



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

MARIA THALITA ARRUDA OLIVEIRA

**CICLOS ECONÔMICOS, EXPECTATIVAS E INFLAÇÃO: UMA
ANÁLISE A PARTIR DE ESTIMAÇÕES DA CURVA DE PHILLIPS
NOVO KEYNESIANA**

**FORTALEZA
2015**

MARIA THALITA ARRUDA OLIVEIRA

CICLOS ECONÔMICOS, EXPECTATIVAS E INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE A PARTIR DE ESTIMAÇÕES DA CURVA DE PHILLIPS NOVO KEYNESIANA

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar.

**FORTALEZA
2015**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca de Pós Graduação em Economia - CAEN

O48e

Oliveira, Maria Thalita Arruda

Ciclos econômicos, expectativas e inflação: uma análise a partir de estimações da curva de Phillips Novo Keynesiana / Maria Thalita Arruda Oliveira. – 2014.
39f. il. color., enc. ; 30 cm.

Dissertação (mestrado) – Programa de Pós Graduação em Economia, CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2014.

Orientação: Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar

Co-orientador: Dr. Elano Ferreira Arruda

1. Ciclos econômicos 2. Curva de Phillips I. Título.

CDD 338.54

MARIA THALITA ARRUDA OLIVEIRA

CICLOS ECONÔMICOS, EXPECTATIVAS E INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE A PARTIR DE ESTIMAÇÕES DA CURVA DE PHILLIPS NOVO KEYNESIANA

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

Data de Aprovação: ____/____/____

Banca Examinadora

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar (Orientador)
Universidade Federal do Ceará

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda (Co-orientador)
Universidade Federal do Ceará

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira
Universidade Federal do Ceará

A DEUS, por tudo. Aos meus pais, pelo amor incondicional, e por sempre confiarem e acreditarem nas minhas conquistas.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a DEUS, o dom da vida, por me dar força interior para superar as dificuldades e pelas oportunidades que me foram dadas.

Aos meus queridos pais, Zezé e Rita, que sempre estiveram ao meu lado nos momentos difíceis. E pela dedicação à minha formação profissional e pessoal.

Aos meus amados irmãos, Rennan e Talisson, pela amizade, o incentivo e as risadas no dia-a-dia.

Ao meu noivo, Aglailson, pelo carinho, dedicação, paciência e amizade e por me amparar nos momentos difíceis,

Ao meu inestimável avô, Raimundo Nonato, que sempre vibrou com minhas conquistas.

Aos meus tios e primos, Nonato, Jóia, Tiago e Felipe, que me acolheram em seu lar como uma filha ou irmã.

Ao Prof. Dr. Ivan Castelar, por aceitar orientar este trabalho.

Ao Prof. Dr. Elano Arruda, pelos inúmeros conselhos, pelo incentivo e pela enorme paciência, durante o desenvolvimento desse trabalho.

Ao Prof. Dr. Roberto Tatiwa, pela presença na banca examinadora.

Aos demais professores do curso pela contribuição em minha formação acadêmica.

Aos colegas de mestrado, pelo auxílio, incentivo, amizade e companheirismo durante todo esse período, em especial aos colegas Janaína, Gustavo, Cristiano, Chico e Diego.

RESUMO

O estudo analisa a dinâmica recente da inflação brasileira. Considerando ambientes distintos de expectativas, procura-se observar como um possível comportamento discricionário da autoridade monetária pode interferir nas expectativas *forward-looking* dos agentes e de que forma essa interferência pode atuar sobre a resposta da inflação às oscilações nos ciclos econômicos e nas expectativas *backward-looking* e *forward-looking* no arcabouço da CPNK. Para tal, faz-se uso de estimações GMM-HAC da CPNK e de sua versão híbrida. Os resultados sugerem que, em um ambiente de maior incerteza, a inflação tanto se mostra mais sensível às oscilações nos ciclos econômicos como tem o seu componente inercial majorado.

Palavras-chave: Ciclos Econômicos, Curva de Phillips, Expectativas, GMM-HAC.

ABSTRACT

This work analyzes the recent dynamics of Brazilian inflation expectations considering different environments to observe how a possible discretionary behavior of the monetary authority can interfere with forward-looking expectations of agents and how this interference can act on the response of inflation to fluctuations in economic cycles and the backward-looking and forward-looking expectations of agents in the NKPC framework. To do this, estimates of GMM-HAC and the NKPC, as well as its hybrid version, are used. The results suggest that in an environment of greater run certainty, inflation is shown to be much more sensitive to swings in economic cycles, as well as it shows an increase in its inertial component.

Keywords: Economic Cycles, Phillips Curve, Expectations, GMM-HAC

LISTA DE TABELAS

Tabela 01 - Estimativa GMM – HAC da Curva de Phillips Novo-Keynesiana.....	32
Tabela 02 - Estimativa GMM–HAC da Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida.....	33
Tabela 03 - Teste de Raiz Unitária.....	39

LISTA DE FIGURAS

Figura 01 -	Correlograma Cruzado.....	24
Figura 02 -	Diagrama de Regressores e instrumentos.....	27

LISTA DE QUADROS

Quadro 01 - Descrição das Variáveis Utilizadas.....	22
---	----

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	11
2. REVISÃO DA LITERATURA.....	14
2.1 Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK).....	15
2.2 A curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida.....	17
2.3 Credibilidade e Expectativas.....	18
3. DESCRIÇÃO E ANÁLISE DE DADOS.....	21
4. METODOLOGIA.....	26
5. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	30
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	35
REFERÊNCIAS.....	36
APÊNDICE A – RESULTADOS DO TESTE DE RAIZ UNITÁRIA.....	39

1. INTRODUÇÃO

A curva de Phillips, inicialmente representada pelo trade-off entre inflação de salários e desemprego, passou por importantes transformações ao longo das últimas décadas. Tais modificações foram motivadas tanto pela evolução da teoria macroeconômica quanto pelo surgimento de novos fatos estilizados sobre a relação entre ciclos econômicos, expectativas e inflação.

A mais recente dessas, baseada nas formulações de Taylor (1980) e Calvo (1983), ficou conhecida como curva de Phillips Novo Keynesiana (CPNK). Tal curva é derivada a partir de um modelo micro fundamentado de expectativas racionais, o qual prevê uma relação entre inflação no curto prazo e uma medida de custo marginal das empresas, além de destacar a importância das expectativas na forma forward-looking. Adicionalmente, Galí e Gertler (1999) também propõem a chamada Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKH) na qual se avalia também a participação do componente inercial, ou backward-looking, da inflação.

Atualmente, a CPNK e sua versão híbrida encontram-se no centro do debate em torno da condução da política monetária e da relação entre ciclos econômicos, expectativas e inflação. De fato, essas evidências mostram-se relevantes, uma vez que uma autoridade monetária crível pode projetar uma política de desinflação sem custos se a inflação é um processo puramente forward-looking, enquanto que na presença de um componente backward-looking, a referida política poderia custar uma recessão em termos de atividade econômica.

Na literatura internacional, percebe-se certa polarização entre os estudos, ou seja, existem aqueles que mostram que a CPNK é um mecanismo robusto em 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, diversos estudos corroboram a ideia de que a curva de Phillips mostra-se importante pois se analisa o comportamento da inflação, apesar dos resultados serem bastante sensíveis aos métodos de estimação e às proxies adotadas para as variáveis do modelo (MENDONÇA, SACHSIDA e MEDRANO, 2012 e SACHSIDA, 2013).

As principais evidências no que tange à economia brasileira mostram a relevância estatística dos componentes de expectativas backward-looking e forward-looking no comportamento da inflação e a dificuldade da variável de ciclo econômico, medida pelo hiato do produto, em captar a participação dos ciclos sobre a dinâmica inflacionária (AREOSA E MEDEIROS, 2007; SACHSIDA, RIBEIRO e dos SANTOS, 2009 e ARRUDA, FERREIRA e CASTELA, 2011).

Apesar do amplo debate em torno da adequação da CPNK, pouco se tem discutido a hipótese de que o comportamento discricionário da autoridade monetária pode interferir nas expectativas forward-looking dos agentes econômicos. Ademais, de que forma essa interferência pode atuar na resposta da dinâmica inflacionária às oscilações nos ciclos econômicos e nas expectativas backward-looking e forward-looking no arcabouço da CPNK. Uma vez que, como mostram Mendonça e Santos (2006), boa parte da inércia da inflação é resultado da perda de reputação do governo em virtude do não cumprimento das regras previamente firmadas com os agentes econômicos.

O presente estudo propõe-se examinar o comportamento dinâmico da inflação brasileira considerando ambientes distintos de expectativas na CPNK e CPNKH. Em outras palavras, deseja-se responder às seguintes questões: como se comportam os coeficientes estimados da CPNK e de sua versão híbrida em ambientes de expectativas diferenciados? Caso os agentes econômicos possuam previsão perfeita, a inflação seria menos sensível às oscilações cíclicas do produto e ao comportamento das expectativas? Os custos de uma política de desinflação, em termos de redução na atividade econômica, aumentam num ambiente de incerteza? Quanto maior a credibilidade da autoridade monetária, menor o componente inercial da inflação?

Para tal, far-se-á uso de estimações da CPNK e CPNKH para a economia brasileira com o método dos momentos generalizados consistentes na presença de heterocedasticidade e autocorrelação (GMM-HAC) e informações mensais entre Janeiro de 2002 a Dezembro de 2012. Serão utilizados o hiato do produto, o hiato do desemprego e o custo marginal real das empresas como variáveis de ciclos econômicos; a inflação medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) defasada como medida de expectativas backward-looking; o próprio IPCA adiantado

como medida expectativas forward-looking sob previsão perfeita e, por fim, a média das expectativas de inflação em todos os dias do mês para o mês seguinte do relatório FOCUS do Banco Central do Brasil como medida de expectativa forward-looking sob incerteza.

Assim, a principal contribuição desse estudo reside na avaliação do comportamento das respostas da inflação brasileira às oscilações nos ciclos econômicos e expectativas em ambientes distintos de credibilidade da autoridade monetária, além de testar o hiato do desemprego como medida de ciclo econômico e utilizar uma medida de custo marginal das empresas nos moldes de Galí e Gertler (1999).

Além dessa introdução, o presente estudo possui mais cinco seções. Na seção seguinte apresentam-se os aspectos teóricos sobre CPNK e CPNKH e sobre as relações entre ciclos econômicos, expectativas e inflação em ambientes distintos de expectativas ou de credibilidade do governo. Na seção três reserva-se à análise e discussão do banco de dados. A seguir, apresenta-se a estratégia econométrica. Na seção cinco procede-se a análise e discussão dos resultados. E, por fim, são tecidas as considerações finais do estudo.

2. REVISÃO DA LITERATURA

A versão original da Curva de Phillips mostra uma relação inversa entre inflação de salários e desemprego. Desse modo, em sua versão tradicional, a curva tem a seguinte especificação:

$$\pi_t = \alpha + \gamma u_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

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

Segundo Phillips (1958), uma taxa de desemprego elevada apontaria para um excesso de oferta de mão de obra e, conseqüentemente, haveria pressão para que os salários diminuíssem. Surgia assim o *trade-off* entre inflação e desemprego que as economias enfrentam na elaboração e execução de políticas econômicas. Estas dispunham do instrumental IS-LM para analisar o lado da demanda, junto com a curva de Phillips, que representava o lado da oferta.

No entanto, a crença de que uma variável nominal (inflação) afetava variáveis reais (taxa de desemprego) foi bastante criticada na segunda metade da década de 1960. Autores como Phelps (1967 e 1969) e Friedman (1968 e 1977) argumentaram que a formulação original da curva procura analisar o crescimento dos salários nominais frente às taxas de desemprego, o que contraria a hipótese de racionalidade dos agentes econômicos, uma vez que estes estão preocupados com a evolução de variáveis reais e não simplesmente de variáveis nominais. Desta forma, esses autores defenderam a ideia de que a curva de Phillips precisava de um componente que captasse as expectativas de inflação.

Com a taxa de desemprego reduzida e, com isso, elevada a taxa de inflação, os trabalhadores perceberiam que a inflação era maior do que a esperada e passariam a negociar os salários com base nesta nova expectativa. Daí, a taxa de desemprego voltaria ao seu estado original, pois os salários reais, que haviam diminuído, voltariam ao seu nível anterior. Essa ideia inicial de Muth (1961) seria chamada de expectativas adaptativas, ou *backward-looking*, pois os agentes

corrigem suas expectativas com base nos erros de previsão passados, ou seja, a expectativa de inflação π_t^e seria modelada como uma média ponderada das inflações passadas atribuindo-se maiores pesos para as informações mais recentes. Assim, a curva de Phillips assumiria a forma:

$$\pi_t = \xi \pi_t^e + \gamma(u_t - u_n) \quad (2)$$

sendo π_t a inflação corrente, π_t^e a expectativa de inflação para t , dada por uma média ponderada das inflações passadas, u_t a taxa de desemprego corrente e u_n a taxa de desemprego natural.

Deste modo, as expectativas dos agentes passaram a ser fundamentais na construção e execução de políticas econômicas. Entretanto, constatou-se posteriormente que, com base nas expectativas adaptativas, os agentes econômicos cometeriam erros sistemáticos de previsão, fato que não se mostra razoável na realidade.

Esta constatação gerou uma revolução na teoria macroeconômica entre as décadas de 70 e 80, impulsionada pela hipótese de expectativas racionais, ou *forward-looking*, atribuídas a Lucas (1972) e Sargent (1971). Segundo esses autores, os agentes econômicos levam em consideração, ao definir a inflação esperada, todo o conjunto informacional ao seu alcance até o período corrente, e não apenas uma combinação das informações passadas. Assim, π_t^e passa a ser função do conjunto de informações disponíveis até t , surgindo à necessidade de um componente *forward-looking* para a curva de Phillips.

2.1 Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK)

Nas últimas décadas, uma nova abordagem da curva de Phillips tem sido amplamente discutida. Vários autores, como Taylor (1980) e Calvo (1983), lançaram as bases para a moderna análise econométrica da inflação examinando a escolha

dos preços e salários numa perspectiva *forward-looking* por parte das famílias e firmas. Nessa versão, a curva é deduzida como uma relação entre a inflação e o custo marginal das empresas. Essa formulação, denominada de Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK), parte de duas equações estruturais.

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1 - \theta) p_t^* \quad (3)$$

$$p_t^* = (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \{ cm_{t+k}^n \} \quad (4)$$

Na equação (3), p_t é o nível de preços agregado e p_t^* é o nível de preços derivado da maximização do lucro das firmas, ambos em logaritmo, e θ ($0 < \theta < 1$) define a fração de firmas que não ajustam os seus preços via otimização de lucros em t . Ou seja, a equação (3) introduz certa rigidez de preços, uma vez que apenas uma fração $(1 - \theta)$ das firmas pode ajustar otimamente os seus preços em t e as demais mantêm o nível de preços do período anterior.

A equação (4) pode ser derivada formalmente a partir da maximização do valor presente do lucro esperado por parte das firmas e especifica o preço ótimo escolhido pelas firmas como função de θ , do custo marginal nominal, cm_{t+k}^n , e de um fator de desconto β (CALVO, 1983). Ou seja, na ausência de fricções ou custos de ajustamento, as empresas definiriam seus preços iguais ao custo marginal em cada período. Entretanto, as firmas não mudam seus preços em todos os períodos, por isso a definição de $p_t^* = cm_{t+k}^n$ não é adequada nesse contexto. Logo, os preços devem ser formados a partir da expectativa do comportamento do custo marginal esperado de modo a maximizar o valor presente do lucro esperado. Assim, definindo a inflação em t como $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ e combinando as equações (3) e (4) encontra-se a CPNK expressa por

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

Ou seja, a inflação corrente será função do custo marginal real das empresas em t e da expectativa de inflação, sendo esta construída de forma

forward-looking. Galí e Gertler (1999) mostram que existe uma relação entre o custo marginal e hiato do produto¹ expressa como

$$cm_t = kx_t \quad (6)$$

Em que k é a elasticidade do custo marginal real em relação ao hiato do produto. Deste modo, substituindo-o na equação (5), tem-se que

$$\pi_t = \lambda kx_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} \quad (7)$$

Portanto, a inflação em t , π_t , será expressa como função da taxa de inflação esperada para o próximo período, $E_t\{\pi_{t+1}\}$; isto é, um termo *forward-looking*, e por uma medida do ciclo econômico, x_t . Assim, a CPNK pode ser estimada utilizando variáveis de custo marginal das empresas e de ciclos econômicos².

2.2 A curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida

Apesar desses meandros, a CPNK ainda apresenta uma importante lacuna, visto que não inclui um componente inercial ou *backward-looking* na inflação, o que motivou o surgimento da versão que ficou conhecida como forma híbrida da CPNK (GALI e GERTLER, 1999). Neste contexto, p_t^* assume a forma

$$p_t^* = (1 - \omega)p_t^f + \omega p_t^b \quad (8)$$

em que p_t^f é o preço fixado pelas empresas que usam expectativas *forward-looking* e p_t^b é o preço do conjunto de firmas que usam expectativas na forma *backward-*

¹ O desvio (em log) do produto de seu nível produto potencial. Ou seja, $x_t \equiv \hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n$.

² O presente estudo fará uso do hiato do produto, do hiato do desemprego e do custo marginal real das empresas como medidas do ciclo econômico.

*looking*³. O primeiro grupo de empresas comporta-se exatamente como no modelo descrito por Calvo (1983). Logo, p_t^f será:

$$p_t^f = (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t\{cm_{t+k}^n\} \quad (9)$$

Em relação ao preço das empresas que formam suas expectativas de forma *backward-looking*, ele será expresso como o nível de preços no último período corrigido pela inflação. Formalmente,

$$p_t^b = p_{t-1}^* + \pi_{t-1} \quad (10)$$

Portanto, combinando as equações (3), (8), (9) e (10) pode-se derivar a versão híbrida da CPNK, isto é

$$\pi_t = \lambda cm_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} \quad (11)$$

Sendo que γ_f é o parâmetro do termo *forward-looking*, γ_b incorpora o componente *backward-looking* da inflação e λ incorpora a contribuição do custo marginal das empresas/ciclos econômicos. Agora, γ_b passa a indicar o grau de persistência inflacionária. Vale destacar que, caso γ_f seja estatisticamente igual à zero, tem-se a formulação tradicional da curva de Phillips, enquanto que se γ_b for igual a zero, teremos a CPNK.

2.3 Credibilidade e Expectativas

Como mencionado anteriormente, apesar do amplo debate sobre a adequação e regularidade empírica da CPNK e de sua versão híbrida, pouco se tem

³ Uma fração ω das empresas formam expectativas nos moldes *backward-looking* enquanto que $(1 - \omega)$ fazem suas projeções na forma *forward-looking*.

discutido como um possível comportamento discricionário por parte do governo pode influenciar as expectativas *forward-looking* dos agentes econômicos e como estas podem repercutir no comportamento da inflação frente às oscilações nos ciclos econômicos e nas expectativas *backward-looking* e *forward-looking* na estrutura da CPNK. Essa discussão mostra-se relevante, uma vez que uma autoridade monetária crível pode projetar uma política de desinflação sem custos se a inflação é um processo puramente *forward-looking*. Enquanto que, na presença de um componente *backward-looking*, a referida política custaria uma recessão em termos de atividade econômica.

A discussão em torno de como a inconsistência temporal das políticas pode produzir um viés inflacionário e um aumento na variabilidade do produto, gerando ciclos na economia, iniciou-se em Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983). A questão centrava-se no argumento de que a autoridade monetária se mostra incapaz de perseguir uma política de inflação reduzida, uma vez que um ambiente de maior inflação pode promover uma redução no desemprego. Assim, uma vez que os agentes esperam que o governo persiga uma inflação baixa, os formuladores de políticas se veem estimulados a não seguir essa meta e passam a atuar para reduzir o desemprego, às custas de uma inflação maior.

Sicsú (2002) analisa como a reputação e a credibilidade atuam na definição das expectativas de inflação dos agentes econômicos desde a implementação do regime de metas de inflação no Brasil. O autor argumenta que uma política monetária com credibilidade é definida por regras e metas que os indivíduos acreditam que serão mantidas e, ainda, que a reputação do governo está associada a uma combinação entre as políticas adotadas e as expectativas dos agentes em relação às decisões tomadas pelas autoridades monetárias. Assim, a credibilidade é construída a partir da reputação conquistada, ou seja, enquanto a reputação é um indicador *backward-looking*, a credibilidade torna-se uma variável *forward-looking*, uma vez que depende da expectativa que o mercado tem frente à factibilidade dos objetivos almejados.

Mendonça (2004) argumenta que uma política será crível se os indivíduos esperam uma chance reduzida de ocorrência de inconsistência temporal. O autor adverte ainda que a busca do Banco Central do Brasil por reputação de forma rápida

via escolha de metas para a inflação abaixo do que realmente pode ser alcançado tende a ser desastrosa, uma vez que, sob essas condições, a necessidade de uma elevação nos juros para fazer com que as expectativas convirjam para a meta anunciada tende a provocar uma combinação entre aumento da dívida pública e desaceleração da atividade econômica, deixando a economia mais vulnerável às oscilações nos ciclos econômicos.

Adicionalmente, Mendonça e Santos (2006) apresentam evidências de que a incorporação de uma medida de credibilidade da política monetária provê uma melhor adequação para a estimação da curva de Phillips tradicional melhorando, inclusive o seu poder preditivo.

Após um criterioso levantamento da literatura sobre credibilidade da política monetária, Mendonça (2002) conclui que a maior parte dos estudos especializados indicam que o caminho mais adequado a ser seguido pelas autoridades monetárias na busca da credibilidade tem a ver com a estabilidade de preços. Assim, as expectativas de inflação *forward-looking* podem ser consideradas como indicadores de credibilidade da autoridade monetária, ou seja, credibilidade medida a partir da capacidade dos agentes econômicos de prever o comportamento da inflação.

Nesse sentido, o presente estudo provê estimações GMM-HAC da CPNK e de sua versão híbrida para ambientes distintos de expectativas, quais sejam, um ambiente de incerteza e outro em que os agentes possuem previsão perfeita.

3. DESCRIÇÃO E ANÁLISE DE DADOS

Para a estimação da CPNK e de sua versão híbrida foram coletadas informações mensais entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2012. O período amostral foi escolhido devido à disponibilidade de dados para as variáveis de custo marginal real das empresas e hiato do desemprego⁴. O quadro 1 apresenta uma síntese das variáveis utilizadas.

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo⁵ (IPCA) é a *proxy* para a inflação. As informações foram obtidas junto ao banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA), tendo como fonte o Sistema Nacional de Preços ao Consumidor (SNIPC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Além deste indicador ser a inflação tratada como oficial pelo governo, é também o mais presente em estudos aplicados para o Brasil (SCHWARTZMAN, 2006; AREOSA E MEDEIROS, 2007; ARRUDA, FERREIRA e CASTELAR, 2011; MENDONÇA, SACHSIDA e MEDRANO, 2012 e SACHSIDA, 2013).

A credibilidade da autoridade monetária aqui será analisada a partir da capacidade dos indivíduos em prever o comportamento da inflação. Ou seja, a credibilidade é uma variável *forward-looking* que depende do julgamento do mercado em relação à factibilidade dos objetivos almejados pela autoridade monetária. Portanto, para considerar ambientes distintos de credibilidade da autoridade monetária, utilizaram-se duas variáveis de expectativas, quais sejam: previsão perfeita, onde se utiliza o próprio IPCA adiantado, que é uma forma para a modelagem das expectativas *forward-looking* (CORREA E MINELLA, 2010; SACHSIDA, 2009); e previsão sob incerteza, onde se utiliza a média das expectativas de inflação para o mês seguinte do relatório FOCUS do Banco Central do Brasil (MENDONÇA, SACHSIDA e MEDRANO, 2012, SACHSIDA, 2013).

⁴ As informações necessárias para a construção dessas *proxies* para o Brasil apenas estão disponíveis a partir de outubro de 2001. No caso do desemprego, a metodologia foi modificada e a nova série também está disponível a partir de Outubro de 2001.

⁵ A população-objetivo do IPCA abrange as famílias com rendimentos mensais compreendidos entre um e quarenta salários-mínimos para qualquer fonte de rendimentos, incluindo residentes nas áreas urbanas das regiões metropolitanas.

A variável que incorpora o componente inercial, ou *backward-looking*, da inflação utilizada é o IPCA defasado. Essa medida é tradicionalmente empregada na maioria dos estudos para o Brasil (SCHWARTZMAN, 2006; AREOSA E MEDEIROS, 2007; ARRUDA, FERREIRA e CASTELAR, 2011; MENDONÇA, SACHSIDA e MEDRANO, 2012 e SACHSIDA, 2013).

Três medidas do ciclo econômico foram utilizadas neste trabalho com vistas a identificar qual delas melhor se ajusta à dinâmica inflacionária brasileira, a saber, custo marginal real das firmas, hiato do produto e o hiato do desemprego. As variáveis de hiato do produto e do desemprego foram construídas a partir da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott (HP). O hiato do desemprego será incluído como alternativa em virtude da relação de Okun, que preconiza uma relação inversa entre os ciclos do produto e do desemprego.

Quadro 01 - Descrição das Variáveis Utilizadas

INDICADOR	VARIÁVEL	PROXY	FONTE
Inflação	Inflação	Inflação IPCA	IBGE/SNIPC
Expectativas	Expectativa <i>Foward-Looking</i>	Inflação IPCA adiantado (Previsão Perfeita)	IBGE/SNIPC
		Previsão FOCUS (Ambiente de Incerteza)	Relatório Focus BACEN
	Expectativa <i>Backward-Looking</i>	Inflação IPCA defasado	IBGE/SNIPC
Ciclos Econômicos	Custo Marginal Real	Massa salarial/PIB	Construída a partir de dados do BACEN e CAGED
	Ciclo do Produto	Hiato de Produto	Construída a partir de dados do BACEN e Filtro HP
	Ciclo do Desemprego	Hiato do Desemprego	Construída a partir de dados da Seade/PED e Filtro HP

Fonte: Elaborado pelos autores.

O custo marginal real das empresas foi construído nos moldes de Galí e Gertler (1999) a partir do produto das séries de rendimento médio real efetivo das pessoas ocupadas e o total de empregados⁶, ambas do cadastro geral de

⁶ Definido como aquelas pessoas que trabalham para um empregador ou mais, cumprindo uma jornada de trabalho, recebendo em contrapartida uma remuneração em dinheiro ou outra forma de pagamento (moradia, alimentação, vestuário, etc.). Os empregados são classificados segundo a existência ou não de carteira de trabalho assinada.

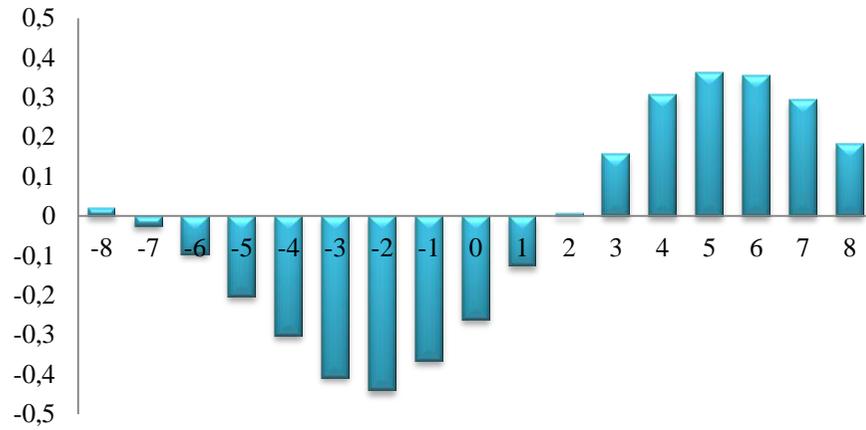
empregados e desempregados (CAGED), dividindo-se o resultado pelo Produto Interno Bruto (PIB), fornecido pelo Banco Central do Brasil.

A figura 1, abaixo, apresenta o correlograma cruzado⁷ entre algumas variáveis usadas nesse trabalho com vistas a identificar as interações entre as medidas de ciclo econômico, custo marginal real das empresas e inflação. O gráfico (1) mostra a relação entre o hiato do produto e a inflação. O gráfico (2) traz o hiato do produto com o custo marginal. Para a composição do gráfico (3) é feita a substituição do hiato do produto pela inflação. Por fim, o gráfico (4) mostra a correlação entre hiato do desemprego e inflação.

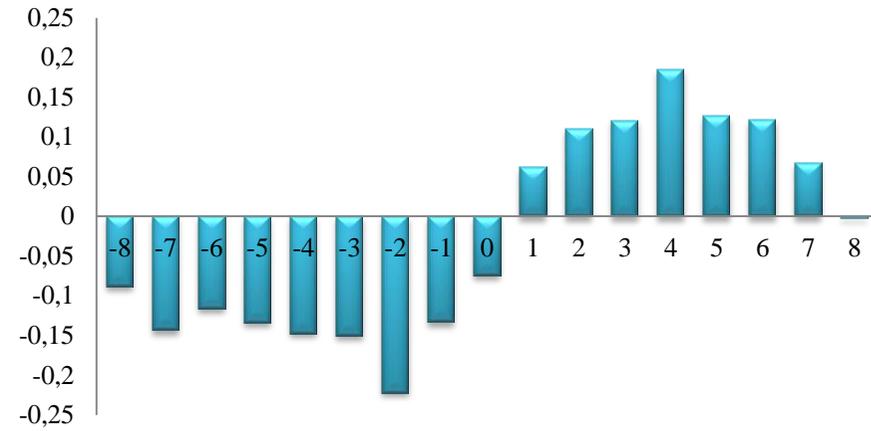
⁷ Consiste no cálculo da correlação existente entre as variáveis. As correlações cruzadas entre duas séries, x e y, são dadas por: $r_{xy}(l) = c_{xy}(l) / \sqrt{c_{xx}(0)} \cdot \sqrt{c_{yy}(0)}$, onde $l = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$

Figura 01 - Correlograma Cruzado

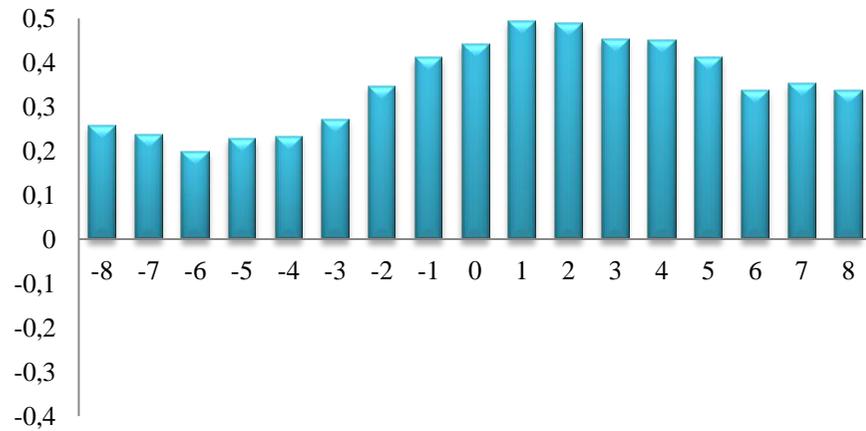
(1) Hiato do Produto (t), Inflação ($t + k$)



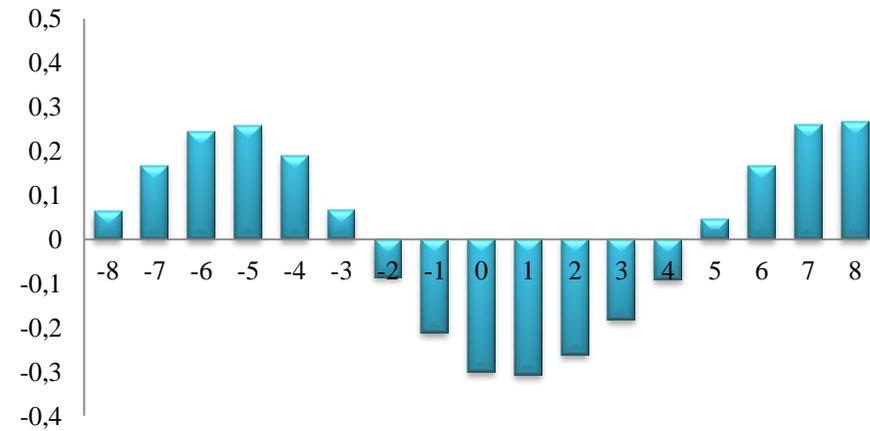
(2) Hiato do Produto (t), Custo Marginal ($t + k$)



(3) Custo Marginal (t), Inflação ($t + k$)



(4) Hiato de desemprego (t), Inflação ($t + k$)



Fonte: Elaborado pelos autores

O gráfico 1 indica que o hiato do produto apresenta uma correlação positiva com a inflação futura e negativa com a inflação passada, o que justifica o fato de diversos autores utilizarem tal medida defasada em modelos empíricos da Curva de Phillips (SCHWARTZMAN, 2006; AREOSA E MEDEIROS, 2007; CORREA E MINELLA, 2010 e ARRUDA, FERREIRA e CASTELAR, 2011). Vale ressaltar que, até o período $t+1$ a relação negativa é mantida, o que contraria a evidência esperada, corroborando os argumentos de Galí e Gertler (1999) de que existem problemas na utilização desta variável como mecanismo para captar efeitos de ciclos econômicos na CPNK.

Para corrigir o problema supracitado, Galí e Gertler (1999) sugerem uma medida de custo marginal real das empresas. O gráfico (2) mostra que a correlação contemporânea entre esta variável e o hiato do produto é negativa, enquanto o gráfico (3) mostra uma relação positiva entre o custo marginal real das empresas e a inflação, fato que justifica o emprego dessa *proxy*. No quarto gráfico a medida de ciclo econômico investigada é o hiato do desemprego, mostrando uma correlação negativa entre esta e a inflação corrente. É importante ressaltar que, pela relação de Okun, tal variável segue uma direção contra cíclica à do hiato do produto.

4. METODOLOGIA

Um método amplamente utilizado para a estimação de modelos de expectativas racionais é o Método dos Momentos Generalizados (GMM), introduzido por Hansen (1982), uma vez que, nessas condições, o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) pode gerar estimativas inconsistentes devido ao fato do termo de erro estar correlacionado com alguns dos regressores endógenos. Outra alternativa à estimação desses modelos é utilizar o método de variáveis instrumentais (IV)⁸, entretanto, como mostram Baum, Schaffer e Stillman (2003 e 2007), na presença de heterocedasticidade, o GMM mostra-se mais adequado.

Portanto, para auxiliar na seleção do melhor método de estimação dos modelos aqui utilizados, inicialmente, procede-se à aplicação do teste de heterocedasticidade de Pagan e Hall (1983)⁹ na estimação IV. Adicionalmente, aplica-se também o teste de autocorrelação serial de Cumby e Huizinga (1992)¹⁰. Assim, como visto anteriormente, caso se rejeite a hipótese nula de homocedasticidade no teste Pagan e Hall (1983), utiliza-se a estimação GMM com correção para este problema e, ainda, caso se verifique a presença de autocorrelação serial, aplica-se o chamado GMM-HAC, que é um estimador de GMM consistente na presença de Heterocedasticidade e Autocorrelação. Vale ressaltar que, em todos os casos analisados nesse estudo, detectou-se a presença de heterocedasticidade e, portanto, utilizou-se o GMM descrito a seguir. Considere a seguinte equação, em termos matriciais, a ser estimada.

$$y = X\beta + u \quad (12)$$

⁸Vale 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 heteroscedasticidade não está presente, é preferível ainda o emprego do estimador de variáveis instrumentais (Baum, Schaffer e Stillman, 2003 e 2007).

⁹ Um teste indicado para a estimação na presença de regressores endógenos. Tem homocedasticidade como hipótese nula.

¹⁰ Um teste indicado para a estimação IV. Tem ausência de autocorrelação como hipótese nula.

X é uma matriz ($n \times K$) de regressores¹¹ em que alguns destes são endógenos; ou seja, $E(X_i u_i) \neq 0$ para alguns X_i . Particionando as variáveis explicativas em conjuntos $[X_1 X_2]$, com K_1 variáveis em X_1 consideradas endógenas e $K_2 = (K - K_1)$ regressores exógenos em X_2 . Assim, tem-se

$$y = [X_1 X_2][\beta_1 \beta_2]' + u \quad (13)$$

Seja a matriz Z ($n \times L$) de variáveis instrumentais, isto é, o total de variáveis assumidas como exógenas, $E(Z_i u_i) = 0$. Particionando os instrumentos como $[Z_1 Z_2]$, em que L_1 instrumentos Z_1 são excluídos e os demais $L_2 = (L - L_1)$ instrumentos $Z_2 \equiv X_2$ são os instrumentos incluídos/regressores exógenos. A figura abaixo sintetiza as variáveis.

Figura 02 - Diagrama de Regressores e Instrumentos

Regressores $X = [X_1 X_2] = [X_1 Z_2] = [\text{Endógenos Exógenos}]$

Instrumentos $Z = [Z_1 Z_2][\text{Excluídos Incluídos}]$

Fonte: Elaborado pelos autores.

A condição para a identificação da equação é que, $L \geq K$, ou seja, deve haver pelo menos tantos instrumentos excluídos L_1 quanto regressores endógenos K_1 , uma vez que Z_2 é comum a ambas as listas¹². Hansen (1982) mostra que se os instrumentos são válidos, ou seja, 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 sobre identificação de Sargan (1958) – Hansen (1982)¹³ que faz uso da hipótese nula conjunta de que os instrumentos são válidos e os instrumentos Z_1 foram corretamente excluídos no processo de estimação. No caso de não rejeição de H_0 , diz-se que os instrumentos são válidos e que o modelo está estimado adequadamente.

¹¹ Onde n é o número total de observações e K o total de variáveis explicativas.

¹² Condição de ordem. Se $L = K$, a equação é dita exatamente identificada e, se $L > K$, sobreidentificada. Vale ressaltar que a condição de ordem é necessária, mas não suficiente para a identificação.

¹³ O estimador de GMM utiliza a estatística J , de Hansen (1982), que segue uma χ^2_{L-K} . Já na estimação em dois estágios, a estatística utilizada é nR^2 , extraída de uma regressão auxiliar dos resíduos IV sobre o conjunto completo dos instrumentos, e também segue uma χ^2_{L-K} .

A suposição de que os instrumentos são exógenos pode ser expressa como $E(Z_i u_i) = 0$. Seja $g_i(\beta)$ a função ($L \times 1$)

$$g_i(\beta) = Z_i' u_i = Z_i'(y_i - X_i \beta) \quad (14)$$

Assim, a exogeneidade dos instrumentos requer que existam L condições de momento, ou de ortogonalidade, tais que $E(g_i(\beta)) = 0$. A contrapartida amostral dessa condição de momento corresponde a

$$\bar{g}(\hat{\beta}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_i(\hat{\beta}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i'(y_i - X_i \hat{\beta}) = \frac{1}{n} Z' \hat{u} \quad (15)$$

A intuição do método é escolher um estimador para β que minimize $\bar{g}(\hat{\beta})$ preferencialmente até igualá-lo a zero. Portanto, o estimador GMM para β é o $\hat{\beta}$ que minimiza a função objetivo $J(\hat{\beta})$:

$$\hat{\beta}_{GMM} \equiv \arg \min J(\hat{\beta}) = n \bar{g}(\hat{\beta})' W \bar{g}(\hat{\beta}) \quad (16)$$

Em que W é uma matriz de pesos ($L \times L$) utilizada na construção de uma forma quadrática para as condições de momento. O estimador eficiente de GMM faz uso de uma matriz de pesos ótima $W = S^{-1}$ que minimiza a variância assintótica do estimador. Derivando as condições de primeira ordem do problema acima obtêm-se:

$$\hat{\beta}_{GMM} = (X' Z W Z' X)^{-1} (X' Z W Z' y) \quad (17)$$

Portanto, para a estimação GMM deste exercício empírico, os instrumentos incluem até seis defasagens da inflação, hiato do produto, custo marginal das empresas, hiato do desemprego e taxa de juros, nos moldes de Galí e Gertler (1999). As condições de ortogonalidade da CPNK e de sua versão Híbrida estão representadas pelas equações 19 e 20, respectivamente:

$$E_t \{ (\pi_t - \lambda m c_t - \gamma_f \pi_{t+1}) z_t \} = 0 \quad (18)$$

$$E_t\{(\pi_t - \lambda cm_t - \gamma_f \pi_{t+1} - \gamma_b \pi_{t-1})z_t\} = 0 \quad (19)$$

Em suma, a estratégia econométrica para a estimação dos modelos utilizados nesse estudo consiste inicialmente na investigação da presença de heterocedasticidade e autocorrelação serial na estimação IV através dos testes de Pagan e Hall (1983) e Cumby e Huizinga (1992), respectivamente¹⁴. Rejeitando-se a H_0 de homocedasticidade, utiliza-se o GMM com correção para este problema; caso se verifique a presença de autocorrelação serial, aplica-se a correção para autocorrelação, ainda, em se identificado ambos os problemas, faz-se uso do GMM-HAC. Por fim, analisa-se o teste de Sargan (1958) – 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 estimado adequadamente.

¹⁴ 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.

5. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Para examinar o comportamento dinâmico da inflação brasileira considerando ambientes distintos de expectativas na CPNK e CPNKH utilizou-se o método GMM-HAC e informações mensais entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2012. Desta forma, têm-se duas situações de expectativas associadas à credibilidade da autoridade monetária, quais sejam, previsão perfeita (ou credibilidade plena) – em que se utiliza o próprio IPCA adiantado como expectativas *forward-looking*- e previsão sob incerteza (ou com menor credibilidade) – em que se utiliza a média das expectativas de inflação do relatório FOCUS do Banco Central do Brasil. Além disso, em cada modelo consideram-se três variáveis distintas para ciclos econômicos, a saber: custo marginal real das firmas, hiato do produto e o hiato do desemprego. Vale ressaltar que, inicialmente, todas as variáveis foram submetidas aos testes ADF e Phillips e Perron de raiz unitária e se mostraram estacionárias aos níveis usuais de significância. Os resultados estão sintetizados na tabela A1 (vide apêndice).

Portanto, têm-se três modelos para cada ambiente de expectativas *forward-looking*, totalizando doze modelos estimados¹⁵. As tabelas 1 e 2 sintetizam os resultados das estimações da CPNK e de sua versão híbrida, respectivamente.

Inicialmente, observa-se que o teste de Pagan e Hall (1983) indicou a presença de heterocedasticidade em todos os modelos na estimação por variáveis instrumentais e, portanto, optou-se pelo uso do GMM. Além disso, apenas nos modelos da CPNK com previsão perfeita e hiato do produto como variável de ciclo e na CPNKH sob incerteza (Previsão FOCUS) e custo marginal real das empresas como variável de ciclo verificou-se ausência de autocorrelação pelo teste de Cumby e Huizinga (1992). Nestes casos, o GMM foi corrigido apenas para heterocedasticidade. Adicionalmente, em todos os modelos estimados, não se pode rejeitar a H_0 de validade dos instrumentos pelo teste de Sargan-Hansen. Portanto, sob essas condições, os modelos encontram-se adequadamente estimados.

A variável hiato do produto ou se mostra estatisticamente igual a zero ou apresenta um sinal antagônico ao previsto pela teoria. Este resultado confirma a

¹⁵ Seis modelos para a CPNK e seis para a CPNKH.

evidência destacada na literatura nacional, Mazali e Divino (2010), Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) e Sachsida (2013), e internacional, Gali e Gertler (1999), Gali, Gertler e López-Salido (2001) e Mankiw (2001), a qual corrobora a dificuldade desse indicador, como medida de ciclo econômico, para explicar a dinâmica da inflação.

Tabela 01 - Estimativa GMM – HAC da Curva de Phillips Novo-Keynesiana

Expectativas	Ciclos Econômicos	Parâmetros		Teste J	Heterocedasticidade	Autocorrelação
		λ	γ_f	Sargan e Hansen	Pagan e Hall	Cumby e Huizinga
Previsão Perfeita	Custo Marginal	0.30 (0.01)	0.39 (0.00)	4.03 (0.25)	$\chi^2(5) = 29.12$ (0.00)	$\chi^2(1) = 6.92$ (0.00)
	Hiato do Desemprego	-0.41 (0.04)	0.34 (0.01)	7.97 (0.78)	$\chi^2(14) = 21.14$ (0.04)	$\chi^2(1) = 12.10$ (0.00)
	Hiato do Produto*	-1.97 (0.00)	0.59 (0.01)	4.43 (0.22)	$\chi^2(5) = 15.54$ (0.00)	$\chi^2(1) = 0.25^*$ (0.62)
Previsão FOCUS	Custo Marginal	0.38 (0.00)	1.09 (0.00)	3.23 (0.35)	$\chi^2(5) = 20.19$ (0.00)	$\chi^2(1) = 43.13$ (0.00)
	Hiato do Desemprego	-0.91 (0.00)	1.23 (0.00)	7.82 (0.85)	$\chi^2(15) = 27.13$ (0.02)	$\chi^2(1) = 43.13$ (0.00)
	Hiato do Produto	-0.24 (0.52)	1.27 (0.00)	5.87 (0.95)	$\chi^2(15) = 23.55$ (0.05)	$\chi^2(15) = 46.94$ (0.00)

Fonte: Elaborado pelos autores com base na equação $\pi_t = \lambda x_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\}$. Obs: P-Valor entre parêntesis. Os testes de autocorrelação e heterocedasticidade foram aplicados na estimação com variáveis instrumentais. *Modelo com correção apenas para a heterocedasticidade.

Tabela 02 - Estimativa GMM – HAC da Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida

Expectativas	Ciclos Econômicos	Parâmetros			Teste J	Heterocedasticidade	Autocorrelação
		λ	γ_f	γ_b	Sargan e Hansen	Pagan e Hall	Cumby e Huizinga
Previsão Perfeita	Custo Marginal	0.17 (0.01)	0.30 (0.00)	0.53 (0.00)	5.37 (0.61)	$\chi^2(10) = 22.35$ (0.01)	$\chi^2(1) = 15.69$ (0.00)
	Hiato do Desemprego	-0.26 (0.01)	0.39 (0.00)	0.52 (0.00)	8.77 (0.79)	$\chi^2(16) = 25.98$ (0.05)	$\chi^2(1) = 32.75$ (0.00)
	Hiato do Produto	-0.30 (0.23)	0.30 (0.03)	0.55 (0.00)	6.35 (0.49)	$\chi^2(16) = 25.50$ (0.06)	$\chi^2(1) = 33.15$ (0.00)
Previsão FOCUS	Custo Marginal*	0.31 (0.00)	0.22 (0.03)	0.61 (0.00)	9.07 (0.82)	$\chi^2(17) = 38.83$ (0.00)	$\chi^2(1) = 0.99^*$ (0.32)
	Hiato do Desemprego	-0.75 (0.00)	0.24 (0.00)	0.63 (0.00)	6.94 (0.80)	$\chi^2(14) = 28.69$ (0.01)	$\chi^2(1) = 16.22$ (0.00)
	Hiato do Produto	0.16 (0.48)	0.22 (0.03)	0.67 (0.00)	7.34 (0.77)	$\chi^2(16) = 35.23$ (0.01)	$\chi^2(1) = 11.24$ (0.00)

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

Apesar disso, pode-se dizer que para o período de análise, a CPNK e sua versão híbrida se mostraram mecanismos robustos para explicar a dinâmica inflacionária brasileira, uma vez que as variáveis de ciclos econômicos, medidas pelo custo marginal real das empresas e pelo hiato do desemprego se mostraram estatisticamente relevantes e com os sinais previstos pela teoria. Além disso, as evidências também apontam para a significância estatística dos componentes de expectativas *backward-looking* e *forward-looking* e que o impacto do primeiro é maior, sugerindo que a dinâmica da inflação brasileira ainda possui um forte componente inercial.

Os resultados parecem indicar ainda que, num ambiente de maior incerteza/menor credibilidade, a dinâmica da inflação se mostra mais vulnerável às oscilações cíclicas da atividade econômica, uma vez que o impacto dessas variáveis sobre a inflação se mostra substancialmente maior quando consideramos a previsão FOCUS como variável de expectativa *forward-looking*. Portanto, as evidências parecem indicar que, quanto maior a credibilidade das autoridades monetárias, maior será a capacidade dos indivíduos em prever o comportamento da inflação e, conseqüentemente, menor será o custo de uma política de desinflação em termos de oscilações cíclicas na atividade econômica (SICSÚ, 2002; MENDONÇA, 2002 e 2004).

Por fim, as evidências também sugerem que, sob maior incerteza, a inflação se mostra mais suscetível ao componente inercial das expectativas, uma vez que a repercussão dessa variável sobre a dinâmica inflacionária se mostra superior em um ambiente de menor credibilidade. Ou seja, essa maior persistência inflacionária pode ser resultado de perda de reputação centrada no fato de que as metas e regras adotadas pela autoridade monetária não vêm sendo mantidas.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho analisou a dinâmica da inflação brasileira considerando ambientes distintos de expectativas na CPNK e CPNKH utilizando informações mensais entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2012 e o método GMM-HAC.

Em termos gerais, os resultados confirmaram a inadequação do hiato do produto e a robustez do hiato do desemprego e do custo marginal das empresas como mecanismos para captar o repasse dos ciclos econômicos para a inflação do Brasil no período analisado. Além disso, as evidências sugerem a relevância das expectativas *backward-looking* e *forward-looking* e que o impacto da primeira é superior, sugerindo que a dinâmica inflacionária brasileira ainda possui um importante componente inercial. Assim, pode-se dizer que a CPNK e a sua versão híbrida são arcabouços adequados para a investigação da dinâmica recente da inflação brasileira.

As evidências sugerem, ainda, que a inflação se mostra mais sensível às oscilações nos ciclos econômicos quanto maior o grau de incerteza em relação às expectativas *forward-looking*; ou seja, um cenário de menor a credibilidade da autoridade monetária. De fato, como argumentam Sicsú (2002) e Mendonça (2002 e 2004), quanto menos crível for o governo, menor será a capacidade dos agentes em prever o comportamento da inflação e, conseqüentemente, maior será o custo de uma política de desinflação em termos de oscilações cíclicas na atividade econômica.

Por fim, o componente inercial da inflação parece ter o seu efeito majorado quando se considera um ambiente de menor credibilidade. Essa evidência confirma que a perda de reputação por parte da autoridade monetária tem um forte custo em termos de reprodução da inflação passada para o presente.

Em suma, com os resultados obtidos pode-se concluir que, quanto maior a credibilidade da autoridade monetária, medida em termos da capacidade dos agentes em prever a inflação, menos onerosas serão as políticas de desinflação tanto em termos de oscilações cíclicas da atividade econômica como nos repasses inerciais da inflação

REFERÊNCIAS

Areosa, W. D. & Medeiros, M. Inflation Dynamics in Brazil: The Case of a Small Open Economy. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 27, 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.

Barro, R. J. & Gordon, D. B. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, p. 101-121, 1983.

Baum, C. F.; Schaeffer, M. E. & Stillman, S. Enhanced Routines for Instrumental Variables/GMM Estimation and Testing. **Stata Journal**, v. 7, ed. 4, p. 465-506, 2007.

_____. Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing. **Stata Journal**, v. 3, p. 1–31, 2003.

Calvo, G.A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v.12, n. 3, p. 383-98, 1983.

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. *Econometrica*, v.60, nº 1, p. 185–195, 1992.

Friedman, M. Inflation and Unemployment: Nobel lecture. **Journal of Political Economy**, v. 85, 1977.

Friedman, M. The Role of Monetary Policy. **American Economic Review**, v. 58, p. 1–17, 1968.

Galí, J. & Gertler, M. Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, nº 2, p. 195– 222, 1999.

Galí, J.; Gertler, M. & Lopez-Salido, J. D. European Inflation Dynamics. **European Economic Review**, v. 45, nº 7, p. 1237–1270, 2001.

Hansen, L.P. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimator. *Econometrica*, v. 50, nº 4, p. 1029–1054, 1982.

- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. Post-war US Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 29, p.1-16, 1997.
- Kydland, F. E. & Prescott, E. C. Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. **The Journal of Political Economy**, v. 85, p. 473-492, 1977.
- Lucas, R. E. Expectations and the Neutrality of Money. **Journal of Economic Theory**, v. 4, n. 2, p. 103-124, 1972.
- Mankiw, N. G. (2001). The inexorable and mysterious trade off between inflation and unemployment. **Economic Journal**, 111:C45–C61.
- Mazali, A. A. &Divino, J. A. Real wage rigidity and the New Phillips curve: The Brazilian case. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, nº 3, p. 291-306 , 2010.
- Mendonça, H. F. & dos 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, p. 293–306, 2006.
- Mendonça, H. F. Mensurando a Credibilidade do Regime de Metas Inflacionárias no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 24, nº 3, p. 344-350, 2004.
- Mendonça, M. J. C.; Sachsida, A. &Medrano, L. Inflação versus Desemprego: Novas Evidências para o Brasil. **Economia Aplicada**, v. 16, p. 475–500, 2012.
- 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, nº 2, p. 159–218, 1983.
- Phelps, E. S. Phillips Curve Expectation of Inflation and Optimum Unemployment Over Time. **Economica**, v. 34, p. 254–81, 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 Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861-1957. **Economica**, v. 25(100), p. 283–299, 1958.
- Phillips, P. &Perron, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**, v. 75, p. 335–346, 1988.
- Rudd, J. & Whelan, K. New tests of the new Keynesian Phillips Curve. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, 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.

Sachsida, A., Ribeiro, M., & dos Santos, C. H. A Curva de Phillips e a Experiência Brasileira. **Texto para discussão**, IPEA, 2009.

Sargan, J. The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables. **Econometrica**. v. 26, nº 3, p. 393-415, 1958.

Sargent, T. J. A Note on the Accelerationist Controversy. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 3, n. 3, p. 721–25, 1971.

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

Sicsú, J. Expectativas Inflacionárias no Regime de Metas de Inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro. **Revista de Economia Aplicada**, São Paulo, v. 6, n.4, p. 703-711, 2002.

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

APÊNDICE A

RESULTADOS DO TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Tabela 03 - Teste de Raiz Unitária

Série	Dickey-Fuller Aumentado - ADF	Phillips-Perron - PP
	Estatística de Teste em Nível	
	Nível (p-valor)	Nível (p-valor)
Inflação (IPCA)	-4.6799 (0.0013)	-4.3583 (0.0006)
Custo Marginal	-5,7642 (0.0000)	-5.6681* (0.0000)
Previsão FOCUS	-4.3523 (0.0038)	-6.3667 (0.0000)
Hiato do Desemprego	-4.6979 (0.000)	-2.9700* (0.0407)
Hiato do Produto	-3.4498* (0.0112)	-3.9297* (0.0025)

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: *Testes feitos apenas com intercepto. P-valor em parênteses.