

2003

TEXTO PARA DISCUSSÃO

A DINÂMICA DA INFLAÇÃO NO BRASIL

Alexis Maka
Fernando de Holanda Barbosa

The logo for IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada) features the lowercase letters "ipea" in a white, sans-serif font. A yellow and green swoosh underline is positioned beneath the letters, starting under the "i" and ending under the "a".

ipea

2003

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Rio de Janeiro, setembro de 2014

A DINÂMICA DA INFLAÇÃO NO BRASIL

Alexis Maka¹

Fernando de Holanda Barbosa²

1. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Pesquisas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

2. Professor da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EPGE).

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**
Ministro Marcelo Côrtes Neri



Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Sergei Suarez Dillon Soares

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Rogério Boueri Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais, Substituto

Carlos Henrique Leite Corseuil

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Renato Coelho Baumann das Neves

Chefe de Gabinete

Bernardo Abreu de Medeiros

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>
URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2014

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: E31; C52.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 CURVA DE PHILLIPS ADL 10

3 EVIDÊNCIA EMPÍRICA 14

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS 25

REFERÊNCIAS 26

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR 28

APÊNDICES 29

SINOPSE

Este artigo testa curvas de Phillips usando uma especificação autorregressiva de defasagem distribuída (ADL) que abrange a curva de Phillips Aceleracionista (APC), a curva de Phillips Novo-Keynesiana (NKPC), a curva de Phillips Híbrida (HPC) e a curva de Phillips de Informação Rígida (SIPC). Utilizam-se dados do Brasil (1996T1-2012T2), usando o hiato do produto e, alternativamente, o custo marginal real como medida de pressão inflacionária. A evidência empírica rejeita as restrições decorrentes da NKPC, da HPC e da SIPC, mas não rejeita aquelas da APC.

Palavras-chave: inflação; curva de Phillips; teste abrangente.

ABSTRACT

This paper tests Phillips curves using an autoregressive distributed lag (ADL) specification that encompasses the New Keynesian Phillips curve (NKPC), the Hybrid Phillips curve (HPC), the Sticky-Information Phillips curve (SIPC), and the accelerationist Phillips curve (APC). We use data from Brazil (1996Q1-2012Q2), using the output gap and alternatively the real marginal cost as measure of inflationary pressure. The empirical evidence rejects the restrictions implied by the NKPC, the HPC, and SIPC, but does not reject those implied by the APC.

Keywords: inflation; Phillips curve; encompassing specification.

1 INTRODUÇÃO

A evidência empírica mostra que a inflação tende a ser pró-cíclica: períodos acima da média normalmente estão associados a níveis de atividade econômica também acima da média. Esta relação estatística é conhecida como curva de Phillips. Na década de 1960, a curva de Phillips era vista como um menu para os formuladores de política monetária: escolhia-se entre inflação alta e baixo desemprego ou inflação baixa e desemprego elevado. Entretanto, esta interpretação considerava que a relação entre desemprego e inflação era estável e não se romperia quando o formulador de política tentasse explorar a relação. Após o artigo de Friedman (1968) e os episódios de inflação experimentados por muitas economias na década de 1970, esta interpretação ficou desacreditada. Depois de um período de baixa inflação na década de 1980 e início dos anos 1990, os economistas voltaram a trabalhar num arcabouço teórico para a curva de Phillips. Derivada de um arcabouço de otimização com expectativas racionais e rigidez nominal, a curva de Phillips Novo-Keynesiana (NKPC) fornece uma interpretação para o dilema de curto prazo entre inflação e desemprego. Este é um modelo estrutural, projetado para ser capaz de explicar o comportamento da inflação sem se sujeitar à crítica de Lucas.³ A NKPC faz parte do modelo que se tornou padrão para a análise monetária. No entanto, para que se utilize a NKPC para análise de política é fundamental que ela tenha um bom desempenho econométrico ao descrever a dinâmica da inflação.

Um grande número de pesquisas tem utilizado métodos de séries temporais para estimar a NKPC. As tentativas iniciais com dados dos Estados Unidos não foram muito bem-sucedidas (Galí e Gertler, 1999): o coeficiente estimado do hiato do produto – representado pelo produto interno bruto (PIB) real filtrado –, era pequeno e muitas vezes negativo para dados trimestrais. Uma interpretação para os resultados ruins, ao se utilizar uma medida-padrão do hiato do produto para dados trimestrais, é a de que ele é simplesmente um substituto pobre para o custo marginal real, que de acordo com a teoria seria a variável apropriada. Galí e Gertler (1999) reportam evidência em favor da NKPC quando a participação do trabalho na renda, em vez da variável de hiato do produto-padrão, é usada como aproximação do custo marginal real. Para capturar a

3. Robert Lucas em um trabalho clássico (Lucas, 1976) criticou o uso de modelos econométricos tradicionais na avaliação de resultados de políticas econômicas alternativas. Esta crítica baseia-se no fato de que, em geral, quando a política econômica muda, os parâmetros das equações do modelo também mudam. Logo, admitir-se que os parâmetros do modelo são invariáveis conduz a previsões erradas de políticas econômicas alternativas.

persistência da inflação encontrada nos dados, os autores modificaram o modelo básico de Calvo (1983), de preços rígidos para introduzir a inflação passada na curva de Phillips, chamada de curva de Phillips Híbrida (HPC). Com base em dados dos Estados Unidos e usando custo real marginal, Galí e Gertler (1999) concluem que não só o comportamento prospectivo é predominante, mas, dado o pequeno valor do grau de retrospectividade, o modelo puramente prospectivo pode fazer um trabalho razoavelmente bom de descrever os dados. Seguindo os mesmos passos, Galí, Gertler e López-Salido (2001) forneceram evidências sobre o ajuste da NKPC para a Zona do Euro.

Rudd e Whelan (2007) em uma revisão crítica do modelo NKPC argumentam que a versão do modelo que utiliza a participação do trabalho na renda, na verdade, fornece uma descrição muito pobre de comportamento da inflação observada. Este fracasso do modelo se estende em duas dimensões: a primeira, a participação do trabalho na renda não oferece uma boa medida das pressões inflacionárias e, segundo, esta versão do modelo não pode dar conta do importante papel desempenhado pela inflação passada de acordo com regressões envolvendo inflação. Eles fornecem uma interpretação alternativa das estimativas empíricas obtidas a partir da HPC, e argumentam que os dados realmente proporcionam muito pouca evidência de um papel importante para o comportamento prospectivo sugerido por estes modelos.

Como opção aos modelos de preços rígidos, Mankiw e Reis (2002) argumentam que informações rígidas – a dispersão lenta de informações sobre as condições macroeconômicas – podem ajudar a explicar o ajuste lento dos preços e os efeitos reais que ocorrem em resposta a choques monetários. Kiley (2007) tentou testar o modelo de informações rígidas da inflação em relação ao de preços rígidos para os Estados Unidos por meio de técnicas de máxima verossimilhança. Ele encontra que, uma vez que o comportamento híbrido é permitido, modelos de preços rígidos híbridos proporcionam uma melhor descrição da dinâmica da inflação do que modelos de informações rígidas.

Em economias abertas pequenas, movimentos da taxa de câmbio desempenham um papel importante no processo de transmissão que liga distúrbios monetários aos movimentos de flutuação do produto e da inflação. Perturbações econômicas que se originam em outros países têm de ser levadas em consideração na elaboração da política monetária, considerações que estão ausentes em um ambiente de economia fechada. Além disso, parte dos insumos intermediários, constituídos principalmente de matérias-primas e

energia, é importada do estrangeiro. Normalmente, os preços dos insumos importados são mais variáveis do que os do trabalho doméstico, bem como dos insumos intermediários produzidos internamente. Isso – tudo mais constante – tende a induzir as empresas a mudar seus preços com mais frequência e, possivelmente, ainda em uma proporção maior em resposta a custos de insumos mais variáveis. A fixação de preços também é mais complexa uma vez que a escolha da moeda, a concorrência do exterior e o repasse da variação cambial para os preços tornam-se um problema. Portanto, não é surpreendente que a construção do modelo torna-se cada vez mais difícil quando se trata da modelagem da dinâmica da inflação em uma economia aberta, em que a relação entre inflação e taxa de câmbio é uma preocupação central.

Vários autores têm tentado estimar a curva de Phillips para o Brasil, e alguns deles focaram especificamente na NKPC. Por exemplo, Areosa e Medeiros (2007) derivam e estimam um modelo estrutural para a inflação em uma economia aberta pequena com base nos modelos desenvolvidos por Campos e Nakane (2003) e Galí e Monacelli (2005). Seu modelo considera a rigidez de preços de acordo com Calvo (1983) e tem inércia inflacionária de uma forma semelhante a Woodford (2003) e Galí e Gertler (1999). O sinal negativo estimado na especificação com o hiato contrasta com a teoria e, apesar do impacto da estimativa associada com o custo marginal ser insignificante, ele é estatisticamente significativo. Os autores encontram um pequeno impacto direto das variáveis relacionadas com a abertura econômica, com a soma de seus coeficientes sendo perto de zero. No entanto, o impacto indireto é significativo, consistentemente, mudando os pesos associados à inflação passada e à inflação esperada futura. Mazali e Divino (2010) aplicam para o Brasil o modelo NKPC de Blanchard e Galí (2007) com rigidez de salários reais e choques de oferta. Como os coeficientes estimados satisfazem um conjunto de restrições impostas pelo modelo teórico e as restrições de sobreidentificação não foram rejeitadas, eles concluem que a NKPC estimada ajusta-se muito bem aos dados do Brasil.⁴

Este texto testa curvas de Phillips usando uma especificação autorregressiva de defasagem distribuída (ADL) que abrange a curva de Phillips Aceleracionista (APC), a NKPC, a HPC e a curva de Phillips de Informação Rígida (SIPC). Utilizam-se dados

4. Outros artigos que estimam a curva de Phillips para o Brasil incluem Cysne (1985), Lima (2003), Minella *et al.* (2003), Fasolo e Portugal (2004), Schwartzman (2006), Lima e Brito (2009), Holland e Mori (2010), Mendonça, Sachsida e Medrano (2012).

do Brasil (1996T1-2012T2), usando o hiato do produto e, alternativamente, o custo marginal real como medida de pressão inflacionária.⁵ A evidência empírica rejeita as restrições decorrentes da NKPC, da HPC e da SIPC, mas não rejeita aquelas da APC.

O trabalho está organizado da seguinte forma. A seção 2 apresenta a curva de Phillips ADL e mostra como as diferentes especificações da curva de Phillips consideradas na literatura podem ser vistas como casos especiais da curva de Phillips ADL. A seção 3 estima a curva de Phillips ADL para o Brasil e testa as restrições derivadas das diferentes especificações. Finalmente, a seção 4 traz as considerações finais.

2 CURVA DE PHILLIPS ADL

Um modelo de dinâmica da inflação geral, suficiente para abranger a NKPC, a APC, a HPC e a SIPC como casos especiais tem a forma:

$$\Delta\pi_t = \alpha_1\Delta\pi_{t-1} + \beta_0x_t + \beta_1x_{t-1} + \gamma_1\pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde π_t é a taxa de inflação em t , x_t é o hiato do produto em t e $\Delta\pi_t = \pi_t - \pi_{t-1}$.

Será mostrado como cada modelo de curva de Phillips está incorporado na equação (1). A APC simples – ou do inglês, simple APC (SAPC) – é dada por:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \kappa x_t + \varepsilon_t$$

a qual é equivalente a

$$\Delta\pi_t = \kappa x_t + \varepsilon_t$$

Este é um caso particular da equação (1) quando $\alpha_1 = 0$, $\beta_0 = \kappa > 0$, $\beta_1 = \gamma_1 = 0$. Quando a inflação esperada da curva de Phillips depende de termos adicionais de inflação

5. Tendo em vista que se estimaram modelos na forma reduzida, a escolha da amostra é motivada pela tentativa de se evitar a crítica de Lucas, selecionando um período de estabilidade do regime econômico.

defasada tem-se a APC. Para o caso em que a inflação esperada depende das duas últimas defasagens da inflação a APC é dada por:

$$\pi_t = \omega_1 \pi_{t-1} + \omega_2 \pi_{t-2} + \kappa x_t + \varepsilon_t$$

Esta equação pode ser reescrita como:

$$\Delta \pi_t = -\omega_2 \Delta \pi_{t-1} - (1 - \omega_1 - \omega_2) \pi_{t-1} + \kappa x_t + \varepsilon_t$$

Assumindo que não há dilema de longo prazo entre inflação e atividade real, $\omega_1 + \omega_2 = 1$, então,

$$\Delta \pi_t = -\omega_2 \Delta \pi_{t-1} + \kappa x_t + \varepsilon_t$$

Esta especificação é um caso particular da equação (1) quando $\alpha_1 = -\omega_2 < 0$, $\beta_0 = \kappa > 0$, $\beta_1 = \gamma_1 = 0$.

A NKPC é dada por:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + \varepsilon_t$$

onde $E_t \pi_{t+1}$ é a taxa de inflação que os agentes esperam para $t + 1$, dado o conjunto de informações disponível em t .

Assumindo expectativas racionais, $E_t \pi_{t+1} = \pi_{t+1} - \mu$, a NKPC pode ser escrita como:

$$\Delta \pi_t = \frac{1-\beta}{\beta} \pi_{t-1} - \frac{\kappa}{\beta} x_{t-1} + \eta_t, \quad \beta \neq 0$$

Ela resulta da equação (1) quando $\alpha_1 = \beta_0 = 0$, $\beta_1 = -\frac{\kappa}{\beta} < 0$, $\gamma_1 = \frac{(1-\beta)}{\beta} > 0$.

A HPC é dada por:⁶

$$\pi_t = \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + \varepsilon_t$$

6. Como exemplo, consultar Galí e Gertler (1999).

Tal como se fez com a NKPC, assumem-se expectativas racionais e depois de algumas manipulações algébricas, obtém-se:

$$\Delta\pi_t = \frac{\gamma_b}{\gamma_f} \Delta\pi_{t-1} - \frac{\kappa}{\gamma_f} x_{t-1} + \frac{(1-\gamma_b-\gamma_f)}{\gamma_f} \pi_{t-1} + \xi_t, \quad \gamma_f \neq 0$$

Este é um caso particular da equação (1) quando $\alpha_1 = \frac{\gamma_b}{\gamma_f} > 0$, $\beta_0 = 0$, $\beta_1 = -\frac{\kappa}{\gamma_f} < 0$, $\gamma_1 = \frac{(1-\gamma_b-\gamma_f)}{\gamma_f} > 0$.

A SIPC proposta por Mankiw e Reis (2002) é dada por:

$$\pi_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j}(\pi_t + \alpha \Delta x_t) + \frac{\alpha \lambda}{1-\lambda} x_t + \varepsilon_t$$

Assumindo expectativas racionais e usando o operador de defasagem $L^j E_{t-1} = E_{t-1-j}$, obtém-se após alguma álgebra a seguinte expressão para a aceleração da inflação:

$$\Delta\pi_t = \frac{\alpha\lambda(2-\lambda)}{(1-\lambda)^2} x_t - \frac{2\alpha\lambda(1-\lambda)}{(1-\lambda)^2} x_{t-1} + \zeta_t, \quad \lambda \neq 0$$

Esta expressão é um caso especial da equação (1) quando $\alpha_1 = 0$, $\beta_0 = \frac{\alpha\lambda(2-\lambda)}{(1-\lambda)^2} > 0$, $\beta_1 = -\frac{2\alpha\lambda(1-\lambda)}{(1-\lambda)^2} < 0$, $\gamma_1 = 0$.

A tabela 1 mostra as restrições decorrentes de cada um dos modelos de curva de Phillips resumido pela equação (1), que é um ADL (1,1). Uma vez que os parâmetros do modelo tenham sido estimados – $(\alpha_1, \beta_0, \beta_1, \gamma_1)$ – a tabela 1 permite-nos identificar que modelo de curva de Phillips é consistente com a evidência empírica. Por exemplo, se

o coeficiente estimado de $\Delta\pi_{t-1}(\alpha_1)$ for negativo, então apenas a APC seria consistente com os dados.

TABELA 1
Modelos de curva de Phillips

Modelo	Parâmetros			
	α_1	β_0	β_1	γ_1
APC	-	+	0	0
NKPC	0	0	-	+
HPC	+	0	-	+
SIPC	0	+	-	0

Elaboração dos autores.

A curva de Phillips ADL – equação (1) –, engloba todas as curvas de Phillips consideradas como casos especiais. Isso fornece uma estrutura conveniente para analisar as propriedades de cada modelo utilizado em pesquisa empírica, destacando seus respectivos pontos fortes e fracos. A curva de Phillips ADL irrestrita inclui defasagens adicionais do hiato do produto e da aceleração da inflação, de acordo com a equação (2):

$$\Delta\pi_t = \sum_{s=1}^m \alpha_s \Delta\pi_{t-s} + \sum_{s=0}^n \beta_s x_{t-s} + \gamma_1 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Neste trabalho, testaram-se a NKPC contra a HPC, a SIPC, e a APC com base na curva de Phillips ADL abrangente – equação (2). A estratégia empírica, inspirada na abordagem geral-para-específico em econometria, é a seguinte: *i)* formular e estimar um modelo de curva de Phillips, que engloba a NKPC, a HPC, a SIPC, e a APC como casos especiais – a curva de Phillips ADL irrestrita; *ii)* reduzir o modelo irrestrito da curva de Phillips ADL com base em critérios estatísticos – a curva de Phillips ADL restrita; *iii)* testar cada modelo de curva de Phillips, comparando suas restrições decorrentes do modelo teórico com os valores dos parâmetros estimados do modelo ADL restrito.⁷

7. Para uma resenha da modelagem geral-para-específico, ver Campos, Ericsson e Hendry (2005).

3 EVIDÊNCIA EMPÍRICA

Estendeu-se a curva de Phillips ADL irrestrita – equação (2) – para introduzir a taxa de câmbio, um importante recurso de modelagem de uma economia aberta. A inclusão da taxa de câmbio no estudo da dinâmica da inflação é importante porque permite que canais sejam adicionados para a transmissão da política monetária. Em uma economia aberta, a taxa de câmbio real afeta o preço relativo entre bens nacionais e estrangeiros que, por sua vez, interfere na demanda interna e externa por bens domésticos e, portanto, contribui para o canal da demanda agregada para a transmissão da política monetária. Há também um canal direto de transmissão da política monetária para a inflação por meio do qual a taxa de câmbio afeta os preços em moeda nacional de bens finais importados que entram no índice de preços ao consumidor e, portanto, na inflação. Finalmente, há um canal de taxa de câmbio adicional à inflação: a taxa de câmbio influencia os preços em moeda nacional de insumos intermediários importados, afetando o custo dos bens produzidos internamente, e, conseqüentemente, a inflação doméstica (inflação nos preços dos bens produzidos internamente).

A fim de captar a importância da taxa de câmbio para a dinâmica da inflação complementou-se a curva de Phillips ADL irrestrita – equação (2) – com o hiato da taxa de câmbio real ($q_t - \bar{q}_t$):

$$\Delta\pi_t = \sum_{s=1}^m \alpha_s \Delta\pi_{t-s} + \sum_{s=0}^n \beta_s x_{t-s} + \gamma_1 \pi_{t-1} + \sum_{s=0}^p \delta_s (q_{t-s} - \bar{q}_{t-s}) + \zeta D_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde D_t é um vetor de *dummies* de intervenção.

A amostra vai de 1996T1 a 2012T2, período posterior ao Plano Real. Os gráficos 1, 2 e 3 exibem a taxa de inflação, o hiato do produto e o hiato da taxa de câmbio real, respectivamente.⁸

⁹ A tabela 2 mostra que a inflação é estacionária ao nível de 1% de significância.

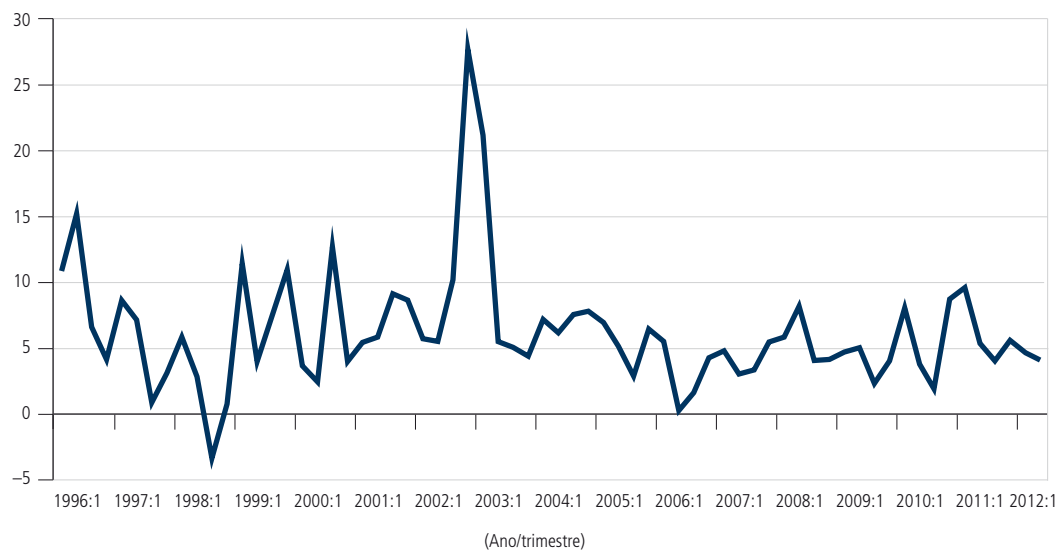
8. O apêndice dá detalhes sobre as definições das variáveis utilizadas no modelo de referência e na análise de robustez.

9. Os proponentes do modelo Novo-Keynesiano criticam as medidas tradicionais de hiato do produto, alegando que os procedimentos ingênuos de ajustes de tendência supõem que o PIB potencial evolui sem problemas ao longo do tempo. Em teoria, no entanto, mudanças no produto potencial serão afetadas por inúmeros choques, e assim podem flutuar de forma significativa (e estocasticamente) de período para período. Enquanto os pontos relativos às dificuldades que cercam a medição do produto potencial são claramente válidos e importantes, esses pontos não devem, por si sós, serem tomados como razões para pôr em dúvida a utilidade de medidas-padrão de hiato do produto.

GRÁFICO 1

Inflação

(Em %)

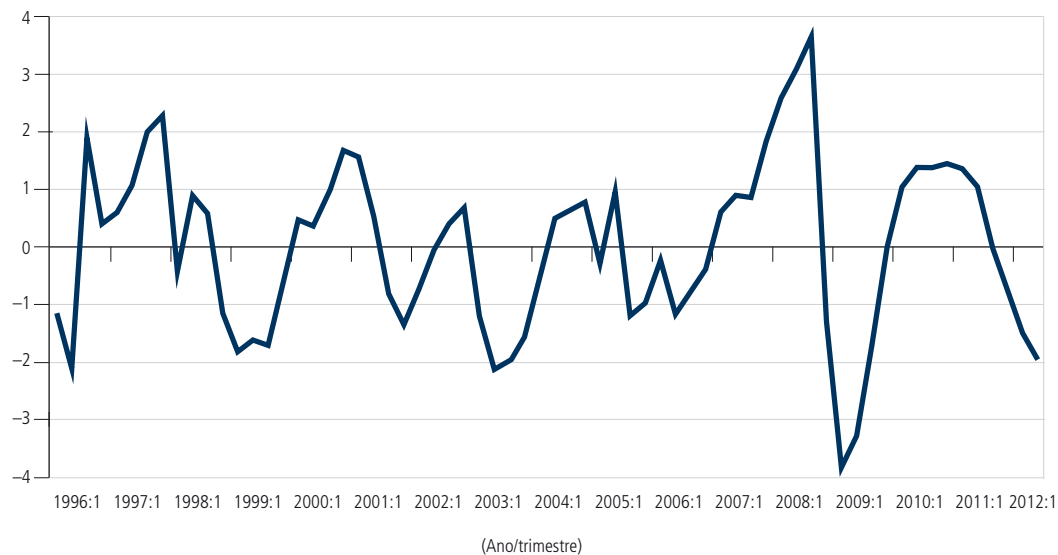


Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2

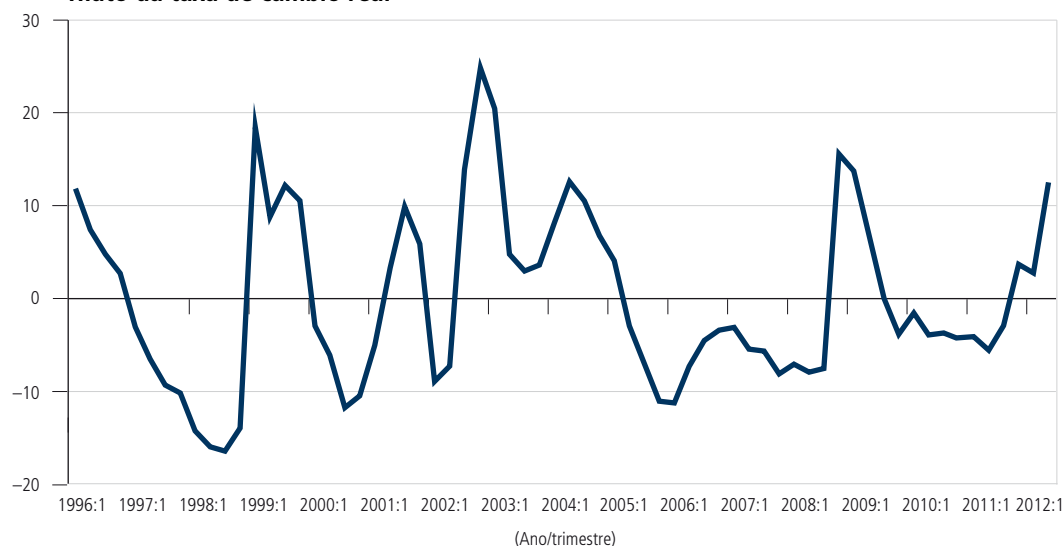
Hiato do produto

(Em %)



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 3
Hiato da taxa de câmbio real



Elaboração dos autores.

TABELA 2
Teste de raiz unitária para a inflação

Hipótese nula: a inflação tem uma raiz unitária

Exógena: constante

Extensão da defasagem: 0 (Spectral OLS AR baseado no SIC,¹ maxlag = 10)

Amostra: 1996T1–2012T2

	(%)	Estatística-P
Elliott-Rothenberg-Stock Point Optimal test statistic		1,563
Valores críticos do teste:	1	1,895
	5	3,014
	10	3,993

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Schwarz Information Criteria (Critérios de informação Schwarz).

A análise empírica começa com a estimativa da versão para a economia aberta da curva de Phillips ADL curva irrestrita – equação (3). Em virtude da presença do hiato do produto (x_t) e do hiato do câmbio real ($q_t - \bar{q}_t$) correntes como regressores, é possível que a hipótese de ortogonalidade entre os regressores e o termo de erro (ε_t) do estimador de mínimos quadrados ordinários – *ordinary least squares* (OLS) – não seja válida. Se (x_t) e/ou ($q_t - \bar{q}_t$) forem correlacionados com (ε_t), então as estimativas de OLS serão inconsistentes. Uma solução para este problema de endogeneidade reside na utilização de

estimadores de variáveis instrumentais (IV)/método dos momentos generalizado (GMM). No entanto, se (x_t) e $(q_t - \bar{q}_t)$ não forem correlacionados com (ϵ_t) e se estimadores de IV/GMM forem utilizados, haverá uma perda de eficiência já que a variância assintótica do estimador de IV/GMM é sempre maior (às vezes muito maior) do que a variância assintótica do estimador de OLS. Portanto, antes de prosseguir com a estimação da equação (3) testou-se a endogeneidade de (x_t) e $(q_t - \bar{q}_t)$ a fim de verificar a adequação do estimador de OLS ou a necessidade de recorrer a métodos IV/GMM.¹⁰ Aplica-se o teste GMM de distância (também conhecido como teste C) de um subconjunto de condições de ortogonalidade para testar a endogeneidade de (x_t) e $(q_t - \bar{q}_t)$.^{11, 12} O teste de endogeneidade exibido na tabela 3 indica que (x_t) e $(q_t - \bar{q}_t)$ podem ser tratados como variáveis exógenas.¹³ Prosseguimos com nossa análise empírica estimando a curva de Phillips ADL irrestrita usando OLS e $m = n = p = 4$ (tabela 4).

TABELA 3

Teste de endogeneidade do hiato do produto e do hiato do câmbio real

Hipótese nula: hiato do produto e hiato do câmbio real são exógenos			
	Valor	g.l. ¹	Probabilidade
Diferença da estatística-J	1,721	2	0,422

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Grau de liberdade.

10. Se a ortogonalidade entre os regressores e o termo de erro não puder ser rejeitada, é recomendável usar OLS em vez de IV ou GMM, especialmente em pequenas amostras.

11. No nosso contexto, o teste GMM de distância de um subconjunto de condições de ortogonalidade é equivalente ao teste de endogeneidade Durbin-Wu-Hausman. Para maiores informações, ver Baum, Schaffer e Stillman (2003, 2007).

12. O teste GMM de distância é calculado como a diferença entre duas estatísticas-J: uma para a regressão (restrita, totalmente eficiente) que usa todo o conjunto de restrições de sobre identificação, contra aquela da regressão (irrestrita, ineficiente, mas consistente) que utiliza um conjunto menor de restrições na qual um determinado conjunto de instrumentos é removido do conjunto. Para os instrumentos incluídos na equação a ser estimada, o teste GMM de distância coloca-os na lista de variáveis endógenas incluídas; em essência, tratando-os como regressores endógenos. O teste GMM de distância, com distribuição χ^2 com graus de liberdade igual à perda de restrições de sobre identificação (ou seja, o número de instrumentos suspeitos sendo testados), tem a hipótese nula de que as variáveis especificadas são instrumentos adequados, ou seja, elas são exógenas.

13. Dada a estrutura do termo de erro, quando a curva de Phillips ADL restringe-se à NKPC ou à HPC, outra fonte de inconsistência do estimador OLS seriam os regressores defasados de um período. Foram realizados testes de ortogonalidade dos instrumentos (testes C) para todos os regressores defasados de um período e para todos eles não foi possível rejeitar a hipótese de que eles são exógenos.

TABELA 4
Curva de Phillips ADL irrestrita

Variável dependente: $\Delta\pi_t$

Método de estimação: OLS

Amostra: 1996T1–2012T2

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão
$\Delta\pi_{t-1}$	-0,532	0,151
$\Delta\pi_{t-2}$	-0,662	0,128
$\Delta\pi_{t-3}$	-0,263	0,141
x_t	1,148	0,527
x_{t-1}	-0,678	0,637
x_{t-2}	0,698	0,579
x_{t-3}	-0,591	0,520
x_{t-4}	-0,487	0,455
$(q_t - \bar{q}_t)$	0,143	0,080
$(q_{t-1} - \bar{q}_{t-1})$	-0,034	0,102
$(q_{t-2} - \bar{q}_{t-2})$	0,080	0,101
$(q_{t-3} - \bar{q}_{t-3})$	-0,121	0,099
$(q_{t-4} - \bar{q}_{t-4})$	-0,151	0,095
π_{t-1}	-0,166	0,068
<i>lula</i>	9,040	2,736
<i>apagão</i>	2,151	2,098
Testes de diagnóstico		
Teste AR 1-5: F (4,42)	1,216 [0,318]	
Teste ARCH 1-4: F (4,54)	0,314 [0,867]	
Teste de normalidade: Chi ² (2)	4,294 [0,116]	
Teste hetero: F (30,31)	2,329 [0,011]*	
Teste reset23: F (2,44)	1,371 [0,264]	

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Testes de diagnóstico significativos em nível de 5% são assinalados com *.

2. Os colchetes indicam os valores de probabilidade (valor-p).

Em seguida, reduziu-se a curva de Phillips ADL irrestrita pela eliminação sequencial de regressores com base nas estatísticas-t dos estimadores dos parâmetros. Foram excluídos sequencialmente os regressores com as menores estatísticas-t e o modelo reestimado até que todas as estatísticas-t sejam maiores do que o limiar $\gamma = 2$.¹⁴ O modelo ADL restrito estimado é exibido na tabela 5.

14. Num contexto de modelos VAR, Brüggemann e Lütkepohl (2001) mostraram que essa estratégia é equivalente à eliminação sequencial com base em critérios de seleção de modelo se o valor do limiar γ é escolhido adequadamente.

Usando a equação (3) e comparando os valores das tabelas 1 e 5, observa-se que todas as restrições decorrentes da NKPC ($\alpha_1 = 0, \beta_0 = 0, \beta_1 < 0, \gamma_1 > 0$) e da HPC ($\alpha_1 > 0, \beta_0 = 0, \beta_1 < 0, \gamma_1 > 0$) são rejeitadas pelos dados brasileiros. A SIPC possui uma restrição correta ($\beta_0 > 0$) e três incorretas ($\alpha_1 = 0, \beta_1 < 0, \gamma_1 = 0$). A APC tem três restrições corretas ($\alpha_1 < 0, \beta_0 > 0, \beta_1 = 0$) e uma incorreta ($\gamma_1 < 0$).¹⁵ Portanto, em uma pequena economia aberta como o Brasil apenas o modelo APC é consistente com a dinâmica da inflação de 1996T1–2012T2. No entanto, os testes de diagnóstico da tabela 5 indicam alguns problemas de especificação no modelo estimado, pois há evidência de heteroscedasticidade nos resíduos.

TABELA 5
Curva de Phillips ADL restrita

Variável dependente: $\Delta\pi_t$

Método de estimação: OLS

Amostra: 1996T1–2012T2

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão
$\Delta\pi_{t-1}$	-0,582	0,123
$\Delta\pi_{t-2}$	-0,666	0,096
$\Delta\pi_{t-3}$	-0,328	0,106
x_t	0,843	0,359
x_{t-4}	-0,741	0,357
$(q_t - \bar{q}_t)$	0,134	0,060
$(q_{t-4} - \bar{q}_{t-4})$	-0,224	0,059
π_{t-1}	-0,155	0,062
<i>lula</i>	9,334	2,419
Testes de diagnóstico		
Teste AR 1-5: F(4,49)	0,083 [0,987]	
Teste ARCH 1-4: F(4,54)	0,826 [0,514]	
Teste de normalidade: Chi ² (2)	4,070 [0,130]	
Teste hetero: F(12,49)	4,237 [0,000]**	
Teste hetero-X: F(27,34)	2,532 [0,023]*	
Teste reset23: F(2,54)	1,073 [0,349]	

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Testes de diagnóstico significativos em nível de 5% são assinalados com *.

2. Testes de diagnóstico significativos em nível de 1% são assinalados com **.

3. Os colchetes indicam os valores de probabilidade (valor-p).

15. No entanto, lembre-se da seção 3 que se não impusermos a hipótese de que a curva de Phillips de longo prazo é vertical, a APC implica que $\gamma_1 < 0$.

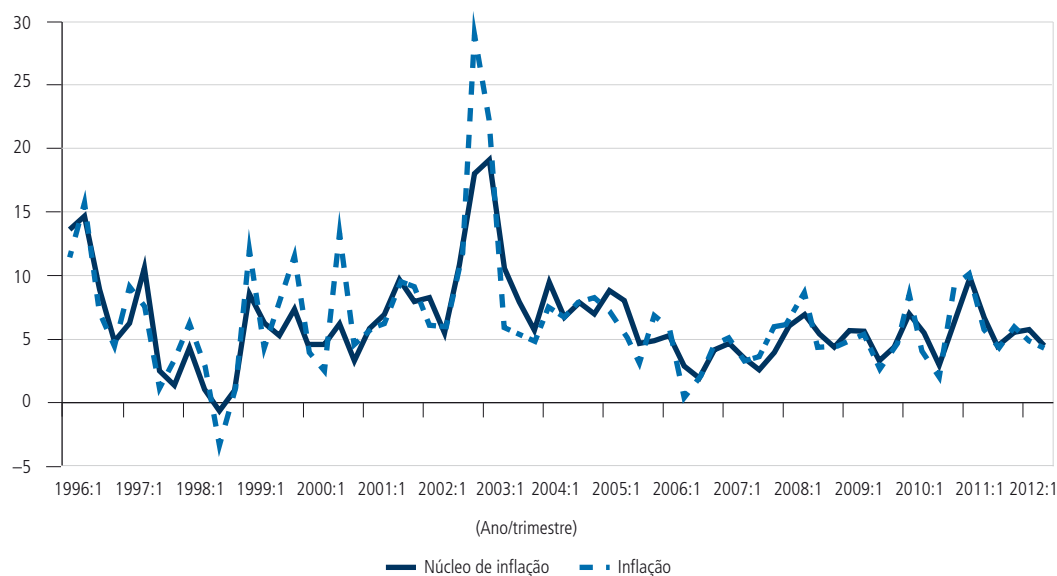
3.1 Análise da robustez

A fim de testar a robustez dos resultados, estima-se a curva de Phillips ADL usando o núcleo da inflação, em vez de a inflação (gráfico 4).¹⁶ As tabelas 6 e 7 mostram que o núcleo da inflação é estacionário em diferenças, o que implica que o coeficiente da inflação defasada na equação (3) é igual a zero ($\gamma_1 = 0$), enquanto testes-t ainda são adequados para avaliar as outras variáveis (estacionárias).¹⁷ A tabela 9 exhibe os resultados da curva Phillips ADL restrita estimada. Com exceção da inflação defasada, as variáveis selecionadas são as mesmas daquelas em que a inflação é usada. Chegou-se à mesma conclusão anterior: só a APC é consistente com a dinâmica da inflação no Brasil. No entanto, os testes de diagnóstico indicam ainda alguns problemas de heteroscedasticidade.

GRÁFICO 4

Inflação x núcleo da inflação

Em %



Elaboração dos autores.

16. Desde Gordon (1982), muitos trabalhos empíricos passaram a adicionar choques de oferta à curva de Phillips. Variáveis choque de oferta excluídas são positivamente correlacionadas com a inflação e com o hiato do produto, de modo que a omissão dessas variáveis de choque de oferta faz com que o coeficiente do hiato do produto seja viesado para zero. Seguindo Ball e Mazumber (2011), define-se o núcleo da inflação como a parte da inflação não explicada por choques de oferta. Com esta definição pode-se medir o núcleo da inflação, retirando os efeitos de choques de oferta. Se os choques de oferta da inflação são as assimetrias na distribuição das variações de preços, então uma medida de núcleo da inflação deveria eliminar os efeitos dessas assimetrias.

17. Para maiores informações, ver Hamilton (1995).

Dado que a política econômica brasileira mudou em janeiro de 1999, e a taxa de câmbio pôde flutuar, e em junho de 1999, quando as metas de inflação foram implementadas, testou-se a estabilidade dos resultados reestimando o modelo ADL para duas subamostras diferentes: 1998T2–2012T2 e 1999T3–2012T2. Não só os modelos restritos são iguais aos da amostra de 1996T1–2012T2, mas as estimativas dos parâmetros são bastante estáveis. Nenhuma das conclusões se altera.

TABELA 6

Teste de raiz unitária do núcleo da inflação

Hipótese nula: *núcleo da inflação* possui uma raiz unitária

Exógena: constante

Extensão da defasagem: 0 (Spectral OLS AR baseado no SIC, maxlag = 10)

Amostra: 1996T1–2012T2

	(%)	Estatística -P
Elliott-Rothenberg-Stock Point Optimal test statistic		4,820
Valores críticos do teste:	1	1,895
	5	3,014
	10	3,993

Elaboração dos autores.

TABELA 7

Teste de raiz unitária da primeira diferença do núcleo da inflação

Hipótese nula: Δ (*núcleo da inflação*)_t possui uma raiz unitária

Exógena: constante

Extensão da defasagem: 1 (Spectral OLS AR baseado no SIC, maxlag = 10)

Amostra: 1996T1–2012T2

	(%)	Estatística -P
Elliott-Rothenberg-Stock Point Optimal test statistic		0,567
Valores críticos do teste:	1	1,895
	5	3,014
	10	3,993

Elaboração dos autores.

TABELA 8

Teste de endogeneidade do hiato do produto e do hiato do câmbio real

Hipótese nula: hiato do produto e hiato do câmbio real são exógenos

	Valor	g.l.	Probabilidade
Diferença da estatística-J	2,263	2	0,322

Elaboração dos autores.

TABELA 9

Curva de Phillips ADL restrita utilizando o núcleo da inflaçãoVariável dependente: Δ (núcleo da inflação)_t

Método de estimação: OLS

Amostra: 1996T1–2012T2

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão
Δ (núcleo da inflação) _{t-1}	-0,473	0,107
Δ (núcleo da inflação) _{t-2}	-0,605	0,091
Δ (núcleo da inflação) _{t-3}	-0,258	0,095
x_t	0,486	0,234
x_{t-4}	-0,437	0,216
$(q_t - \bar{q}_t)$	0,105	0,038
$(q_{t-4} - \bar{q}_{t-4})$	-0,150	0,034
<i>lula</i>	4,089	1,361
Testes de diagnóstico		
Teste AR 1-5: F(4,50)	0,781 [0,542]	
Teste ARCH 1-4: F(4,54)	2,909 [0,029]*	
Teste de normalidade: Chi ² (2)	0,545 [0,761]	
Teste hetero: F(15,46)	1,041 [0,433]	
Teste hetero-X: F(36,25)	2,297 [0,016]*	
Teste resetT23: F(2,52)	2,583 [0,085]	

Elaboração dos autores.

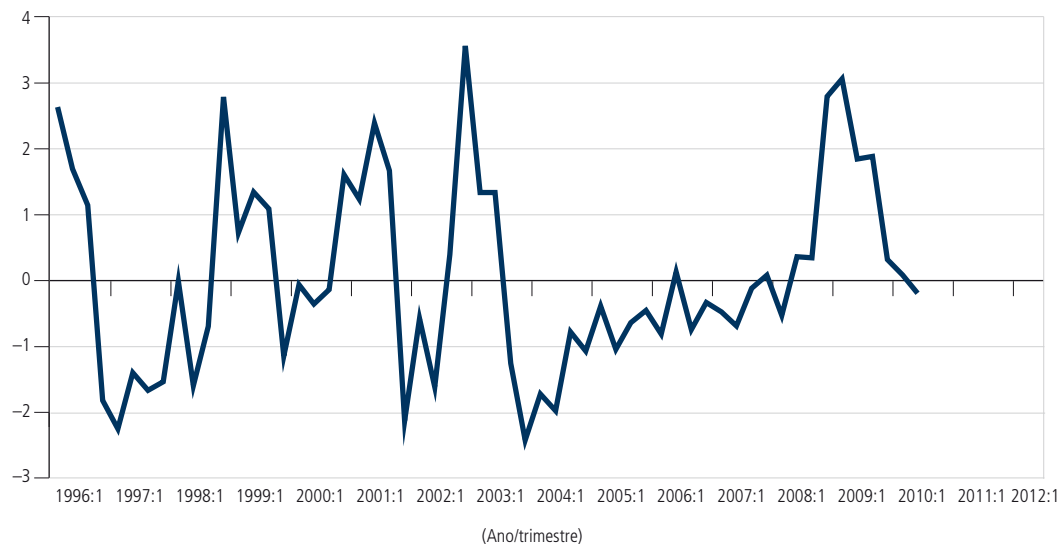
Obs.: 1. Testes de diagnóstico significativos em nível de 5% são assinalados com *.

2. Os colchetes indicam os valores de probabilidade (valor-p).

Motivados pela literatura sobre a NKPC, modificou-se a curva de Phillips ADL, substituindo o hiato do produto pelo custo marginal real, aproximado pela participação do trabalho na renda (gráfico 5). Os resultados da curva de Phillips ADL restrita estimada são exibidos na tabela 11 (para inflação) e na tabela 13 (para o núcleo da inflação). Em ambos os casos a participação do trabalho na renda não é uma variável (estatisticamente) relevante e a APC ainda é o único modelo consistente com a dinâmica da inflação.

GRÁFICO 5
Participação do trabalho na renda

(Em %)



Elaboração dos autores.

TABELA 10
Teste de endogeneidade da participação do trabalho e hiato do câmbio real quando a inflação é usada

Hipótese nula: participação do trabalho e hiato do câmbio real são exógenos			
	Valor	g.l.	Probabilidade
Diferença da estatística-J	1,392	2	0,498

Elaboração dos autores.

TABELA 11

Curva de Phillips ADL restrita usando participação do trabalhoVariável dependente: $\Delta\pi_t$

Método de estimação: OLS

Amostra: 1996T1–2010T2

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão
$\Delta\pi_{t-1}^*$	-0,340	0,107
$\Delta\pi_{t-2}^*$	-0,512	0,098
$(participação\ do\ trabalho)_{t-2}$	-0,585	0,364
$(q_t - \bar{q}_t)^*$	0,136	0,058
$(q_{t-3} - \bar{q}_{t-3})^*$	-0,129	0,053
π_{t-1}^*	-0,157	0,074
<i>lula</i> *	7,206	2,734
Testes de diagnóstico		
Teste AR 1-5: F(4,46)	0,822 [0,517]	
Teste ARCH 1-4: F(4,49)	0,464 [0,761]	
Teste de normalidade: Chi ² (2)	1,663 [0,435]	
Teste hetero: F(13,43)	2,981 [0,003]**	
Teste hetero-X: F(28,28)	4,620 [0,000]**	
Teste reset23: F(2,48)	1,732 [0,187]	

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Testes de diagnóstico significativos em nível de 5% são assinalados com *.

2. Testes de diagnóstico significativos em nível de 1% são assinalados com **.

3. Os valores entre colchetes indicam valores de probabilidade (valor -p).

TABELA 12

Teste de endogeneidade da participação do trabalho e hiato do câmbio real quando o núcleo da inflação é usado

Hipótese nula: participação do trabalho e hiato do câmbio real são exógenos			
	Valor	g.l.	Probabilidade
Diferença da estatística-J	4,701	2	0,095

Elaboração dos autores.

TABELA 13

Curva de Phillips ADL restrita usando participação do trabalho e núcleo da inflação

Variável dependente: Δ (núcleo da inflação)_t

Método de estimação: OLS

Amostra: 1996T1–2010T2

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão
Δ (núcleo da inflação) _{t-1} *	-0,445	0,120
Δ (núcleo da inflação) _{t-2} *	-0,558	0,106
Δ (núcleo da inflação) _{t-3} *	-0,299	0,109
(participação do trabalho) _{t-2}	0,399	0,085
($q_t - \bar{q}_t$) *	0,073	0,035
($q_{t-4} - \bar{q}_{t-4}$) *	-0,083	0,036
<i>lula</i> *	4,075	1,516
Testes de diagnóstico		
Teste AR 1-5: F(4,43)	1,756 [0,155]	
Teste ARCH 1-4: F(4,46)	0,921 [0,459]	
Teste de normalidade: Chi ² (2)	1,733 [0,420]	
Teste hetero: F(13,40)	1,188 [0,322]	
Teste hetero-X: F(28,25)	2,350 [0,017]*	
Teste reset23: F(2,45)	3,703 [0,032]*	

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Testes de diagnóstico significativos em nível de 5% são assinalados com *.

2. Os valores entre colchetes indicam valores de probabilidade (valor-p).

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Não há consenso sobre duas questões importantes acerca das curvas de Phillips. Em primeiro lugar, se as expectativas de inflação são prospectivas ou retrospectivas. Caso as expectativas sejam prospectivas, eventos futuros (incluindo mudanças na política monetária) podem influenciar a taxa de inflação atual. Se, ao contrário, as expectativas forem retrospectivas, a inflação terá inércia. Tal inércia afeta o desenho da política monetária. Em segundo lugar, qual seria a medida adequada das pressões inflacionárias, o hiato do produto ou o custo marginal real?

Neste trabalho, testaram-se curvas de Phillips utilizando um arcabouço abrangente. Concluiu-se que a NKPC não fornece uma descrição útil do processo de inflação no Brasil. A evidência aqui apresentada rejeita as restrições decorrentes da NKPC, da HPC e da SIPC, mas não rejeita as da APC. Quanto às duas questões fundamentais referentes às

curvas de Phillips, os resultados sugerem que as expectativas de inflação são retrospectivas e que o hiato do produto é a melhor medida das pressões inflacionárias que o custo marginal real.

Embora os diferentes modelos de curva de Phillips pareçam semelhantes, eles possuem implicações distintas. Em particular, a curva de Phillips Aceleracionista, diferentemente da versão Novo-Keynesiana, implica que uma inflação elevada tende a se manter a menos que haja uma redução do nível de atividade econômica. O desafio do Banco Central do Brasil (BCB) é convencer os agentes econômicos a olhar para o futuro ao formar as suas expectativas inflacionárias, e não para trás, como forma de vencer a inércia inflacionária.

REFERÊNCIAS

- AREOSA, W.; 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.
- BASTOS, E. **Distribuição funcional da renda no Brasil**: estimativas anuais e construção de uma série trimestral. Ipea, 2012. (Texto para Discussão, n. 1.702).
- BAUM, C.; SCHAFFER, M.; STILLMAN, S. Instrumental variables and GMM: estimation and testing. **Stata journal**, v. 3, n. 1, p. 1-31, 2003.
- _____. Enhanced routines for instrumental variables/generalized method of moments estimation and testing. **Stata journal**, v. 7, n. 4, p. 465-506, 2007.
- BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real wage rigidities and the new Keynesian model. **Journal of money, credit and banking**, v. 39, n. 1, p. 35-65, 2007.
- BRÜGGEMANN, R.; LÜTKEPOHL, H. Lag selection in subset VAR models with an application to a U.S. monetary system. *In*: FRIEDMANN, R.; KNÜPPEL, L.; LÜTKEPOHL, H. (Ed.). **Econometric studies**: a festschrift in honour of Joachim Frohn. 2001. p. 107-128.
- CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of monetary economics**, v. 12, p. 383-398, 1983.
- CAMPOS, C.; NAKANE, M. **Phillips curve and the effects of nominal shocks in open economies**: the role of price setting. 2003. Mimeografado.
- CAMPOS, J.; ERICSSON, N.; HENDRY, D. **General-to-specific modeling**: an overview and selected bibliography. Board of governors of the Federal Reserve System, 2005. (International Finance Discussion Papers, n. 838).

- CYSNE, R. A relação de Phillips no Brasil: 1964-66 x 1980-84. **Revista brasileira de economia**, v. 39, n. 4, p. 401-422, 1985.
- FASOLO, A.; PORTUGAL, M. Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the Phillips curve for Brazil. **Estudos econômicos**, v. 34, n. 4, p. 725-776, 2004.
- 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, p. 195-222, 1999.
- GALÍ, J.; GERTLER, M.; LÓPES-SALIDO, J. European inflation dynamics. **European economic review**, v. 45, n. 7, p. 1.237-1.270, 2001.
- GALÍ, J.; MONACELLI, T. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. **Review of economic studies**, v. 72, n. 3, p. 707-734, 2005.
- GORDON, R. Inflation, flexible exchange rates, and the natural rate of unemployment. *In*: BAILY, M. N. (Ed.). **Workers, jobs, and inflation**. Brookings, 1982.
- HAMILTON, J. **Time series analysis**. Princeton University Press, 1995.
- HOLLAND, M.; MORI, R. Dinâmica da inflação no Brasil e os efeitos globais. **Revista economia**, v. 13, n. 3, p. 649-670, 2010.
- KILEY, M. A quantitative comparison of sticky-price and sticky-information models of price setting. **Journal of money, credit and banking**, v. 39, n. 1, p. 101-125, 2007.
- LIMA, E. C. R. The Nairu, unemployment and the rate of inflation in Brazil. **Revista brasileira de economia**, v. 57, n. 4, p. 899-930, 2003.
- LIMA, E. C. R.; BRITO, L. Inflação e nível de atividade no Brasil: estimativas via curva de Phillips. *In*: RENAULT, M.; CARVALHO, L. (Ed.). **Setor externo e inflação**. Ipea, 2009.
- LUCAS, R. Econometric policy evaluation: a critique. *In*: BRUNNER, K.; MELTZER, A. **The Phillips curve and labor markets**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1. New York: American Elsevier, 1976. p. 19-46.
- MANKIW, N. G.; REIS, R. Sticky information vs. sticky prices: a proposal to replace the new Keynesian Phillips curve. **Quarterly journal of economics**, v. CXVII, p. 1.295-1.328, 2002.
- MAZALI, J.; DIVINO, A. Real wage rigidity and the new Phillips curve: the Brazilian case. **Revista brasileira de economia**, v. 64, n. 3, p. 291-306, 2010.
- MENDONÇA, M.; SACHSIDA, A.; MEDRANO, L. Inflação *versus* desemprego: novas evidências para o Brasil. **Economia aplicada**, v. 16, n. 3, p. 471-494, 2012.

MINELLA, A. *et al.* Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of international money and finance**, v. 22, n. 7, p. 1.015-1.040, 2003.

RUDD, J.; WHELAN, K. Modelling inflation dynamics: a critical survey of recent research. **Journal of money credit and banking**, v. 39, p. 155-170, 2007.

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

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

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BALL, L.; MANKIW, N. G. The Nairu in theory and practice. **Journal of economic perspectives**, v. 6, p. 115-136, Fall 2002.

BALL, L.; MAZUMBER, S. Inflation dynamics and the great recession. **Brookings papers on economic activity**, p. 337-381, Spring 2011.

BARBOSA, F. de H. **Taking stock of Keynesian models of fluctuations**. EPGE/FGV, 2013. Mimeografado.

BRYAN, M.; CECCHETTI, S. Measuring core inflation. *In*: MANKIW, G. N. (Ed.). **Monetary policy**. University of Chicago Press, 1994.

HAMMOND, G. **State of the art of inflation targeting**. Bank of England, 2010. (CCBS Handbook, n. 29).

KING, R.; WATSON, M. Inflation and unit labor cost. **Journal of money, credit and banking**, v. 44, n. 2, p. 111-149, 2012.

MCCALLUM, B.; NELSON, E. Monetary policy for an open economy: an alternative framework with optimising agents and sticky prices. **Oxford review of economic policy**, v. 16, n. 4, p. 749-766, 2000.

MONACELLI, T. Monetary policy in a low pass-through environment. **Journal of money credit and banking**, v. 37, n. 6, p. 1.047-1.066, 2005.

NASON, J.; SMITH, G. The new Keynesian Phillips curve: lessons from single-equation econometric estimation. **Economic quarterly**, v. 94, n. 4, p. 361-395, 2008.

RUDD, J.; WHELAN, K. Can rational expectations sticky-price models explain inflation dynamics? **American economic review**, v. 96, n. 1, p. 303-320, 2006.

STOCK, J.; WATSON, M. **Has the business cycle changed and why?** 2002. (NBER Working Paper, n. 9.127).

APÊNDICES

Apêndice A

- A taxa de inflação (π_t) é medida como a taxa de crescimento trimestral anualizada do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).
- O hiato do produto (x_t) é dado por 100 vezes o log do PIB real trimestral dessazonalizado, filtrado pelo filtro HP.
- O hiato da taxa de câmbio real ($q_t - \bar{q}_t$) é calculado como 100 vezes o log da média trimestral de índices mensais de taxas de câmbio reais efetivas, filtrado pelo filtro HP.
- Foram utilizadas duas variáveis *dummy* (D_t). Uma delas é “Lula”, tenta captar o efeito da eleição do presidente Lula sobre a inflação (2002T3--2003T1). A outra, “Apagão”, tenta captar o efeito negativo da crise de energia sobre o hiato do produto (2001T3--2002T1).
- O núcleo da inflação é a variação percentual anualizada do núcleo da inflação trimestral de exclusão informada pelo BCB. (No núcleo de inflação de exclusão, alimentos, energia e preços regulados e administrados são excluídos da medida de inflação).
- A medida de participação do trabalho na renda é baseada em Bastos (2012), que termina em 2010T2. À série original foram aplicados logs, tendo sido dessazonalizada, e aplicada a ela o filtro HP.
- O hiato da capacidade instalada é a utilização da capacidade instalada geral, filtrada pelo filtro HP.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo
Camilla de Miranda Mariath Gomes
Elaine Oliveira Couto
Elisabete de Carvalho Soares
Lucia Duarte Moreira
Luciana Bastos Dias
Luciana Nogueira Duarte
Míriam Nunes da Fonseca
Vivian Barros Volotão Santos (estagiária)

Editoração eletrônica

Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Carlos Henrique Santos Vianna
Nathália de Andrade Dias Gonçalves (estagiária)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than
Portuguese published herein have not been proofread.*

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em Adobe Garamond Pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 Bold Condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m²
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Rio de Janeiro-RJ

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

