciclo econômico o hiato do produto, estimado como a diferença entre o PIB e sua tendência linear; o indicador de expectativa *forward-looking*, extraído a partir de previsões geradas por modelos univariados ARMA. O autor utiliza dados trimestrais da variável IPCA de 1994:4 a 2002:2. Os coeficientes estimados foram: ciclos econômicos, 0,28 (no modelo linear) e 0,41 (no modelo não linear); expectativas *backward-looking*, 0,51 (no modelo linear) e 0,45 (no modelo não linear) e por fim, expectativas *forward-looking*, 1,18 (no modelo linear) e 1,29 (no modelo não linear). Curiosamente o autor não inclui o componente *backward looking* e o *forward looking* juntos no mesmo modelo.

Utilizando uma frequência de dados mensais entre 1996:1 e 2006:1, Tombini e Alves (2006) analisam possíveis quebras estruturais nos parâmetros de uma curva de Phillips Híbrida. Para isso, os autores estimam uma curva de Phillips com coeficientes variáveis e observam que os resultados de vários destes coeficientes se movem para patamares distintos na mudança para o câmbio flexível, em 1999. O impacto das expectativas *backward-looking* e *forward-looking* se mostraram semelhantes e entre 0,1 e 0,3. Além disso, hiato do produto não se mostrou estatisticamente significativo.

Utilizando dados trimestrais que compreendem o período entre 1997 e 2003, Schwartzman (2006) realiza estimativas de Curvas de Phillips para o Brasil a partir de dados de preços desagregados (comercializáveis e não comercializáveis) utilizando-se o método de mínimos quadrados em três estágios. O autor considera a utilização da capacidade da indústria (Fundação Getúlio Vargas – FGV) como variável de ciclos econômicos, a inflação medida pelo IPCA cheio e o repasse cambial, calculado a partir da inflação medida pelo PPI americano. Os coeficientes estimados para os não comercializáveis foram na ordem de 0,71 e 1,27 e inflação inercial, entre 0,39 e 0,50. Para o modelo que considera os comercializáveis, a inércia inflacionária foi da ordem de 0,37 a 0,56, o repasse cambial apresentou coeficiente de 0,14 e o indicador de ciclos não se mostrou estatisticamente significativo.

Mendonça e Santos (2006) utilizam dados mensais, entre abril de 2000 e abril de 2005, do desemprego medido pela taxa de desemprego aberto da PED (Dieese/ Seade) da Região Metropolitana de São Paulo, da inflação IPCA e das expectativas de inflação disponibilizadas pelo BCB, afim de verificar se a inclusão de um indicador de credibilidade da política monetária melhora o poder preditivo da curva de Phillips no período pós regime de metas de inflação. Os resultados atestam que a utilização de uma medida de credibilidade na curva de Phillips melhora o seu poder preditivo. Os coeficientes estimados para as expectativas *forward-looking* estão entre 0,43 e 0,96, e o hiato do desemprego apresenta impacto entre -0,01 e -0,08 sobre a inflação.

Areosa e Medeiros (2007) utilizam dados mensais para economia brasileira; considerando o período de janeiro de 1991 a setembro de 2009, estimam uma curva de Philips novo keynesiana híbrida pelo método dos momentos generalizados (GMM). Os autores testam a importância do componente cambial para uma economia pequena e aberta *vis-à-vis* uma economia fechada. Os resultados encontrados pelos autores apontam que, o componente inercial é não desprezível, com estimativas significantes em torno de 0,45; as expectativas *forward-looking* apresentam impacto superior, com valores em torno de 0,53 e, por fim, o impacto dos ciclos econômicos, medido pelo hiato do produto, não se mostra estatisticamente significativo.

Mazali e Divino (2010) estimam a curva de Phillips utilizando dados trimestrais de janeiro de 1995 a abril de 2008, tendo como indicadores: o IPCA para a inflação, e a taxa de desemprego aberta, sazonalmente ajustada, para a Região Metropolitana de São Paulo (Dieese), para o desemprego. Para tal, são utilizadas técnicas de variáveis instrumentais (IV) e o método dos momentos generalizados (GMM). Os resultados econométricos evidenciam o bom grau de ajustamento da curva de Phillips aos dados brasileiros. Os coeficientes estimados foram da ordem de 0,59 para a inflação passada, 0,44 para as expectativas futuras de inflação e -0,13 para o desemprego.

Considerando dados trimestrais entre 1995:1 e 2004:4, Correa e Minella (2010) analisam a presença de mecanismos não lineares no repasse cambial para a inflação. Os autores utilizam um modelo *Threshold* Autorregressivo (TAR) para modelar a CPNKH, considerando três variáveis limiar para capturar a mudança de regime; quais sejam, hiato do produto, a oscilação do câmbio nominal e a volatilidade do câmbio. O modelo é estimado por Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) testando diversas variáveis instrumentais para as

expectativas. No primeiro modelo, os coeficientes estimados das expectativas *forward-looking* e *backward-looking* são 0,62 e 0,29, respectivamente, o impacto dos ciclos é de 0,15 e o repasse cambial foi da ordem de 0,09. No segundo modelo, o componente da inércia inflacionária foi de 0,34, o das expectativas *forward-looking* foi 0,63, e os impactos do repasse cambial e ciclos econômicos foram 0,10 e 0,22, respectivamente. Por fim, a influência das expectativas *forward-looking* e *backward-looking* foi de 0,66 e 0,30, respectivamente, os ciclos passaram a impactar na ordem de 0,20 e o coeficiente do repasse cambial foi de 0,04.

Arruda, Ferreira e Castelar (2011) estimam modelos lineares e não lineares de séries temporais e da curva de Phillips para fins de previsão da inflação brasileira. Os autores encontram que uma curva de Phillips ampliada com especificação não linear é a que apresenta o melhor desempenho preditivo para a inflação do Brasil, melhorando inclusive as previsões de mercado do boletim FOCUS do Banco Central. Os coeficientes estimados obtidos da curva de Phillips linear se mostraram significantes e de ordem: 0,71 para a inércia inflacionária e 1,58 para o repasse cambial; quando considerado o modelo não linear (em um regime de inflação elevada), a inflação passada apresentou impacto de 0,69 e o repasse da taxa de câmbio para a inflação é de 2,62. Em todos os modelos empregados, o hiato do produto não se mostrou estatisticamente significativo.

Medonça, Sachida e Medrano (2012) estimam uma CPNKH, utilizando uma frequência de dados mensais, para o período de janeiro de 2002 a março de 2012 e, adicionalmente, para verificar a estabilidade dos resultados, estimam uma versão da CPNKH para o período de janeiro de 1995 a março de 2012, através do método de variáveis instrumentais e GMM-HAC. Considerando o modelo para o primeiro período, os autores observam os coeficientes estimados entre 0,63 e 0,67, para o componente *forward-looking* das expectativas e 0,39 para a inflação defasada; para as informações mensais entre o segundo período, os autores observam coeficientes estimados entre 0,25 e 0,53, para o componente *forward-looking*: entre 0,41 e 0,52, para inercia inflacionária; e entre 0,26 e 0,55 para o repasse cambial, considerando a amostra completa.

Utilizando informações mensais entre 2002:1 e 2015:8, Arruda, Oliveira e Castelar (2017) examinam a dinâmica recente da inflação brasileira considerando ambientes distintos de expectativas *forward-looking* na CPNKH, através do método de estimação GMM-HAC. Para isso, quatro variáveis de expectativas foram utilizadas, uma sob um ambiente de previsão perfeita, em que se utiliza o próprio IPCA adiantado como expectativas *forward-looking*; e

outras três medidas, obtidas através do boletim FOCUS do BCB como *proxies* da inflação futura dos agentes; quais sejam, a média, a mediana e a expectativa do primeiro dia do mês para o mês seguinte. Além disso, foram consideradas três medidas de ciclos econômicos distintas para cada ambiente de expectativas; quais sejam, custo marginal real das firmas, hiato do produto e o hiato do desemprego. Sob a hipótese de incerteza, a magnitude dos coeficientes para a inércia inflacionária variam entre 0,52 a 0,69; para as expectativas *forward-looking*: entre 0,13 e 0,46; com hiato do desemprego variando entre 0,53 e 0,65. A medida de repasse cambial, mostrou-se significativa, variando entre 0,003 e 0,006; enquanto o Hiato do Produto, mostrou-se estatisticamente insignificante.

Utilizando índices de credibilidade como variáveis limiar para economia brasileira, Ferreira, Goes e Arruda (2018) estimam uma CPNKH afim de verificar se regimes diferenciados de credibilidade do Banco Central influenciam na dinâmica inflacionária do Brasil. Para tal, foram utilizados uma frequência mensal no período de 2001.7 a 2014.12 da taxa de inflação brasileira, IPCA; a série de expectativa média de inflação; metas de inflação anual e seu intervalo de tolerância e, ainda, a taxa de desemprego mensal. Os modelos não lineares foram estimados a partir do método de Caner e Hansen (2004). Os resultados mostram que, no regime de baixa credibilidade, a inflação se mostra mais sensível aos ciclos e ao seu componente inercial, sendo que o componente *forward-looking* não é estatisticamente significativo. No regime de alta credibilidade, não se verifica o *trade-off* entre inflação e desemprego. Os coeficientes das expectativas variam entre 0,42 e 0,44, da inflação inercial flutua entre 0,61 e 0,68 e o impacto dos ciclos econômicos varia entre -0,15 e -0,16.

Diante do exposto, como argumenta Sachsida (2013), a curva de Phillips parece explicar bem a dinâmica inflacionária brasileira, todavia, os resultados se mostram bastante sensíveis as *proxies* adotadas, especialmente em relação às expectativas de inflação. O presente estudo pretende avançar nessa literatura examinando a adequação das medidas de núcleo de inflação como componente *forward-looking* na CPNKH. A síntese das evidências sobre a dinâmica inflacionária para o Brasil utilizadas nesta seção podem ser conferidas no quadro 1 abaixo.

Quadro 1: Quadro resumo das evidências para o Brasil

Autores	Inércia Inflacionária	Expectativas <i>forward-looking</i>	Ciclos Econômicos	Repasse cambial	Amostra
Portugal, Madalozzo (2000)	NS	NS	-3,37	-	1982: T3 a 1997T3
Minella et all	NS	NS	-3,37		1982:T3 a1997T3
Fasolo e Portugal (2004)	0,13	0,82	-	-	1990: M1 a 2002: M8
Fasolo e Portugal (2004)	0,30	0,44	-	-	1990: M1 a 1994: M6
Fasolo e Portugal (2004)	0,10	NS	-	-	1995: M1 a 2002: M7
Muinhos (2004) – Linear	0,51	-	0,28	-	1994: M4 a 2002: M2
Muinhos (2004) – Linear	-	1,18	0,35	-	1994: M4 a 2002: M2
Muinhos (2004) – Não Linear	0,45	-	0,41	-	1994: M4 a 2002: M2
Muinhos (2004) – Não Linear	0,45	-	0,41	-	1994: M4 a 2002: M2
Muinhos (2004) – Não Linear	-	1,29	0,42	-	1994: M4 a 2002: M2
Tombini e Alves (2006)	Entre 0,1 e 0,3	Entre 0,1 e 0,3	NS	-	1996: M1 a 2006: M1
Schwartzman (2006)	Entre 0,37 a 0,56	-	Entre 0,71 e 1,27	0,14	1997: T1 a 2003: T3
Mendonça e Santos (2006)	-	Entre 0,43 e 0,96	Entre -0,01 e -0,08	-	2000: M4 a 2005: M4
Areosa e Medeiros (2007)	0,45	0,53	NS	-	1995: M1 a 2003: M9
Mazali e Divino (2010)	0,59	0,44	-0,13	-	1995: M1 a 2008: M4
Correa e Minella (2010) – modelo1	0,29	0,62	0,15	0,09	1995: T1 e 2004: T4
Correa e Minella (2010) – modelo 2	0,34	0,63	0,22	0,10	1995: T1 e 2004: T4
Correa e Minella (2010) – modelo 3	0,30	0,66	0,20	0,04	1995: T1 e 2004: T4
Arruda, Ferreira e Castelar (2011) – Linear	0,71	-	NS	1,58	1995: M1 a 2005: M12
Arruda, Ferreira e Castelar (2011) – Não Linear	0,69	-	NS	2,62	1995: M1 a 2005: M12
Mendonça, Sachida e Medrano (2012)	Entre 0,41 e 0,52	Entre 0,25 e 0,53	NS	Entre 0,26 e 0,55	1995: M1 a 2012: M3
Mendonça, Sachida e Medrano (2012)	0,39	Entre 0,63 e 0,67	NS	NS	2002: M1 a 2012: M3
Arruda, Oliveira e Castelar (2017)	Entre 0,52 e 0,69	Entre 0,13 e 0,46	Entre 0,53 e 0,65	Entre 0,003 e 0,006	2002: M1 a 2015: M8
Arruda, Ferreira e Goes (2018)	Entre 0,61 e 0,68	Entre 0,42 e 0,44	Entre -0,15 e -0,16	-	2001: M7 a 2014: M12

Fonte: Elaboração própria

Notas: (NS) Não Significante; (-) Não utilizou a variável; (T) - Dados trimestrais; (M) - Dados mensais.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 Descrição das Medidas de núcleo da inflação do BCB

No Brasil, o Banco Central do Brasil (BCB) disponibiliza, atualmente, informações sobre cinco medidas de núcleos da inflação, todas tendo como referência IPCA, índice de inflação oficial adotado no regime de metas. As medidas escolhidas no presente estudo são o núcleo por alimentos e monitorados no domicílio (IPCA-EX), o núcleo por exclusão (IPCA-EX2), o núcleo por dupla ponderação (IPCA-DP), o núcleo obtido por médias aparadas sem suavização (IPCA-MA) e a medida obtida por médias aparadas com suavização (IPCA-MS). Silva Filho & Figueiredo (2014) fazem uma análise completa de todas essas medidas.

Os núcleos por exclusão sem monitorados no domicílio (IPCA-EX) e o núcleo por exclusão (IPCA-EX2) são mais tradicionais na literatura e consideram tantos aspectos econômicos quanto estatísticos para definir os itens a serem excluídos. A construção do núcleo IPCA-EX consiste em excluir os itens dos grupos Alimentos no Domicílio e Preços administrados por Contratos Monitorados. Para o núcleo por exclusão (IPCA-EX2), a exclusão se dá a partir dos itens que apresentaram maior volatilidade consistente ao longo da amostra observada. Conforme o Banco Central do Brasil (2009), o núcleo IPCA-EX2 exclui 12 dos 52 itens que compõem o IPCA, sendo que dez pertencem ao grupo Alimentos no Domicílio.

Como alternativa aos métodos por exclusão, incluem-se a utilização de medidas de núcleo obtidas a partir de estimadores de influência limitada (EIL), os quais reduzem a influência dos valores localizados nas extremidades da distribuição. O método denominado médias aparadas (IPCA-MA) é um exemplo geral da classe de estimadores de influência limitada, pelo qual se calcula a média da distribuição do corte transversal dos preços, desconsiderando seus extremos (corte das caudas). Ou seja, elimina-se 40% dos itens que apresentam variações extremas, sendo 20% de cada cauda da distribuição, e recalcula o índice de inflação utilizando apenas a parte central da distribuição, levando em conta o peso original de cada item

Já para medida de núcleo IPCA-MS, como alguns preços controlados apresentam componentes com alterações menos frequentes, desconsiderar esses itens poderia gerar um viés para baixo e comprometer informações relevantes sobre o componente de persistência da inflação. Para evitar esse problema, o BCB suaviza essas séries em doze parcelas iguais.

Diferentemente das medidas de núcleos descritas até o momento, o cálculo do núcleo por dupla ponderação - IPCA.DP não exclui nenhum item do IPCA, mas ajusta os pesos originais de cada item de acordo com sua volatilidade relativa; ou seja, nesta abordagem, quanto maior a volatilidade relativa de um item que compõe a cesta de consumo, menor será seu peso no cálculo do núcleo. Para o cálculo da volatilidade relativa são utilizadas uma janela móvel de 48 meses, conforme mostrado em BACEN (2009).

3.1.2 Medidas de Núcleo Adicionais - IPCA-EMD / IPCA-CP2

Além das medidas usuais divulgadas pelo Banco Central, o presente estudo optou por incorporar duas medidas adicionais, propostas por Santos (2017) e que, comparadas às medidas anteriormente apresentadas, se mostraram melhores indicadores antecedentes da inflação IPCA por vários critérios, quais sejam, o núcleo extraído a partir da decomposição empírica de modos (CORE-EMD); no presente estudo, denominada IPCA-EMD, e o núcleo construído a partir de componentes não observados multivariados (IPCA-CP2).

O IPCA-EMD é uma alternativa de núcleo que pode ser estimada a partir de uma variante da decomposição empírica de modos, denominada decomposição Completa, Conjunta, e Empírica de Modos com Ruído Adaptativo (CEEMDAN). Essa medida detém uma propriedade de reconstrução parcial, que é capaz de tratar com séries não estacionárias e de comportamento não linear, além de diferir com eficiência a parte persistente da inflação de seu componente transitório. Para uma descrição detalhada, ver Santos (2017).

O IPCA-CP2 é uma medida extraída de um modelo de componentes não observados de característica multivariada que incorpora as variáveis de inflação, medida pelo IPCA, e a taxa de juros SELIC. Santos (2017) destaca o bom desempenho dessa medida de núcleo frente às propostas pelo Banco Central. Os detalhes da modelagem podem ser consultados em Santos (2017). O quadro 2 abaixo apresenta uma síntese das medidas de núcleo empregadas no estudo.

Quadro 2 - Descrição das medidas de núcleos utilizadas

Tipo	Medida	Descrição da medida
Medidas de exclusão	IPCA – EX	Exclui preços administrados e alimentos no domicílio
	IPCA – EX2	Exclui itens consistentemente mais voláteis no período
Medidas por dupla ponderação	IPCA – DP	Pesos baseados volatilidade relativa (48 meses) e nos pesos originais do IPCA
Medidas por médias aparadas	IPCA – MA	Simétrica (20% em cada cauda) sem itens suavizados
	IPCA – MS	Simétrica (20% em cada cauda) com itens suavizados
Decomposição Empírica de Modos	IPCA-EMD	Decomposição Completa, Conjunta, e Empírica de Modos com Ruído Adaptativo (CEEMDAN)
Componentes Não Observados Multivariados	IPCA-CP2	Modelo de Componentes não observados Multivariado com IPCA e SELIC

Fonte: Elaboração Própria

3.2 Base de Dados

Para estimação da CPNKH foram coletadas informações mensais entre janeiro de 2002 e agosto de 2015 para a economia brasileira. O período amostral foi escolhido devido a indisponibilidade de dados para todas as variáveis empregadas para períodos mais recentes.

O indicador de inflação empregado é medido a partir do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). As informações foram disponibilizadas pelo Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (SNIPC), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Para averiguar a adequação das medidas de núcleo da inflação como indicadores de expectativas *forward-looking* na CPNKH, foram utilizadas sete alternativas para essa variável, cinco oficialmente divulgadas pelo Banco Central (IPCA-EX, IPCA-EX2, IPCA-MA, IPCA-MAS e IPCA-DP), e duas propostas por Santos (2017) (IPCA-EMD e IPCA-CP2).

A variável que incorpora o componente inercial, ou *backward-looking*, da inflação utilizada, é o IPCA, medida padrão na literatura; A medida de ciclo econômico utilizada no presente estudo, a saber, foi a variável hiato do desemprego, construída a partir da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott (HP); por fim, nos moldes de Correa e Minella (2010) e Arruda,

Ferreira e Castelar (2011), utilizou-se como indicador de repasse cambial para inflação, a variável $(\Delta e_t + \pi_t^*)$, em que e_t é a taxa de câmbio nominal em logaritmo, Δ é o operador de diferença e π_t^* é a inflação ao produtor americano (PPI americano). O quadro 3 sintetiza as variáveis aqui empregadas.

Quadro 3: Descrição das Variáveis Utilizadas

INDICADOR	VARIÁVEL	PROXY	FONTE
Inflação	Inflação	Inflação IPCA	IBGE/SNIPC
Expectativas	Medidas de Núcleo de Inflação	IPCA-MA	BCB-Depec
		IPCA-MAS	BCB-Depec
		IPCA-EX	BCB-Depec
		IPCA-EX2	BCB-Depec
		IPCA-DP	BCB-Depec
		IPCA-EMD	BCB-Depec
		IPCA-CP2	BCB-Depec
Ciclos Econômicos	Ciclo do Desemprego	Hiato do Desemprego	Construída a partir de dados da Seade/PED e Filtro HP
<i>Pass-through</i>	Repasse cambial	Taxa de variação do câmbio nominal acrescido de uma medida de inflação internacional (PPI Americano)	Construída a partir dos dados DEPEC/BACEN e IFS/FMI

Fonte: Elaboração Própria

3.3 Estratégia Econométrica

Em se tratando de técnicas econométricas para estimação de modelos de expectativas racionais, o Método dos Momentos Generalizados (GMM), introduzido por Hansen (1982), tem sido bastante empregado, dado que, na presença de regressores endógenos, o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) pode gerar resultados inconsistentes em virtude da correlação provável entre o termo de erro e os regressores endógenos. Alternativamente, alguns autores têm optado pelo emprego de modelos com variáveis instrumentais (IV)⁵, todavia, como mostram Baum, Schaffer e Stillman (2003 e 2007), na presença de heterocedasticidade, o GMM se mostra mais adequado.

Dessa forma, para a seleção da técnica de estimação empregada nos modelos desse estudo, inicialmente, procede-se à aplicação do teste de heterocedasticidade de Pagan e Hall (1983)⁶ na estimação por variáveis instrumentais (IV). Além disso, aplica-se também o teste de Cumby e Huizinga (1992) para autocorrelação serial, que tem ausência de autocorrelação como hipótese nula. Portanto, caso se rejeite a hipótese nula de homocedasticidade no teste Pagan e Hall (1983), utiliza-se a estimação de GMM robusta nessa circunstância e, ainda, caso se verifique a presença de autocorrelação serial, deve-se empregar o GMM-HAC, que é um estimador de GMM com correção para ambos os problemas.

Em todos os modelos empregados nesse trabalho, verificou-se a presença de heterocedasticidade, via teste de Pagan e Hall (1983), logo, optou-se pelo GMM. Hansen (1982) demonstra que, se os instrumentos são válidos, no sentido de que são correlacionados com os regressores endógenos e não correlacionados com o termo do erro, os estimadores de GMM são consistentes e assintoticamente normais. Portanto, utiliza-se o teste de sobreidentificação de Hansen (1982) que faz uso da hipótese nula de que os instrumentos são válidos. No caso de não rejeição da hipótese nula, diz-se que os instrumentos são válidos e que o modelo está estimado adequadamente. Assim, nos modelos aqui estimados utilizam-se com instrumentos⁷ até seis

⁵ Vale ressaltar que, apesar de se mostrar consistente na presença de heterocedasticidade, o Estimador de GMM possui fraco desempenho em pequenas amostras. Portanto, quando o problema de heterocedasticidade não está presente, é preferível ainda o emprego do estimador de variáveis instrumentais (Baum, Schaffer e Stillman, 2003 e 2007).

⁶ Um teste indicado para a estimação na presença de regressores endógenos. Tem homocedasticidade como hipótese nula.

⁷ Além de serem tradicionalmente empregadas para estimar a CPNKH na literatura, o uso dessas variáveis em termos de suas defasagens reflete o caráter predeterminado desses indicadores em modelos de expectativas racionais e reforçam a ausência de correlação com variável a ser instrumentalizada. Adicionalmente, empregar-se-á o teste de Hansen de validade dos instrumentos para atestar a qualidade destes.

defasagens da inflação, hiato do desemprego e taxa de juros, nos moldes de Galí e Gertler (1999).

Portanto, os sete modelos estimados nesse trabalho e suas respectivas condições de ortogonalidade na estimação por GMM podem ser representadas pelas equações abaixo, em que z_t é o vetor de variáveis instrumentais.

$$\pi_t = \lambda c m_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \theta v_t \quad (8)$$

$$E_t\{(\pi_t - \lambda c m_t - \gamma_f \pi_{t+1} - \gamma_b \pi_{t-1} - \theta v_t) z_t\} = 0 \quad (9)$$

Em síntese, a estratégia econométrica empregada no trabalho pode ser assim resumida: inicialmente investiga-se a presença de heterocedasticidade e autocorrelação serial na estimação IV via testes de Pagan e Hall (1983) e Cumby e Huizinga (1992), respectivamente⁸. Em se verificando a presença de Heterocedasticidade, utiliza-se o GMM com correção para este problema; caso se constate também a presença de autocorrelação serial, aplica-se a correção para ambos os problemas; ou seja, o GMM-HAC. Por fim, analisa-se o teste de Hansen (1982) de validade dos instrumentos e, caso não se rejeite H_0 , diz-se que os instrumentos são válidos e que, portanto, o modelo está adequadamente estimado.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Para estimar modelos da CPNKH considerando medidas de núcleo da inflação como indicadores de expectativas *forward-looking*, procedeu-se inicialmente à verificação da estacionariedade das séries empregadas a partir de testes usuais de raiz unitária. O teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF), no qual a hipótese nula é a presença de raiz unitária; e o teste KPSS, proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992), com hipótese nula de que a série é estacionária. A tabela 1 sintetiza os resultados desses testes. Os resultados confirmam que todas as séries empregadas se mostram estacionárias a 5%. Em seguida procedeu-se a estimação dos modelos da CPNKH considerando as sete medidas de núcleo como variáveis de expectativas. Os resultados estão sintetizados na tabela 1.

⁸ Se os erros forem homocedásticos, Baum, Schaffer e Stillman (2003 e 2007) mostram que o emprego do estimador de variáveis instrumentais é preferível, em virtude do fraco desempenho do GMM em pequenas amostras.

Tabela 1: Resultados Testes de Raiz Unitária

VARIÁVEL	ADF	KPSS
Inflação IPCA	-5.07 [-2.87]	0.24 [0.46]
IPCA.MA	-4.63 [-2.87]	0.25 [0.46]
IPCA.MAS	-3.87 [-2.87]	0.40 [0.46]
IPCA.EX	-6.88 [-2.87]	0.21 [0.46]
IPCA.EX2	-4.00 [-2.87]	0.32 [0.46]
IPCA.DP	-4.45 [-2.87]	0.28 [0.46]
IPCA.EMD	-2.96 [-2.87]	0.35 [0.46]
IPCA.CP2	-3.01 [-2.87]	0.15 [0.46]
Hiato do desemprego	-6.02 [-2.87]	0.02 [0.46]
Repasse Cambial	-15.33 [-2.87]	0.22 [0.42]

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos. Valor crítico do teste ao nível de significância 5% expressos entre colchetes. Vale ressaltar que a hipótese nula dos testes ADF é de que a série possui raiz unitária, enquanto que no KPSS é a de que as séries são estacionárias.

Inicialmente, dada a estratégia metodológica descrita na seção anterior, percebe-se que o teste de Pagan e Hall (1983) indicou a presença de heterocedasticidade em todos os casos analisados e, portanto, optou-se pelo uso do GMM em todas os casos. Os resultados do teste de Cumby e Huizinga (1992) indicam ainda a ocorrência de autocorrelação na maioria dos modelos considerados, com exceção dos modelos que consideram o IPCA-MAS, o IPCA - CP2 e o IPCA-EMD como indicadores de expectativas *forward-looking*. Assim, quando se observa a ocorrência de ambos os problemas, emprega-se o GMM-HAC, caso contrário, emprega-se o GMM com correção apenas para heterocedasticidade.

Ademais, os resultados do teste de Hansen (1982) revelam que não se pode rejeitar a hipótese nula de validade dos instrumentos em todos os modelos analisados. Portanto, sob essas condições, pode-se afirmar que os modelos se encontram adequadamente estimados.

Tabela 2: Estimativa GMM da Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida

Expectativas (Medidas de núcleo)	Parâmetros				Teste J	Heterocedasticidade	Autocorrelação
	λ	γ_f	γ_b	θ	Hansen	Pagan e Hall	Cumby e Huizinga
IPCA.MA	-0.42 (0.00)	0.47 (0.01)	0.54 (0.00)	0.005 (0.00)	10.22 (0.74)	$\chi^2(39) = 53.62$ (0.05)	$\chi^2(1) = 7.82$ (0.00)
IPCA.MAS	-0.51 (0.00)	0.38 (0.00)	0.54 (0.00)	0.006 (0.77)	9.76 (0.78)	$\chi^2(15) = 31.77$ (0.00)	$\chi^2(1) = 0.40$ (0.52)*
IPCA.EX	-0.44 (0.00)	0.31 (0.00)	0.61 (0.00)	0.005 (0.00)	9.78 (0.77)	$\chi^2(27) = 40.51$ (0.04)	$\chi^2(1) = 3.28$ (0.07)**
IPCA.EX2	-0.46 (0.00)	0.42 (0.00)	0.52 (0.00)	0.004 (0.00)	9.71 (0.78)	$\chi^2(27) = 37.96$ (0.07)**	$\chi^2(1) = 7.36$ (0.00)
IPCA.DP	-0.43 (0.00)	0.46 (0.00)	0.52 (0.00)	0.005 (0.00)	10.16 (0.75)	$\chi^2(39) = 52.7$ (0.06)**	$\chi^2(1) = 16.19$ (0.00)
IPCA.CP2	-0.61 (0.00)	0.36 (0.02)	0.62 (0.00)	0.003 (0.36)	6.70 (0.56)	$\chi^2(15) = 25.67$ (0.04)	$\chi^2(1) = 0.21$ (0.64)*
IPCA.EMD	-0.68 (0.00)	0.42 (0.01)	0.56 (0.00)	0.003 (0.39)	8.42 (0.39)	$\chi^2(15) = 26.18$ (0.03)	$\chi^2(1) = 0.55$ (0.45)*

Fonte: Elaborado pelos autores com base na equação $\pi_t = \lambda x_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \theta v_t$. Nota: P-valor entre parênteses. Os testes de autocorrelação e heterocedasticidade foram aplicados na estimação com variáveis instrumentais. * Modelo estimado com correção apenas para Heterocedasticidade. **Significante a 10%.

Em termos gerais, observa-se que a CPNKH se mostra um mecanismo adequado para explicar a dinâmica inflacionária do Brasil no período analisado, dado que, em todos os modelos estimados, as variáveis se mostraram estatisticamente significantes e com sinal previsto pela literatura. As evidências apontam que as medidas de núcleo da inflação se mostram bons indicadores para modelar expectativas *forward-looking* na CPNKH, uma vez que as sete medidas empregadas nesse estudo se mostraram estatisticamente robustas. Seus coeficientes estimados variam entre 0.31 e 0.47; ou seja, um aumento de 1 p.p. nas expectativas futuras de inflação impactam entre 0.31 p.p. e 0.47 p.p. a dinâmica inflacionária, respectivamente.

Esses resultados corroboram a hipótese destacada por autores como Trompieri Neto, Castelar e Linhares (2011) de que as medidas de núcleo da inflação se mostram importantes preditores para a dinâmica inflacionária, mesmo algumas medidas que não se

mostram bons núcleos, como as divulgadas pelo BCB, destacadas por Santos e Castelar (2016), se apresentaram estatisticamente significantes.

Os resultados indicaram ainda que os coeficientes estimados do impacto da inércia inflacionária, γ_b , se mostraram superiores aos das expectativas *forward-looking*, suas magnitudes variam entre 0.52 p.p. e 0.62 p.p.; o que evidencia, em alguma medida, que a memória inflacionária pode estar refletida na formação das expectativas dos agentes, ou ainda, que a evolução recente do nível de indexação da economia pode estar influenciando esse impacto, uma vez que, alguns autores que estimaram a CPNK para períodos anteriores, observaram uma maior influência das expectativas *forward-looking* (AREOSA e MEDEIROS, 2007; CORREA e MINELLA, 2010; MENDONÇA, SACHIDA e MEDRANO, 2012). Todavia, vale destacar que, resultados nessa direção também foram observados por Arruda, Oliveira e Castelar (2017).

Além disso, observa-se a ocorrência do *trade-off* entre inflação e desemprego em todos os modelos analisados; ou seja, considerando um aumento de 1 p.p no componente de cíclicos, a inflação sofrerá um recuo entre 0.42 p.p e 0.68p.p.. Autores como Mendonça, Sachida e Medrano (2012), Arruda, Oliveira e Castelar (2017) e Ferreira, Goes e Arruda (2018) também obtiveram evidências similares.

O repasse cambial, também se mostrou estatisticamente significativo na maioria dos modelos analisados, com impactos oscilando entre 0.004 p.p. e 0.006 p.p. Esse resultado pode indicar que as empresas que utilizam insumos importados em seu processo produtivo estão repassando parte desses custos para os preços, conforme argumentam Blonigen e Hayes (1999) e Gil-Pareja (2003). Essa evidencia corrobora o resultado observado em Correa e Minella (2010), Arruda, Ferreira e Castelar (2011).

Em suma, as evidências encontradas nesse estudo nos permitem apresentar as medidas de núcleo da inflação como boas alternativas para capturar os efeitos das expectativas *forward-looking* na CPNKH para a economia brasileira dado que, como destaca Sachida (2013), a adequação da CPNKH para a dinâmica inflacionária do Brasil se mostra sensível às *proxies* utilizadas, especialmente em relação às variáveis de expectativas futuras.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho analisou a adequação de medidas de núcleo da inflação como indicadores de expectativas *forward-looking* na CPNKH para a economia brasileira utilizando informações mensais entre janeiro de 2002 e agosto de 2015 e o método dos momentos generalizados robusto na presença de heterocedasticidade e autocorrelação (GMM-HAC).

Em linhas gerais, as evidências confirmaram a habilidade da CPNKH para modelar a dinâmica inflacionária do Brasil no período considerado, uma vez que as variáveis se mostraram estatisticamente robustas e com sinais previstos pela teoria. Esse resultado também é sustentado por vários outros estudos como os de Areosa e Medeiros (2007), Correa e Minella (2010), Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) e Arruda, Oliveira e Castelar (2017).

Os resultados indicam que as medidas de núcleo da inflação se mostram boas *proxies* para modelar as expectativas *forward-looking* na CPNKH para a economia brasileira, dado que as sete medidas empregadas no estudo se mostraram estatisticamente significantes. Nesse sentido, diante da forte sensibilidade dos coeficientes estimados da CPNKH às *proxies* adotadas em estudos para o Brasil (SACHSIDA, 2013), o presente estudo conclui que esses indicadores são potenciais medidas a serem empregadas nessas modelagens em estudos futuros.

Os resultados apontam ainda que a inflação brasileira ainda possui um importante componente inercial, uma vez que o impacto das expectativas *backward-looking* se mostraram superiores aos de seu componente *forward-looking* em todos os modelos considerados. Resultados nessa linha foram observados por Arruda, Oliveira e Castelar (2017). Autores como Carvalho (2014) argumentam que, embora o plano Real tenha reduzido a velocidade dos reajustes, não desindexou plenamente a economia, e que, em anos recentes, houve uma acentuação do grau de indexação da economia, o que pode ter majorado o impacto do repasse inercial para a inflação.

As evidências também apontam para a significância estatística do *trade-off* entre inflação e desemprego com impactos que variam entre -0.68p.p. e -0.42 p.p.; ou seja, um incremento de 1p.p. no desvio do desemprego de seu nível natural tende a reduzir a inflação entre 0.42p.p. e 0.68p.p., respectivamente. Além disso, na maioria dos modelos também se observa um repasse cambial estatisticamente robusto. Essas evidências corroboram com os

estudos de Correa e Minella (2010), Arruda, Ferreira e Castelar (2011) e Arruda, Oliveira e Castelar (2017).

Em suma, com os resultados obtidos pode-se concluir que a CPNKH é um mecanismo robusto para modelar a dinâmica inflacionária brasileira no período analisado, que o aumento recente do grau de indexação da economia brasileira parece estar contribuindo para a formação de um maior componente inercial na inflação e que as medidas de núcleo da inflação despontam como indicadores potenciais para a modelagem das expectativas *forward-looking* na CPNKH no Brasil.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, I.; O'BRIEN, R. **A Measure of Core Inflation in the UK**: Discussion Paper Series In: Economics and Econometrics, n. 0708. Southampton: School of Social Sciences, University of Southampton, 2001.
- AREOSA, W. D. & MEDEIROS, M. Inflation Dynamics in Brazil: The Case of a Small Open Economy. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 27, n. 1, p. 131-166, 2007.
- ARRUDA, E. F.; FERREIRA, R. T & CASTELAR, I. Modelos Lineares e não Lineares da Curva de Phillips para a Previsão da Taxa de inflação no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 3, p. 237-252, 2011.
- ARRUDA, E.; OLIVEIRA, M. T. A.; CASTELAR, I. Dinâmica Recente da Inflação Brasileira em Ambientes Distintos de Expectativas *Forward-Looking*. **Revista de Economia Política** (IMPRESSO), v. 37, n. 4, p. 808-831, 2017.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Inflação**. Brasília, dez 2009. v. 11, n. 4. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2009/12/ri200912P.pdf>>. Acesso em: 18 agosto, 2018.
- BARROS, R. W. S.; SCHECHTMAN, J. Medidas de núcleo da inflação para a economia brasileira: utilização das médias aparadas no IPCDI/FGV. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29, dez, 2001, Niterói. **Anais...**, Niterói, Brasil
- BAUM, C. F.; SCHAEFFER, M. E. & STILLMAN, S. Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing. **Stata Journal**, v. 3, n. 1, p. 1-31, 2003.
- BAUM, C. F.; SCHAEFFER, M. E. & STILLMAN, S. Enhanced Routines for Instrumental Variables/GMM Estimation and Testing. **Stata Journal**, v. 7, n. 4, p. 465-506, 2007
- BIHAN, H. LE; SÉDILLOT, F. Do core inflation measures help forecast inflation? Out-of sample evidence from French data. **Economics Letters**, v. 69, n. 3 p. 261-266, 2000.
- BLANCHARD, O; GALÍ, J. Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model. **Journal of Money, Credit and Banking**, supplement to v. 39, n. 1, p. 35-66, 2007.
- BLINDER, A.S. Commentary on measuring short-run inflation for central bankers. **Review. Federal Reserve Bank of St. Louis**, p. 157-160, maio/junho. 1997.
- BLONIGEN, B. A. & S. E. HAYES. Antidumping investigations and the pass-through of antidumping duties and exchange rates. **The American Economic Review**, v. 92, n. 4, p. 1044-1061. 2002.
- BRADLEY, M. D.; JANSEN, D. W.; SINCLAIR, T. M. How Well Does “Core” Inflation Capture Permanent Price Changes? **Macroeconomic Dynamics**, v. 19, n. 4, p. 791-815. 2015.

- BRYAN, M. F.; CECCHETTI, S. G. **Measuring core inflation**. In: Monetary Policy. Chicago: University Of Chicago Press, 1994, (National Bureau of Economic Research Studies in Income and Wealth). p. 195–219.
- CALVO, G.A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v.12, n. 3, p. 383-98, 1983.
- CANER, M.; HANSEN, B.E.; Instrumental variable estimation of a threshold model. **Econometric Theory**, v. 20, p. 813-843, 2004.
- CARVALHO, A. R. A persistência da indexação no Brasil pós-Real. **Revista de Economia Política**, v. 34, n. 2, p. 266-283. Abril/junho.2014.
- CORREA, A. S.; MINELLA, A. 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.
- CUMBY, R. E. & HUIZINGA, J. Testing the Autocorrelation Structure of Disturbances in Ordinary Least Squares and Instrumental Variables Regressions. **Econométrica**, v.60, n.1, p. 185–195, 1992.
- ECKSTEIN, O. (1981) **Core Inflation**. Englewood-Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- FABRIS, M. J. Z.; GUIMARÃES, R. R. S.; SCHENEIDER, V. M. Medidas de núcleo de inflação para a Região Metropolitana de Porto Alegre. **Ensaio FEE**. Porto Alegre, v. 26, Número Especial, p. 385-410, maio. 2005.
- FASOLO, A. M.; PORTUGAL, M. S. Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the Phillips Curve for Brazil. **Estudos Econômicos**, v. 34, n. 4, p. 725-776, outubro /dezembro, 2004
- FERREIRA, R. T.; GOES, C. R. C; ARRUDA, E. Central Bank Credibility and Inflation Dynamics in Brazil. **The Empirical Economics Letters**, v. 17, n.2, p. 235-242, 2018.
- FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. **American Economic Review**, v. 58, n. 1, p. 1-17, 1968.
- _____. Inflation and Unemployment: Nobel lecture. **Journal of Political Economy**, v. 85, 1977.
- GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, n. 2, p. 195– 222, 1999.
- GALÍ, J.; GERTLER, M. & LOPEZ SALIDO, J. D. European Inflation Dynamics. **European Economic Review**, v. 45, n. 7, p. 1237–1270, 2001.
- GIANNONE, D.; MATHESON, T; A new core inflation indicator for New Zealand. **International Journal of Central Banking**, v. 3, n. 4, p.145-180, 2007.
- GIL-PAREJA, S. (2003). Pricing to market behavior in European car markets, **European Economic Review**,v. 47, n. 6, p. 945-962

HANSEN, L.P. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimator. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 1029–1054, 1982.

KAR, S. UCM : A measure of core inflation. **International Journal of Monetary Economics and Finance**, v. 3, n. 3, p. 248–269, 2010.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C.B., SCHMIDT, P., & SHIN, Y. 1992. Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. **Journal of Econometrics**, 54: 159-178.

LUCAS, R.J. **Econometric Policy Evaluation: A Critique**. The legacy of Robert Lucas, v. 1, p. 112-39, 1976.

MARQUES, C. R.; NEVES, P. D.; SARMENTO, L. M. Evaluating core inflation indicators. **Economic Modelling**, v. 20, n. 4, p. 765–775, 2003.

MAZALI, A. A. & DIVINO, J. A. Real wage rigidity and the New Phillips curve: The Brazilian case. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 3, p. 291-306, 2010.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. F. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, v. 22, n.7, p. 1015-1040, 2003.

MENDONÇA M. J. C.; SACHSIDA, A. & MEDRANO, L. Inflação versus Desemprego: Novas Evidências para o Brasil. **Economia Aplicada**, v. 16, n.3, p. 475–500, 2012.

MENDONÇA, H. F. & SANTOS, M. A. L. Credibilidade da Política Monetária e a Previsão do Trade-off entre Inflação e Desemprego: Uma Aplicação para o Brasil. **Revista Economia**, v. 7, n. 2, p. 293–306, maio/agosto. 2006

MUINHOS, M. K. (2004). Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil. **Estudos Econômicos.**, v. 34, n. 2, p. 269-296.

MORANA, C. A structural common factor approach to core inflation estimation and forecast. **Working Paper Series**, n. 305, 2004.

_____. A structural common factor approach to core inflation estimation and forecast. **Applied Economics Letters**, v. 14, n. 3, p. 163–169, 2007.

MORANA, C.; BAGLIANO, F. C. Inflation and monetary dynamics in the USA: a quantity theory approach. **Applied Economics**, v. 39, n. 2, p. 229–244, 2007.

MUTH, J. F. Rational Expectations and the Theory of Price Movements. **Econometrica**, v. 29, p. 315– 335, 1961.

PAGAN, A. R. & HALL, D. Diagnostic Tests as Residual Analysis. **Econometric Reviews**. v. 2, n 2, p. 159–218, 1983.

PHELPS, E. S. Phillips curves, expectations of inflation and optimum unemployment over time. **Economica**, v. 34, n. 135, p 254-281, 1967.

PHELPS, E. S. The New Microeconomic in Inflation and Employment Theory. **American Economic Review**, v. 59, p. 147–160, 1969.

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

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C. Um Modelo de Nairu Para o Brasil. **Revista de Economia Política**, v.20, n.4, p. 26-47, 2000.

QUAH, D.; S. VAHEY (1995), "Measuring Core Inflation", **Economic Journal**, 105(432), September, 1130-1144.

ROGER, S. **Core inflation: concepts, uses and measurement**: Discussion Paper Series n. G98/9. Wellington: Reserve Bank of New Zealand, 1998.

RUDD, J. & WHELAN, K. New tests of the new Keynesian Phillips Curve. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, n.6, p. 1167-1181, 2005.

SACHSIDA, A. 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.

SANTOS, C. S. **Ensaios em Econometria de Séries Temporais: núcleo e previsão da inflação no Brasil**. 2017.96f. Tese – (Doutorado em Economia) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia. CAEN, Fortaleza, 2017.

SANTOS, C. S.; CASTELAR, I. Avaliando as Medidas de Núcleo de Inflação no Brasil. **Economia Aplicada** (Impresso), v. 20, n. 1, p. 35-56, 2016.

SARGENT, T, J. A note on the accelerationist controversy, **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 3, n.3, p.721-725, 1971.

SCHWARTZMAN, F. Estimativa de Curva de Phillips Para o Brasil com Preços Desagregados. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 1, p. 137–15, 2006.

SILVA FILHO, T. N. T. DA; FIGUEIREDO, F. M. R. Revisitando as Medidas de Núcleo de Inflação do Banco Central do Brasil. **Trabalho para Discussão**, n. 356, p. 1–30, maio. 2014.

SMITH, J. K. **Weighted Median Inflation: Is This Core Inflation?** *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 36, n. 2, p. 253–263, 2004.

TAYLOR, J. B. Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. **Journal of Political Economy**, v. 88, p. 1–23, 1980

TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L. (2006) "The recent Brazilian disinflation process and costs." **Central Bank of Brazil Working Paper Series**, n. 109, June.

TROMPIERI NETO, N.; CASTELAR, I.; LINHARES, F. C. Núcleo da Inflação: Uma Aplicação do Modelo de Tendências Comuns para o Brasil XXXIX Encontro Nacional de Economia. **Anais...Foz do Iguaçu, Brasil: Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia - ANPEC**, 2011.