

# 1763

TEXTO PARA DISCUSSÃO

## INFLAÇÃO *VERSUS* DESEMPREGO: NOVAS EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Mário Jorge Mendonça  
Adolfo Sachsida

### **INFLAÇÃO *VERSUS* DESEMPREGO: NOVAS EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL**

Mário Jorge Mendonça\*  
Adolfo Sachsida\*

\* Técnicos de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail*: <mario.mendonca@ipea.gov.br>; <sachsida@hotmail.com>.

## Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da  
Presidência da República**  
Ministro Wellington Moreira Franco

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

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.

**Presidenta Interina**  
Vanessa Petrelli Corrêa

**Diretor de Desenvolvimento Institucional**  
Geová Parente Farias

**Diretora de Estudos e Relações Econômicas  
e Políticas Internacionais**  
Luciana Acioly da Silva

**Diretor de Estudos e Políticas do Estado,  
das Instituições e da Democracia**  
Alexandre de Ávila Gomide

**Diretor de Estudos e Políticas  
Macroeconômicas, Substituto**  
Claudio Roberto Amitrano

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,  
Urbanas e Ambientais**  
Francisco de Assis Costa

**Diretor de Estudos e Políticas Setoriais  
de Inovação, Regulação e Infraestrutura**  
Carlos Eduardo Fernandez da Silveira

**Diretor de Estudos e Políticas Sociais**  
Jorge Abrahão de Castro

**Chefe de Gabinete**  
Fabio de Sá e Silva

**Assessor-chefe de Imprensa  
e Comunicação, Substituto**  
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** 2012

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, E24, C33.

# SUMÁRIO

---

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO .....	7
2 MODELO ECONOMÉTRICO.....	12
3 BASE DE DADOS .....	13
4 ESTRATÉGIA ECONOMÉTRICA.....	15
5 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS.....	18
6 CONCLUSÕES .....	27
REFERÊNCIAS .....	28
ANEXO .....	32



## SINOPSE

O objetivo deste artigo é estimar a curva de Phillips novo-keynesiana (NKPC) para o Brasil. Para tal aplica-se o método GMM-HAC, devido à presença de problemas de especificação inicialmente observados. Uma investigação minuciosa para checar a robustez dos resultados incluiu reestimar a NKPC com base em diferentes *proxies* para variáveis do modelo tal como o uso de amostras de dimensão temporal distintas. De maneira geral, os seguintes resultados merecem destaque. Primeiro, a expectativa futura de inflação e a inflação passada têm relevância na dinâmica da inflação. Contudo, o papel das expectativas parece aumentar no período mais recente a partir de 2002. Para dados a partir de 1995, o efeito das expectativas é menor ou semelhante ao da inércia inflacionária. Segundo, para a maior parte das regressões estimadas, não foi possível rejeitar a hipótese de que a soma dos coeficientes da inflação passada e da expectativa de inflação seja igual à unidade. Em terceiro lugar, o efeito do desemprego sobre a inflação parece estar localizado no curto prazo. Para a maior parte dos casos em que as variáveis *proxies* foram usadas, esta relação foi observada com efeito negativo. No longo prazo, o efeito do desemprego parece ser nulo na formação da inflação. Por fim, parece haver uma quebra estrutural no efeito de uma mudança do câmbio sobre a inflação. Com dados a partir de 2002, o efeito de um choque cambial é negativo. Contudo, com a amostra ampliada desde 1995, o efeito de uma desvalorização cambial é positivo sobre a inflação.

**Palavras-chave:** curva de Phillips; inflação; desemprego; choque cambial; GMM-HAC.

## ABSTRACT<sup>i</sup>

The goal of this article is to estimate the New Keynesian Phillips Curve for Brazilian economy. Due to some specifications problems in regressions estimated by IV method, the GMM-HAC methodology was used in order to address them. We noted the robustness of the results performing a detailed investigation that was based not only on different *proxies* for the dependent variable and the regressors but also on samples with

---

i. As versões em língua inglesa das sinopses (*abstracts*) desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea. *The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.*

distinct temporal dimensions. Among the main achievements of this study, the following are more remarkable. Firstly, the inflationary inertia and expectation of inflation are important variables for the dynamic of inflation although the relevance of expectation seems to be more relevant in a more recent period from 2002 onwards. When one estimates the NKPC using data from 1995, the effect of expectation get down and becomes close to the inertia. In second place, the majority of regressions did not reject the hypothesis derived from structural form that the sum of coefficients of lagged inflation and expectation of inflation is equal to unity. Thirdly, the effect of unemployment on inflation seems to present in short term. In the long run, the estimations do not able to detect any impact of unemployment on the dynamic of inflation. Finally, the structural break marks the relationship between the exchange rate and inflation. The regressions estimated with data from 2002, the effect of exchange rate shock is negative. But, when one uses data from 1995, this shock has a positive impact on inflation.

**Keywords:** Phillips curve; inflation; rational expectations; unemployment; exchange rate shock; GMM-HAC method.

## 1 INTRODUÇÃO

A história da curva de Phillips começou a partir de uma evidência empírica que se estendeu para a busca de uma explicação teórica. Especificamente, ela procura determinar se o aparente “*trade-off*” entre inflação e desemprego possui uma relação causal ou é somente uma correlação espúria. Originalmente, aparece em um estudo de 1958 escrito por A. W. Phillips, baseado em dados britânicos entre 1861 e 1957. Solow e Samuelson (1960) argumentaram que esta relação poderia ser utilizada como ferramenta de política econômica. Se o governo quer reduzir o desemprego, isto poderia ser alcançado com o custo de alguma inflação por meio do uso de políticas fiscal e monetária expansionistas. Os dados para os Estados Unidos também pareciam mostrar que de fato existia um *trade-off* entre inflação e desemprego.

Apesar desse aparente sucesso inicial, aconteceu uma significativa mudança de rumo no que se refere à percepção de que a curva de Phillips seja de fato uma regra consistente na qual mais inflação poderia ser trocada por menos desemprego. Nos Estados Unidos, a inflação e o desemprego aumentaram ao mesmo tempo, criando a chamada “estagflação”. Em 1975, o desemprego aumentou acentuadamente para 8,5% ao ano, com a inflação atingindo picos em 1974 e 1975. Fato semelhante se repetiu novamente no início de 1980, com desemprego atingindo a marca de 9,7% ao ano e a inflação atingindo marcas elevadas entre 1979 e 1981. Tornou-se suficientemente claro que tanto uma taxa de desemprego elevada não garante uma inflação baixa, quanto uma taxa de alta inflação não garante uma taxa de desemprego baixa.

Na verdade, Edmund Phelps (1967) e Milton Friedman (1968) já tinham sugerido antes desses eventos que a taxa de desemprego está relacionada com alterações na taxa de inflação. Isto implica que a taxa de desemprego pode diminuir temporariamente em resposta a um aumento da taxa de inflação, mas o desemprego não pode ser mantido persistentemente por mais inflação. Quando ocorre um choque inflacionário, os trabalhadores são iludidos em aceitar remuneração não compatível com a nova dinâmica inflacionária porque eles não veem a queda dos salários reais de imediato. As empresas contratam porque percebem que a inflação permite maiores lucros, dado os salários nominais. Entretanto a ilusão monetária não perdura indefinidamente. Eventualmente, os trabalhadores descobrem que os salários reais caíram e, assim, se mobilizam por maiores salários nominais. Este “*insight*” inspirou uma pesquisa para



a menor taxa de desemprego, que poderia ser mantida sem aceleração da inflação. A estimativa resultante tornou-se conhecida pela sigla Nairu — taxa de desemprego que mantém estável a taxa de inflação.

Uma consequência da revolução das expectativas racionais, com a teoria de equilíbrio de mercado, foi que as políticas fiscal e monetária não poderiam mais ter nenhum impacto sobre o produto ou o emprego. Como Lucas Jr. (1973) sugeriu, a política monetária só poderia ter efeito real na medida em que seu impacto sobre os preços não fosse esperado. Alterações perfeitamente previsíveis na política monetária induziriam ao ajustamento imediato dos preços e salários de modo a deixar a produção e o emprego inalterados. Uma reação a esta proposição, uma teoria baseada em microfundamentos, começou a ser desenvolvida durante a década de 1990. Os modelos “novo keynesiano” partem da fundamentação de que preços e salários não se ajustam instantaneamente, abrindo, deste modo, novamente espaço para o papel das políticas macroeconômicas.

Uma equação análoga à curva de Phillips, mas aumentada pelas expectativas, compõe a base dos modelos “equilíbrio geral estocástico dinâmico” mais recentes, de cunho novo keynesiano. Nestes modelos macroeconômicos, com preços que não se alteram imediatamente, existe uma relação positiva entre a taxa de inflação e o nível do produto, e, portanto uma relação negativa entre a taxa de inflação e a taxa de desemprego. Esta relação é denominada na literatura de “curva de Phillips novo-keynesiana” (NKPC).<sup>1</sup> Com a curva de Phillips aumentada de expectativas, a curva de Phillips novo-keynesiana implica que a inflação crescente pode reduzir temporariamente o desemprego, mas não pode baixá-lo permanentemente. Dois trabalhos influentes que incorporam uma curva de Phillips novo-keynesiana são Clarida, Galí e Gertler (1999) e Blanchard e Galí (2007).

A curva de Phillips, que propõe uma relação de curto prazo entre inflação e desemprego, é um pilar fundamental nas análises de política econômica de praticamente todos os bancos centrais do mundo. Sendo, provavelmente, a relação simples mais importante da macroeconomia (Annable, 2007). De acordo com Hargreaves *et al.* (2006), a curva de Phillips é peça decisiva nos países onde é adotado o regime de metas de inflação. Além disso, a curva de Phillips novo-keynesiana é a base dos

---

1. Do inglês New Keynesian Phillips Curve.

modernos modelos de dinâmica inflacionária: assume-se um modelo de fixação de preços com rigidez nominal, o que implica que a dinâmica inflacionária pode ser explicada pela evolução esperada dos custos marginais reais (Cogley e Sbordone, 2006).

A moderna curva de Phillips novo-keynesiana se beneficiou das contribuições teóricas feitas por Clarida, Galí, e Gertler (1999) e Svensson (2000). Contudo, na parte empírica, existe considerável discussão sobre a importância da relação entre inflação e desemprego. Enquanto Galí e Gertler (1999) – e Galí, Gertler e López-Salido (2001) – encontram evidências favoráveis à curva de Phillips, Rudd e Whelan (2005) – Linde (2005) e Bardsen, Jansen e Nymoen (2004) – mostram que a relevância empírica da curva de Phillips é questionável.

Para a economia brasileira, estudos recentes reativaram a polêmica sobre a adequação da curva de Phillips. Areosa, McAleer e Medeiros (2010) salientam a importância de modelos não lineares para explicar a evolução da dinâmica inflacionária brasileira. Eles concluem pela existência de dois regimes: o primeiro de baixa incerteza e o segundo de alta incerteza, sendo que a inércia inflacionária só seria relevante no regime de baixa incerteza – desaparecendo no regime de alta incerteza –. Já o hiato do produto só seria significativo quando a incerteza inflacionária fosse alta. Isto é, a variável de custo marginal – hiato do produto neste caso – teria habilidade para explicar a dinâmica inflacionária apenas em regimes de alta incerteza.

Sachsida, Ribeiro e dos Santos (2009) estimam a curva de Phillips por meio de modelos não lineares, mostrando que os resultados são extremamente sensíveis, tanto as *proxies* adotadas para representar o custo marginal das empresas, como também as especificações de linearidade adotadas.

Arruda, Ferreira e Castelar (2008) adotam modelos não lineares da curva de Phillips para fins de previsão. Eles argumentam que a curva de Phillips ampliada, com efeito limiar (*threshold*), é a que apresenta o melhor desempenho em termos preditivos. Segundo os autores, em um regime com taxa de inflação de quatro meses abaixo de 0,17%, o efeito da inércia inflacionária e do repasse cambial são estatisticamente insignificantes. Contudo, no regime em que a inflação dos quatro meses passados supera a marca de 0,17%, os efeitos do repasse cambial e da inércia inflacionária aumentam e se tornam estatisticamente significantes. Entretanto, em ambos os casos, o hiato do produto não se mostrou estatisticamente significativo.

Por seu turno, estimando a curva de Phillips para a economia brasileira, com dados trimestrais do período 1995-2001 a 2008-2004, Mazali e Divino (2009) sugerem um bom grau de ajustamento da curva de Phillips aos dados brasileiros. Eles encontram os seguintes parâmetros, todos estatisticamente significantes: 0,59 para a inflação passada; 0,44 para a inflação futura; 0,06 para o choque cambial; e -0,13 para o desemprego.

Além desses estudos, vários outros autores têm pesquisado sobre a habilidade da curva de Phillips em descrever a dinâmica inflacionária nacional. Portugal, Madalozzo e Hillbrecht (1999), Lima (2003), Fasolo e Portugal (2004), Muinhos (2004), Araújo, Areosa e Guillén (2004), Alves e Areosa (2005), Correa e Minella (2005), Schwartzman (2006), entre outros, são alguns autores com importantes contribuições nesta área.<sup>2</sup> A tabela 1 mostra um breve apanhado de resultados para a economia brasileira.

O objetivo deste artigo é ampliar o conhecimento empírico de modo consistente acerca da curva de Phillips novo-keynesiana para o Brasil. Para tal, utilizou-se uma estratégia econométrica composta não apenas pela escolha de métodos de estimação adequados, mas também da elaboração de uma investigação detalhada no que diz respeito à robustez dos resultados obtidos. Esta análise incluiu reestimar o modelo com base em diferentes variáveis *proxies* para a inflação e para a formação das expectativas, assim como a aplicação de *proxies* das outras variáveis da NKPC, visando captar o efeito de cada uma nesta equação; uso de amostras dimensão-temporal distintas; procedimentos para captar o efeito defasado de certas variáveis; entre outros. Isto possibilitou obter com certa segurança alguns resultados importantes, entre os quais pode-se destacar os seguintes.

Primeiro, a expectativa futura de inflação tem relevância na dinâmica do processo inflacionário. Contudo, o peso das expectativas apresenta maior importância que a inflação passada para amostra que começa a partir de 2002. Quando a amostra se estende com dados a partir de 1995, o efeito das expectativas é menor ou semelhante à inércia inflacionária. Segundo, pode-se detectar com segurança que o desemprego tem impacto negativo sobre a inflação. Este impacto negativo somente pode ser sentido no curto prazo. Para a amostra com dados desde 1995, este efeito se torna difícil de ser captado, dando a impressão de ser nulo ou pouco relevante na formação do processo inflacionário. Em terceiro lugar, no que diz respeito

---

2. Sachsida, Ribeiro e dos Santos (2009) fazem uma boa revisão da literatura sobre a curva de Phillips no Brasil.

ao efeito de uma mudança do câmbio sobre a inflação, tem-se que, novamente, parece haver uma mudança estrutural quanto ao efeito de um choque cambial sobre os preços. Novamente, para a amostra a partir de 2002, o efeito de um choque cambial é negativo. Isto implica dizer que uma desvalorização cambial ajuda a combater a inflação. Apesar de contraintuitivo, este resultado não é novo na literatura, tanto Kara e Nelson (2003) como Allsopp, Kara e Nelson (2006), em estudos para o Reino Unido, também encontram um efeito negativo do choque cambial. Diferentemente, com a amostra ampliada desde 1995, o efeito de uma desvalorização cambial é positivo sobre a inflação. Por fim, para a maior parte das regressões estimadas, não foi possível rejeitar a hipótese derivada da forma estrutural da NKCP de que a soma dos coeficientes da inflação passada e da expectativa de inflação seja igual à unidade.

Este estudo está estruturado da seguinte forma. Na seção 2, apresentam-se as formas estrutural e reduzida da NKCP. Com base na forma estrutural, pode-se obter restrições sobre os valores de certos coeficientes, a serem testadas econometricamente, visando estabelecer se a regressão foi estimada de modo fidedigno. A seção 3 detalha a base de dados usada neste estudo. A estratégia econométrica que foi seguida é explicada na seção 4. Os resultados econométricos são apresentados e analisados na seção 5. Por fim, as conclusões e os comentários finais são postos na seção 6.

TABELA 1  
Alguns resultados sobre a curva de Phillips brasileira

Autor	$\pi_{t-1}$	$\pi_{t+1}$	$X_t$	Período
Minella et al. (2003)	entre 0,56 e 0,62		-0,08 <sup>1,3</sup>	1995-2007 a 2002-2012
Fasolo e Portugal (2004)	0,13	0,82	74,23 <sup>2</sup>	1990-2001 a 2002-2008
Fasolo e Portugal (2004)	0,30	0,44		1990-2001 a 1994-2006
Fasolo e Portugal (2004)	0,10	-0,04 <sup>3</sup>		1995-2001 a 2002-2007
Muinhos (2004)	0,51		0,28 <sup>4</sup>	1994-2004 a 2002-2002
Muinhos (2004)		1,18	0,35 <sup>4</sup>	1994-2004 a 2002-2002
Alves e Areosa (2005)		0,68 <sup>5</sup>	-0,11 <sup>5,3</sup>	1995-2001 a 2004-2004
Schwartzman (2006)	entre 0,39 e 0,50		entre 0,7 e 1,27 <sup>7</sup>	1997-2001 a 2003-2003
Tombini e Alves (2006)	entre 0,1 e 0,3	entre 0,1 e 0,3		1996-2001 a 2006-2001
Areosa e Medeiros (2007)	entre 0,1 e 0,37	entre 0,6 e 0,8		1995-2001 a 2003-2009
Mazali e Divino (2009)	0,59	0,44	-0,13	1995-2001 a 2008-2004
Sachsida, Ribeiro e dos Santos (2009) <sup>8</sup>	0,38	0,39	-0,01 <sup>3</sup>	1995-2001 a 2008-2004

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> Refere-se ao desemprego passado.

<sup>2</sup> Refere-se ao hiato do desemprego.

<sup>3</sup> Estatisticamente não significante.

<sup>4</sup> Refere-se ao hiato do produto.

<sup>5</sup> Refere-se ao índice de salário real vezes a força de trabalho ocupada, tudo dividido pela parcela da renda do trabalho vezes o PIB.

<sup>6</sup> Refere-se à meta de inflação.

<sup>7</sup> Refere-se à utilização da capacidade da indústria.

<sup>8</sup> Refere-se à tabela 3 constante do estudo dos referidos autores.

## 2 MODELO ECONOMÉTRICO

A regressão a ser estimada para a economia brasileira está associada à seguinte equação:

$$\pi_t = \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 E_t \pi_{t+1} + \beta_3 x_t + \beta_4 z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que  $\pi_t$  é a taxa de inflação no período  $t$ ;  $E_t \pi_{t+1} = E[\pi_{t+1} | I_t]$  é a esperança matemática da taxa de inflação para o próximo  $t+1$ , formada com base no conjunto de informação  $I_t$ ;  $x_t$  é alguma variável que representa o custo marginal da empresa na região  $i$ ;  $z_t$  é uma variável que representa um choque de oferta; e  $\varepsilon_t$  é o erro que se assume ser independente e identicamente distribuído.

A forma reduzida representada pela equação (1) está associada à forma estrutural a seguir, derivada em Blanchard e Galí (2007).

$$\pi_t = \frac{1}{1+\beta} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta} E_t \pi_{t+1} - \frac{\lambda(1-\alpha)(1-\gamma)\phi}{\gamma(1+\beta)} x_t + \frac{\alpha\lambda}{1+\beta} z_t + \quad (1')$$

Em que  $\beta \in (0,1)$  é o fator de desconto intertemporal;  $\alpha \in (0,1)$  assinala que a função de produção da economia apresenta retorno constante de escala;  $\lambda \equiv \theta^{-1}(1-\theta)(1-\beta\theta)$ , sendo  $\theta$  a fração das firmas que não reajustam o preço em cada período;  $\gamma$  é o coeficiente que mede a rigidez salarial; e  $\phi$  indica a declividade da curva de oferta de trabalho. Tendo em vista a abordagem econométrica utilizada por Blanchard e Galí (2007), bem como aquelas que serão empregadas neste estudo para estimar a equação (1), o único coeficiente estrutural que pode ser identificado é o fator de desconto  $\beta$ , o restante não pode ser recuperado. Baseado no fato de que  $\beta \in (0,1)$ , pode-se notar que a forma estrutural expressa por (1') impõe restrições sobre os parâmetros  $\beta_1$  e  $\beta_2$  da forma reduzida, de modo que:

$$\beta_1, \beta_2 \in (0,1) \text{ e } \beta_1 + \beta_2 = 1 \quad (2)$$

### 3 BASE DE DADOS

A escolha das *proxies* para essas variáveis não é trivial, e vários estudos escolhem diferentes conjuntos de variáveis, não havendo ainda uma metodologia que possa ser considerada a mais adequada para isto.

Como a principal *proxy* representa a variável inflação, adotou-se a taxa de variação do Índice de Preços ao Consumidor Ampliado – IPCA (INFIPCA). A inflação medida pelo IPCA é a *proxy* padrão para os estudos que estimam a curva de Phillips brasileira após a implementação do regime de metas de inflação. De modo a perfazer uma análise de robustez, usar-se-á também outras *proxies* para a inflação e também para sua expectativa. Em relação às variáveis *proxies* para medir inflação, far-se-á uso de dois indicadores do núcleo<sup>3</sup> da inflação e o IPC-Fipe. Para o núcleo da inflação, testou-se o núcleo por exclusão (Núcleo1) – que exclui do índice de inflação dez itens do subgrupo alimentação no domicílio e o item combustíveis – e o núcleo por dupla ponderação<sup>4</sup> (Núcleo2). Quanto à expectativa para inflação futura, adotou-se as duas medidas de previsão de inflação presentes no relatório Focus do Banco Central do Brasil. A primeira delas (FOCUSMD) é média tomada para todos os dias do mês da expectativa de inflação para o mês seguinte. A segunda (Focus30) é a expectativa do último dia do mês formada para o próximo mês. Em ambos os casos, tomou-se a *mediana* das previsões diárias obtidas das instituições financeiras que estão incluídas na pesquisa Focus.<sup>5</sup>

Para representar o custo marginal das empresas, variável  $x$ , adotou-se a taxa de desemprego aberto de trinta dias (DESBR), a qual é divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) na Pesquisa Mensal de Emprego (PME). Também será testada e usada como *proxy* para o custo marginal das firmas a taxa de desemprego aberto para São Paulo (DESP), calculada pela Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade) em conjunto com o Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (Dieese).

3. O objetivo de utilizar o núcleo é porque este indicador atribui menor peso na composição do índice dos aumentos sazonais e circunstanciais. Esta metodologia de cálculo é utilizada para que se tenha o “real” comportamento da inflação. Dessa forma, um aumento generalizado de preços na economia aparece no núcleo, mas um aumento localizado é excluído.

4. De acordo com o *Boletim de Inflação do Banco Central*, o critério utilizado para o cálculo desse indicador consiste na reponderação dos pesos originais – baseados na importância de cada item para a cesta do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – pelos respectivos graus de volatilidade relativa, um procedimento que reduz a importância dos componentes mais voláteis.

5. A pesquisa Focus começou a ser realizada em março de 2000.

O choque de oferta será representado aqui da mesma maneira que aparece em Mazali e Divino (2009), isto é,  $z_t$  é medido pela mudança percentual na taxa de câmbio nominal real por dólar em relação a três períodos anteriores (choque3), de modo a captar o efeito defasado do choque cambial. Os dados referentes à taxa de câmbio foram obtidos com o Banco Central do Brasil (BCB). Formalmente, tem-se que:

$$z_t = \log [(R\$/US\$)_t / (R\$/US\$)_{t-3}]$$

Também, far-se-á emprego de uma medida similar para esta variável, cujo cálculo é feito em relação ao período anterior (choque1). A ideia é de que uma valorização cambial, ao diminuir os preços dos insumos e produtos importados, poderia arrefecer o aumento do índice de preços.

Embora a análise econométrica levada a cabo neste estudo utilize, para efeito de análise de robustez, amostras com dimensão temporal distintas, o modelo básico adotado faz uso de dados mensais para o período 2001-2002 a 2004-2012. A escolha do período decorre basicamente de mudanças metodológicas adotadas pelo IBGE na série de desemprego,<sup>6</sup> tornando esta série não comparável com valores anteriores. A série de desemprego para o Brasil, calculada por este instituto, sofreu alterações metodológicas, uma vez que a série antiga de desemprego foi interrompida em 2002 e a série nova de desemprego só foi calculada a partir de outubro de 2001. Dessa forma, em trabalhos anteriores, vários autores foram obrigados a adotar a taxa de desemprego de São Paulo, calculada pela Fundação Seade em conjunto com o Dieese, para representar a taxa de desemprego no Brasil. Este problema é certamente uma limitação importante dos trabalhos anteriores, afinal, tal taxa de desemprego não necessariamente representa o Brasil como um todo. Naturalmente, espera-se que o sinal do coeficiente da taxa de desemprego na equação da curva de Phillips seja negativo.

Em relação à ordem de integração das variáveis, fica evidente que o curto intervalo de tempo disponível, menos de dez anos, torna comprometida a realização de testes de estacionaridade. De qualquer maneira, reporta-se ao estudo de Mazali e Divino (2009), os quais realizaram vários testes referentes à ordem de integração das séries inflação e desemprego, concluindo que ambas as variáveis são estacionárias na economia

---

6. Essa série é calculada com base em dados de seis regiões metropolitanas.

brasileira. Tais testes incluíram, além dos tradicionais testes de ordem de integração, testes de ordem de integração com quebras estruturais. Ao final do trabalho, no anexo A, é mostrado os gráficos das variáveis descritas nesta seção.

## 4 ESTRATÉGIA ECONOMETRICA

Antes de se passar para os resultados, faça-se uma digressão acerca da estratégia econométrica, definida como a sequência de métodos de estimação e testes adotados aqui para estimar a curva de Phillips, para checar se a regressão está bem especificada. Usar-se-á aqui dois procedimentos econométricos para estimar a equação (1): o método de variáveis instrumentais (IV) e o método de momentos generalizados (GMM). O emprego do método de variáveis instrumentais para estimar esta equação (1) decorre do fato de que a expectativa acerca da inflação futura em  $t+1$  é uma variável não observada. Definindo  $\pi_{t+1} = E[\pi_{t+1} | I_t] + v_{t+1}$ , em que  $E[v_{t+1} | I_t] = E_t[v_{t+1}] = 0$ , tem-se que usando  $\pi_{t+1}$  em vez de  $E[\pi_{t+1} | I_t]$ , estar-se-á sujeito à crítica relativa ao erro de medida caso a estimação seja feita por MQO. Outro modo de ver o uso do método IV é que, na presença de expectativas racionais, o erro  $v_{t+1}$  deve ser ortogonal ao conjunto de informação  $I_t$  no período  $t$  e para um conjunto de variáveis  $z_t \in I_t$ . Assumindo por simplicidade que  $\pi_t = \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_t$ , tem-se que a seguinte condição deve ser atendida:

$$E_t[\varepsilon_t z_t] = E_t[(\pi_t - \beta_1 \pi_{t-1} - \beta_2 \pi_{t+1}) z_t] = 0$$

Embora muitos estudos utilizem a abordagem GMM para estimação de modelos com expectativas racionais, deve-se assinalar que esta metodologia não necessariamente é superior à estimação feita pelo método de variáveis instrumentais. De fato, Blanchard e Galí (2007) usam o método IV para estimar a curva de Phillips novo-keynesiana. Tal como ressalta Baum *et al.* (2007), em uma excelente resenha acerca da aplicação dos métodos IV e GMM, a vantagem da abordagem GMM se dá sobretudo na presença de heteroscedasticidade.<sup>7</sup> Ainda assim, tal vantagem, em termos da propriedade de con-

7. Embora na presença de heteroscedasticidade a propriedade de consistência dos coeficientes estimados pelo método IV seja mantida; na estimação básica de variáveis instrumentais, os erros padrões são inconsistentes, e, portanto, a inferência fica comprometida (Baum *et al.*, 2007).



sistência do estimador GMM na presença de heteroscedasticidade, pode ser ofuscada pelo custo de uma *performance* fraca para o caso de pequenas amostras. Desse modo, quando o problema de heteroscedasticidade não se faz presente, é preferível ainda o emprego do estimador de variáveis instrumentais. De modo a checar a existência de heteroscedasticidade na regressão, aplicou-se neste estudo uma versão específica do teste de Pagan e Hall (1983).<sup>8</sup> Aplicou-se ainda o teste de Cumby e Huizinga (1992)<sup>9</sup> para testar a ocorrência de autocorrelação residual. Ambos os testes permanecem válidos na ocorrência de variável endógena na regressão.

Para que a aplicação do método IV seja adequada, se faz necessário que os instrumentos sejam “bons instrumentos”, no sentido de serem relevantes, bem como válidos. No jargão econométrico, isto significa que as variáveis usadas como instrumentos devem ser correlacionadas com os regressores endógenos e ao mesmo tempo ortogonais ao distúrbio da regressão. Neste sentido, são mostrados na mesma tabela o teste de subidentificação<sup>10</sup> (Cragg-Donald, 1993), Kleibergen na Paap (2006),<sup>11</sup> o teste de sobreidentificação de Sargan-Hansen,<sup>12</sup> além do teste de Stock-Yogo (Stock e Yogo, 2005) para verificar se os instrumentos são fracos.<sup>13</sup>

A pesquisa teórica econométrica mais recente sobre o método de variáveis instrumentais tem enfatizado muito a questão dos instrumentos fracos (Stock, Wright

---

8. Esse teste assume a hipótese nula de homoscedasticidade.

9. A hipótese nula desse teste é de não autocorrelação residual.

10. Para que uma equação seja identificada no modelo IV, tanto a *condição de ordem* ( $L \geq K$ ), em que  $L$  é o número de variáveis instrumentais e  $K$  o número de regressores, como a *condição de posto* devem ser preenchidas. Esta última assinala que  $Qxz = E(X'Z)$  deve ser de posto completo, em que  $X = (X_1, X_2) = (\text{Endógenas}, \text{Exógenas})$  é a matriz de regressores, enquanto  $Z = (Z_1, Z_2) = (\text{Exclusos}, \text{Inclusos})$  é a matriz dos instrumentos, sendo  $Z_2 = X_2$ . Quando isto não ocorre, diz-se que o modelo é subidentificado ou não identificado. Pode-se testar a condição de posto por meio do teste de Cragg-Donald (1993), cuja não rejeição da hipótese nula sugere que o modelo é subidentificado.

11. Na presença de heteroscedasticidade e autocorrelação residual, a estatística de Cragg-Donald não mais permanece válida. Em tais circunstâncias, o teste de Kleibergen na Paap (2006) será usado como alternativa ao teste Cragg-Donald (1993), quando as circunstâncias assim exigirem.

12. A independência do instrumento com relação ao distúrbio somente pode ser acessada se, e somente se, houver uma “abundância” de instrumentos, isto é, se a equação é sobreidentificada. Isto se dá quando a condição de ordem é satisfeita na desigualdade: o número de instrumentos excluídos é superior ao de regressores endógenos. O teste de Sargan/Hansen é usado para testar a hipótese de sobre-identificação. Sob a hipótese nula os instrumentos são válidos, ou seja, não correlacionados com o distúrbio. Ainda sob esta hipótese, a estatística de teste tem distribuição qui-quadrado com  $L-K$  restrições sobreidentificadas.

13. Instrumentos que explicam pouco a variação da variável explicativa endógena (fraca correlação entre  $Z$  e  $X$ ) são considerados instrumentos fracos. O teste de Stock-Yogo (Stock e Yogo, 2005) é calculado com base na estatística  $F$  de Cragg-Donald (1993). Sob a hipótese nula, o estimador é fracamente identificado, no sentido de que o viés verificado é inaceitavelmente grande.

e Yogo, 2002; Moreira, 2003; Stock e Yogo, 2005). Ma (2002) aponta que o uso de instrumentos pode ser um sério problema nos estudos para a curva de Phillips novo-keynesiana. Quando os instrumentos são fracos, dois problemas sérios ocorrem na estimação por dois estágios (2SLS). O primeiro é a questão do viés. Embora o método 2SLS seja consistente,<sup>14</sup> as estimativas são sempre viesadas para pequenas amostras. Segundo, quando os instrumentos são fracos, o erro padrão estimado se torna muito pequeno. Neste caso, o intervalo de confiança é não fidedigno, pois, com o fato de o ponto médio deste estimador ser viesado, tem-se que o intervalo de confiança se torna pequeno. Isto tudo faz que o procedimento de teste de hipótese na estimação por 2SLS se fragilize no caso da ocorrência de instrumentos fracos. Como Staiger e Stock mostraram, o problema de instrumentos fracos pode ocorrer mesmo se no primeiro estágio os testes são significativos nos níveis convencionais (5% ou 10%) e para grandes amostras.

Vários testes são sugeridos na literatura para testar a hipótese de instrumentos fracos. Uma estatística comumente usada é o  $R^2$  do primeiro estágio com os instrumentos dito “inclusos” (Bound *et al.*, 1995).<sup>15</sup> Contudo, quando existe mais de uma variável endógena na regressão, este indicador pode não ser mais válido. Shea (1997) propôs uma estatística conhecida como “ $R^2$  parcial” que capta a intercorrelação entre os instrumentos. Quando somente existe uma variável endógena, as duas medidas de  $R^2$  são equivalentes. Uma outra regra aplicada quando se tem apenas um regressor endógeno é checar o valor da estatística  $F$  no primeiro estágio. Neste caso, um valor menor que dez pode ser uma indicação de que os instrumentos são fracos. Alternativamente, Stock e Yogo (2005) sugerem um teste em que a hipótese nula é que o viés do estimador 2SLS seja menor que uma fração – diga-se, 10% – do estimador OLS.<sup>16</sup> De acordo com Murray (2006), a mais recente abordagem em relação ao problema de teste de hipótese com instrumentos fracos e um único regressor endógeno é o “teste da razão de verossimilhança condicional”, desenvolvido por Moreira (2003) e aperfeiçoado em Andrews, Moreira e Stock (2006) e Andrews e Stock (2005). O teste de Moreira (2003) supera as distorções encontradas nos testes convencionais ajustando os valores críticos do teste de

14. De modo que quase certamente o valor médio do estimador 2SLS se aproxima do verdadeiro valor do parâmetro quando o tamanho da amostra convirja para o infinito.

15. Alternativamente, isso também pode ser expresso como um teste  $F$  da significância conjunta dos instrumentos excluídos  $Z_1$ .

16. O teste de Stock–Yogo (Stock e Yogo, 2005) não mais recai na estatística  $F$  que comumente aparece na prática econométrica, mas em uma generalização da estatística de Cragg–Donald. Os valores críticos deste teste são obtidos a partir de uma distribuição não padrão.

hipótese de acordo com cada amostra, de modo que o intervalo de confiança corrigido gere um nível de significância correto. Assim, seus valores críticos “são condicionados” nos dados à disposição e não constante.

## 5 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Dar-se-á, nesta seção, início à análise dos resultados econométricos obtidos para a curva de Phillips novo-keynesiana. A tabela 2.A mostra os resultados da estimação da curva de Phillips utilizando dados de séries de tempo para o período entre jan./2002 e mar./2012. A inflação aqui é medida pela taxa de variação do IPCA. Testou-se aqui três conjuntos de variáveis instrumentais para instrumentalizar a taxa de inflação em  $t+1$  (EXPINFIPCA) definidos da seguinte forma:

- C1: inclui as defasagens até a terceira ordem da inflação, desemprego e choque cambial;
- C2: incluiu, além das variáveis do conjunto C1, a taxa Selic com a mesma ordem de defasagens; e
- C3: adiciona ao conjunto C2 o índice de preço de *commodities*.<sup>17</sup>

Sims (1992) sugere o uso de um índice de preço de *commodities* na estimação do VAR estrutural como meio de eliminar o chamado “dilema do preço” (*price puzzled*), pois esta variável carregaria informação quanto ao comportamento da inflação futura. Sendo assim, o Banco Central poderia fazer uso deste indicador para formar sua expectativa quanto à inflação futura.

Com relação aos resultados da tabela 2.A, pode-se inicialmente fazer os seguintes comentários. Neste caso, a constante não foi incluída na regressão. A exclusão da constante na estimação da NKPC é padrão nos estudos relacionados e está em conformidade com a forma estrutural que aparece na equação (1). Nas colunas 1-3, tal como aparece em Blanchard e Galí (2007), o modelo foi estimado pelo método IV. Com relação aos resultados que aparecem nas colunas 1-3, os testes de Pagan-Hall

---

17. Essa começa a ser elaborada pelo Banco Central do Brasil (BCB) em março de 1998.

e Cumby-Huizinga indicam, respectivamente, ocorrência de heteroscedasticidade e autocorrelação nos resíduos. Também os resultados obtidos para as regressões destas três colunas apontam para o fato de que, de acordo com o teste de subidentificação, a condição de ordem não foi atendida. Quanto ao sinal dos coeficientes, tem-se que a expectativa de inflação futura (EINFIPCA) e inflação defasada (L1INFIPCA) se mostram significativas com os sinais esperados, enquanto a taxa de desemprego (DESBR) e o choque cambial (choque3) não são significativos, e, além de tudo, com sinais contrários ao esperado.

No que se refere ainda aos resultados das colunas 1-3, alguns pontos merecem ser ressaltados. Primeiro, de acordo com as estatísticas para checar a capacidade dos instrumentos ( $R^2$  parcial, F-teste e o teste Stock-Yogo), somente o conjunto C3 de instrumentos, que incluiu o índice de *commodities*, está apto a preencher a condição de “bons instrumentos”. Isto significa que o índice de *commodities* é de fato um bom preditor para a inflação. Segundo, em nenhum caso rejeita-se a hipótese de que a soma dos coeficientes da inflação passada com a expectativa da inflação futura seja igual à unidade.

Tendo em vista a presença de alguns problemas importantes de especificação na estimação pelo método IV, sobretudo no que se refere ao problema de heteroscedasticidade, o exercício seguinte se dá pela estimação da NKPK por método GMM. As estimativas aqui são ditas HAC<sup>18</sup> (Baum *et al.*, 2007), pois os estimadores são consistentes na presença de autocorrelação e heteroscedasticidade. Os resultados são mostrados nas colunas (4) e (5). Conforme pode ser visto, uma vez que os problemas de especificação foram solucionados, os testes de Sargan/Hansen e de subidentificação apontam para o fato de que as condições de ordem e de posto são atendidas, enquanto o teste de Stock-Yogo rejeita a hipótese de que os instrumentos são fracos. Também nesta mesma direção, apontam o  $R^2$  parcial e o F-teste.

Em relação aos coeficientes estimados, tem-se que as variáveis EINFIPCA e L1INFIPCA se mostram, tal como na estimação pelo método IV, significativas com os sinais esperados. Observou-se, entretanto, que a expectativa possui maior peso que a inflação passada no processo inflacionário. Importante ressaltar que, na

---

18. Heterosdasticity and autocorrelation consistente.

estimação corrigida por GMM-HAC, a taxa de desemprego é significativa e com sinal negativo tal como esperado. No caso do choque cambial, a variável choque3 se mostra agora como significativa, mas mantém o sinal negativo, em desacordo com o esperado. De modo a testar a robustez deste resultado, na coluna (5) usou-se a variável choque1, que mede a variação cambial em relação somente ao período anterior. Observa-se, contudo, que o resultado se manteve qualitativamente o mesmo. Por fim, a hipótese de soma igual à unidade dos coeficientes das variáveis EINFIPCA e L1INFIPCA não foi rejeitada.

TABELA 2.A  
Variável dependente: inflação (IPCA)

Variáveis	IV-C1 (1)	IV-C2 (2)	IV-C3 (3)	GMM-C3 (5)	GMM-C3 (6)
EINFIPCA	0.529 (0.002)	0.504 (0.003)	0.677 (0.000)	0.651 (0.000)	0.733 (0.000)
L1INFIPCA	0.459 (0.000)	0.471 (0.000)	0.385 (0.000)	0.394 (0.000)	0.341 (0.000)
DESBR	0.001 (0.947)	0.011 (0.854)	0.003 (0.425)	-0.003 (0.011)	-0.004 (0.002)
Choque3	-0.008 (0.982)	0.030 (0.931)	-0.243 (0.406)	-0.195 (0.021)	–
Choque1	–	–	–	–	-0.167 (0.005)
OBS	123	123	123	123	123
Teste de Pagan-Hall	Chi2(11)= 34.41 (0.000)	Chi2(14)= 35.18 (0.001)	Chi2(17)= 49.95 (0.000)	–	–
Teste de Cumby-Huizinga	Chi2(1)= 20.06 (0.000)	Chi2(1)= 21.13 (0.000)	Chi2(1)= 36.04 (0.000)	–	–
Teste de subidentificação	Chi2(8)= 15.52 (0.049)	Chi2(11)= 16.31 (0.123)	Chi2(14)= 44.92 (0.000)	Chi2(14)= 6.328 (0.957)	Chi2(14)= 6.328 (0.935)
Teste de Sargan/Hansen	Chi2(7)= 10.47 (0.164)	Chi2(10)= 11.00 (0.357)	Chi2(11)= 13.00 (0.541)	Chi2(11)= 4.983 (0.975)	Chi2(13)= 5.742 (0.955)
R2 parcial	0.126	0.132	0.365	0.36	0.37
F teste (1ª estágio)	2.02 (0.050)	1.52 (0.136)	4.36 (0.000)	12.59 (0.000)	11.70 (0.000)
Teste de Stock-Yogo	2.022 (não rejeito a 5%)	1.516 (não rejeito a 5%)	4.35 (não rejeito a 5%)	12.58 (rejeito a 10%)	11.70 (rejeito a 10%)
$\beta_1 + \beta_2 = 1$	F(1, 119) = 0.68 (0.410)	F(1, 119) = 0.05 (0.816)	F(1, 119) = 0.68 (0.410)	Chi2(1) = 4.38 (0.036)	Chi2(1) = 12.42 (0.004)

Elaboração dos autores.

Obs.: período – jan./2002 e mar./2012. Entre parênteses encontram-se os valores-p.

De modo a testar a robustez dos resultados alcançados na tabela 2.A, a seguir usou-se diferentes *proxies* para a taxa de inflação, como o IPC-Fipe e duas medidas para o núcleo da inflação, núcleo1 e núcleo2. Os resultados aparecem na tabela 2.B. Utilizou-se, ainda, em todas as estimações, o conjunto C3 de variáveis instrumentais para instrumentalizar a inflação futura. Inicialmente, na coluna (1), usou-se o IPC-Fipe, enquanto naturalmente empregou-se a variável DESSP como *proxy* para o desemprego. A estimação aqui realizada aplicou o método IV. Tal como pode ser visto na coluna (1), os mesmos problemas de especificação quanto à presença de heteroscedasticidade e autocorrelação são registrados, tal como nos casos anteriores das regressões, pelo método IV, que aparecem na tabela 2.A. Do mesmo modo, a taxa de desemprego aparece com sinal negativo e não é estatisticamente significativa, o mesmo ocorrendo para o choque cambial. Contudo, as variáveis EINFIPC e L1INFIPC são significativas, com a expectativa de inflação sendo dominante para explicar a dinâmica inflacionária brasileira.

Na coluna (2), refaz-se a estimação da coluna anterior pelo método GMM-HAC. Conforme pode ser visto, uma vez corrigido o problema de especificação, os resultados obtidos mostram que a taxa de desemprego é significativa, com o sinal esperado, enquanto o choque cambial não apresenta significância estatística, mas tal como no caso anterior, preserva o sinal negativo. A seguir, nas colunas (3) e (4), estimou-se igualmente a curva de Phillips NK empregando duas medidas de núcleo da inflação, respectivamente, núcleo2 e núcleo1. Conforme pode ser visto com a variável núcleo2, na regressão que aparece na coluna (3), a taxa de desemprego é significativa e com sinal negativo, tal como esperado. No caso do choque cambial, a variável choque3 é significativa, entretanto, mantém o sinal intrigante. Contudo, na regressão que usa como *proxy* para inflação a variável núcleo1, coluna (4), a taxa de desemprego perde significância, enquanto a variável choque cambial se mostra ainda significativa e com sinal negativo.

Nas duas últimas colunas da tabela 2.B, diferentemente dos exercícios anteriores, utilizou-se desta vez duas variáveis *proxies* para expectativa de inflação, geradas a partir da pesquisa Focus, realizada pelo Banco Central: a média das expectativas diárias para o mês seguinte (FOCUSMD) e a expectativa obtida do último dia do mês (Focus30).<sup>19</sup>

19. Para mais detalhes, ver seção 3.

Conforme pode ser visto, embora em ambos os casos o coeficiente relativo à expectativa futura seja similar aos das outras colunas desta tabela, verifica-se nas colunas (5) e (6) que o impacto da inflação passada aumenta de importância. No caso da regressão da coluna (5), em que a variável FOCUSMD foi usada, a taxa de desemprego é significativa, com sinal esperado, enquanto quando se estima a regressão com a variável Focus30, a taxa de desemprego deixa de ser significativa. Contudo, esta perda de significância estatística não é tão acentuada assim. Intrigante aqui é que nas regressões das colunas (5) e (6), o choque cambial, representado pela variável choque3, é significativo, apresentando desta vez o sinal esperado.

Por fim, nas regressões que aparecem nas colunas (2)-(6), os testes de Sargan/Hansen e de subidentificação assinalam que as condições de ordem e de posto são atendidas, enquanto o teste de Stock-Yogo e o teste F rejeitam a hipótese nula de que os instrumentos são fracos ao nível de significância de 5%. Em relação à hipótese de soma igual à unidade dos coeficientes das variáveis EINFIPCA e L1INFIPCA, os testes não são conclusivos para os resultados das regressões estimadas na tabela 2.B.

TABELA 2.B  
Variável dependente: inflação (IPCA/IPC-Fipe/Núcleo/Focus)

Variáveis	IV-C3 (1)	GMM-C3 (2)	GMM-C3 (3)	GMM-C3 (4)	GMM-C3 (5)	GMM-C3 (6)
EINFIPC	0.675 (0.000)	0.689 (0.000)	-	-	-	-
L1INFIP	0.395 (0.000)	0.381 (0.000)	-	-	-	-
Enúcleo2	-	-	0.642 (0.000)	-	-	-
L1núcleo2	-	-	0.391 (0.000)	-	-	-
Enúcleo1	-	-	-	0.615 (0.000)	-	-
L1núcleo1	-	-	-	0.360 (0.000)	-	-
EINFIPCA	-	-	-	-	-	-
L1INFIPCA	-	-	-	-	0.581 (0.000)	0.577 (0.000)
FOCUSMD	-	-	-	-	0.618 (0.000)	-
Focus30	-	-	-	-	-	0.587 (0.000)
DESBR	-	-	-0.002 (0.000)	0.119 (0.292)	-0.004 (0.000)	-0.003 (0.167)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	IV-C3 (1)	GMM-C3 (2)	GMM-C3 (3)	GMM-C3 (4)	GMM-C3 (5)	GMM-C3 (6)
DESP	-0.003 (0.218)	-0.003 (0.025)	–	–	–	–
Choque3	-0.249 (0.326)	-0.225 (0.147)	-0.121 (0.000)	-0.0760 (0.000)	0.671 (0.000)	0.534 (0.000)
OBS	145	145	123	123	123	123
Teste de Pagan-Hall	Chi2(14)= 29.05 (0.000)	–	–	–	–	–
Teste de Cumby-Huizinga	Chi2(1)= 32.09 (0.000)	–	–	–	–	–
Teste de subidentificação	Chi2(11)= 33.39 (0.000)	Chi2(11)= 5.44 (0.908)	Chi2(14)= 6.053 (0.965)	Chi2(14)= 7.25 (0.953)	Chi2(14)= 6.30 (0.958)	Chi2(14)= 6.22 (0.967)
Teste de Sargan/Hansen	Chi2(10)= 12.33 (0.263)	Chi2(10)= 5.964 (0.818)	Chi2(11)= 5.04 (0.9741)	Chi2(13)= 6.89 (0.939)	Chi2(13)= 5.97 (0.941)	Chi2(13)= 6.10 (0.942)
R <sup>2</sup> parcial	–	0.230	0.386	0.414	0.410	0.352
F teste (1ª estágio)	–	6.52 (0.000)	22.81 (0.000)	24.44 (0.000)	47.06 (0.000)	21.76 (0.000)
Teste de Stock-Yogo	3.563 (não rejeito a 5%)	6.516 (não rejeito a 5%)	22.80 (rejeito a 5%)	24.44 (rejeito a 5%)	47.05 (rejeito a 5%)	21.76 (rejeito a 5%)
$\beta_1 + \beta_2 = 1$	–	Chi2(1) = 4.69 (0,033)	Chi2(1) = 8.36 (0,035)	Chi2(1) = 1.53 (0,215)	Chi2(1) = 8.59 (0,003)	Chi2(1) = 6.82 (0,008)

Elaboração dos autores.

Obs.: período – jan./2002 e mar./2012. FOCUSMD é a média das expectativas de inflação do mês seguinte coletada para todos os dias do mês corrente. Focus30 é a expectativa de inflação coletada no último dia do mês corrente. Usou-se mediana das previsões feitas pelas instituições financeiras em cada dia do mês. Entre parênteses encontram-se os valores-p.

O último exercício para checar a robustez da análise econométrica acerca da estimação da NKCP se fundamenta na estimação desta equação com base em uma amostra de tamanho ampliado. Os dados amostrais agora se estendem de jan./1995 a mar./2012. É oportuno ressaltar que em relação às variáveis explicativas não se poderá lançar mão da taxa de desemprego calculada pelo IBGE para o Brasil pelos motivos apontados na seção 3. Pelo fato de a taxa de desemprego aberto para a Região Metropolitana de São Paulo (DESSP) estar disponível para este período, uma alternativa foi usar o IPC-Fipe como *proxy* para a inflação neste período. Tem-se ainda o índice de preço de *commodities*, que se mostrou um importante preditor para a expectativa de inflação, não podendo, aqui, ser mais utilizada como variável instrumental pelo fato de que este indicador somente começa a ser apurado a partir de março de 2000. Substituiu-se esta



variável pelo hiato da produção industrial.<sup>20</sup> Assim, far-se-á uso de um novo conjunto de variáveis instrumentais C4 definido da seguinte forma:

- C4: inclui as defasagens até a terceira ordem da inflação, desemprego, choque cambial da taxa Selic e do hiato do produto industrial.

Esse conjunto de variáveis será usado em todas as regressões estimadas, cujos resultados são mostrados na tabela 2.C. Na coluna (1), estimou-se a NKPC pelo método de variáveis instrumentais. Conforme pode ser visto, tem-se aqui os problemas usuais de especificação quanto à presença de heteroscedasticidade e autocorrelação serial, assim como os problemas de identificação detectados nas estimações feitas até aqui que utilizam o método IV. No que se refere ao sinal dos coeficientes, tem-se que apenas a inflação defasada se mostrou significativa.

Na coluna (2), corrigiu-se os problemas da regressão anterior pelo método GMM-HAC. Neste caso, alguns resultados interessantes novamente voltam a se configurar. Tem-se, então, agora, que a expectativa de inflação (EINFIPC) e inflação defasada (L1INFIPC) são ambas significativas. Contudo, o valor do coeficiente de EINFIPC diminui consideravelmente em relação às estimativas que aparecem nas tabelas 2.A e 2.B. Intrigante ainda é o que acontece com a taxa de desemprego (DESP), a qual, embora seja significativa, apresenta sinal contrário ao esperado. Com relação ao choque cambial, tem-se um resultado mais animador. A variável choque3 não apenas se mostra significativa mas também apresenta o sinal esperado.

Com intuito de investigar o real efeito do desemprego e também do choque cambial na estimação da curva de Phillips, na coluna (3) as variáveis DESP e choque3 entram na regressão nas defasagens até terceira ordem. Os resultados obtidos mostram que no caso da variável DESP as defasagens parecem importar, pois todas são significativas, contudo, a soma dos coeficientes se situa próxima a zero. Com relação à variável choque3, tem-se que apenas a defasagem de ordem 1 é significativa e com sinal positivo. Repetiu-se na coluna (4) o mesmo exercício da coluna (3), exceto pelo fato de que utilizou-se a variável choque1 como *proxy* para o choque de oferta. Observa-se, entretanto, que não ocorreu mudança significativa nos resultados.

---

20. Desvio em relação à tendência do produto industrial calculado pelo filtro de Hodrick-Prescott.

Para aprofundar essa investigação, usar-se-á nas regressões das colunas (5) e (6) outra variável como *proxy* para representar o desemprego, que agora será representado pelo hiato ou desvio da taxa de desemprego (HDESP) em relação a sua tendência.<sup>21</sup> Na regressão da coluna (5), tem-se que quando esta variável é usada no nível, o sinal do coeficiente obtido é o esperado, embora sem significância estatística. Contudo, a variável *choque3* se mantém significativa e com o sinal esperado. Na última coluna da tabela 2.C, introduziram-se as defasagens até terceira ordem da variável HDESP. Observa-se neste caso que tal como foi visto nas regressões estimadas das colunas (3) e (4), todas as defasagens usadas são significativas, uma vez que a soma dos coeficientes se mostra ligeiramente negativa. Para a variável *choque3*, tal como nos casos anteriores, somente a primeira defasagem foi significativa, estando o sinal obtido também em conformidade com o esperado.

Vale comentar que em todos os casos das regressões estimadas pelo método GMM-HAC os testes assinalam que as condições de ordem e de posto são atendidas. Os testes de Stock-Yogo e o teste F rejeitam a hipótese nula de que os instrumentos são fracos apenas nas regressões das colunas (5) e (6). Para os resultados mostrados nestas mesmas colunas, não se rejeita a hipótese de que a soma dos coeficientes da expectativa de inflação e a inflação defasada seja igual à unidade. Isto parece sugerir que o hiato do desemprego neste caso, em que a dimensão temporal é estendida, se configura uma *proxy* mais adequada a ser usada para representar o custo marginal da firma.

TABELA 2.C

Variável dependente: inflação (IPC-Fipe) (jan./1995-mar./2012)

Variáveis	IV-C4 (1)	GMM-C4 (2)	GMM-C4 (3)	GMM-C4 (4)	GMM-C4 (5)	GMM-C4 (6)
EINFIPC	0.256 (0.116)	0.266 (0.000)	0.368 (0.000)	0.361 (0.001)	0.496 (0.000)	0.530 (0.000)
L1INFIPC	0.514 (0.000)	0.493 (0.000)	0.460 (0.000)	0.458 (0.000)	0.469 (0.000)	0.456 (0.000)
DESP	0.009 (0.112)	0.009 (0.000)	-	-	-	-
L1DESP	-	-	-0.142 (0.000)	-0.142 (0.001)	-	-
L2DESP	-	-	0.244 (0.004)	0.245 (0.004)	-	-
L3DESP	-	-	-0.094 (0.078)	-0.095 (0.077)	-	-

(Continua)

21. Tendência estimada a partir da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott.

(Continuação)

Variáveis	IV-C4 (1)	GMM-C4 (2)	GMM-C4 (3)	GMM-C4 (4)	GMM-C4 (5)	GMM-C4 (6)
HDESP	-	-	-	-	-0.008 (0.284)	
L1HDESP	-	-	-	-	-	-0.159 (0.000)
L2HDESP	-	-	-	-	-	0.263 (0.000)
L3HDESP	-	-	-	-	-	-0.126 (0.011)
Choque3	0.556 (0.126)	0.550 (0.000)	-	-	0.269 (0.000)	-
L1choque3	-	-	1.260 (0.009)	-	-	0.909 (0.061)
L2choque3	-	-	-1.40 (0.056)	-	-	-0.963 (0.148)
L3choque3	-	-	0.663 (0.132)	-	-	0.371 (0.302)
Choque1 (-1)	-	-	-	1.519 (0.003)	-	-
Choque1 (-2)	-	-	-	-0.311 0.575	-	-
Choque1 (-3)	-	-	-	0.197 (0.659)	-	-
OBS	202	202	202	202	202	202
Teste de Pagan-Hall	28.24 (0.003)	-	-	-	-	-
Teste de Cumby-Huizinga	17.91 (0.000)	-	-	-	-	-
Teste de subidentificação	Chi2(11)= 27.37 (0.004)	Chi2(11)= 8.56 (0.661)	Chi2(9)= 14.74 (0.098)	Chi2(9)= 15.50 (0.077)	Chi2(9)= 8.57 (0.85)	Chi2(9)= 8.02 (0.43)
Teste de Sargan/Hansen	Chi2(10)= 29.82 (0.000)	Chi2(10)= 9.05 (0.527)	Chi2(11)= 9.509 (0.301)	Chi2(8)= 9.694 (0.287)	Chi2(8)= 8.36 (0.819)	Chi2(8)= 7.43 (0.38)
R <sup>2</sup> parcial	0.082	0.12	0.09	0.097	0.28	0.26
F teste (1 <sup>o</sup> estágio)	2.48 (0.044)	5.83 (0.000)	5.78 (0.000)	8.35 (0.000)	23.59 (0.000)	20.97 (0.000)
Teste de Stock-Yogo	2.480 (não rejeito a 5%)	5.83 (não rejeito a 5%)	5.78 (não rejeito a 5%)	8.35 (não rejeito a 5%)	23.59 (rejeito a 5%)	23.59 (rejeito a 5%)
$\beta_1 + \beta_2 = 1$	Chi2(1)=1.75	Chi2(1)=23.6 (0.000)	Chi2(1)=13.7 (0.000)	Chi2(1)=18.7 (0.000)	Chi2(1)=4.31 (0.032)	Chi2(1)=0.41 (0.521)

Elaboração dos autores.

Obs.: os valores entre parênteses representam os valores-p.

## 6 CONCLUSÕES

Este artigo estimou a curva de Phillips novo-keynesiana (NKPC) para o Brasil com dados mensais, para o período de janeiro de 2002 a março de 2012. Adicionalmente, para verificar a estabilidade dos resultados, foi estimada uma versão da NKPC para o período de janeiro de 1995 a março de 2012.

Do ponto de vista econométrico, em decorrência de certos problemas detectados na estimação por variável instrumental, tal como a presença de heteroscedasticidade e autocorrelação, pôde-se verificar a inadequação desta metodologia. Em seu lugar, aplicou-se o método GMM-HAC. Uma investigação minuciosa, com intuito de checar a robustez dos resultados, incluiu a reestimação da NKPC com diferentes *proxies* para representar as variáveis de interesse. Sendo assim, utilizou-se diferentes conjuntos de dados para representar a inflação, a expectativa de inflação e o custo marginal das empresas e o choque de oferta.

De maneira geral, este trabalho sugere certa sensibilidade da curva de Phillips com relação às *proxies* utilizadas. Um único resultado robusto às diversas mudanças: a expectativa futura de inflação e a inflação passada têm relevância na dinâmica do processo inflacionário. Contudo, o papel das expectativas parece aumentar no período mais recente a partir de 2002. Quando a amostra se estende com dados a partir de 1995, o efeito das expectativas é menor ou semelhante ao da inércia inflacionária. Além disso, para a maior parte das regressões estimadas, não foi possível rejeitar a hipótese derivada da forma estrutural da NKCP, de que a soma dos coeficientes da inflação passada e da expectativa de inflação seja igual à unidade.

Com relação ao desemprego, seu impacto de curto prazo sobre a inflação depende do conjunto de *proxies* adotadas. Contudo, na maior parte dos casos em que as variáveis *proxies* foram usadas, esta relação foi observada com efeito negativo, tal como esperado. Já no longo prazo, este efeito se torna difícil de ser captado, dando a impressão de ser nulo ou pouco relevante na formação do processo inflacionário.

Sobre a relação entre inflação e taxa de câmbio, parece haver uma mudança estrutural no efeito de uma mudança do câmbio sobre a inflação. Com dados a partir de 2002, o efeito de um choque cambial é negativo. Contudo, com a amostra ampliada desde 1995, o efeito de uma desvalorização cambial é positivo sobre a inflação. Novamente, tais resultados são sensíveis às *proxies* utilizadas.

Com os parágrafos anteriores em mente, tende-se a concluir que o processo inflacionário brasileiro não guarda relação próxima com a NKPC. Sendo de fundamental importância a utilização de outros modelos para tentar replicar a dinâmica inflacionária no Brasil. Isto é de especial importância, dado que a grande maioria dos “macromodelos” para a economia brasileira assumem formatos parecidos com o sugerido pela NKPC para descrever a inflação.

## REFERÊNCIAS

- ALLSOPP, C.; KARA, A.; NELSON, E. **UK inflation target and exchange rate**. St. Louis: Federal Reserve Bank. (Working Paper, n. 30), May 2006. Disponível em: <<http://research.stlouisfed.org/wp/2006/2006-030.pdf>>.
- ALVES, S. A. L.; AREOSA, W. D. **Targets and inflation dynamics**. Brasília: BCB, Oct. 2005. (Working Paper Series, n. 100). Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps100.pdf>>
- ANDREWS, D. W. K.; MOREIRA, M. J.; STOCK, J. H. Optimal Two-sided Invariant Similar Tests for Instrumental Variables Regression. **Econometrica**, v. 74, n. 3, p. 715-52, 2006.
- ANNABLE, J. **Adjusting wages for price inflation: the rational-arrangements Phillips Curve**. Chicago: FAC, 2007. (Working Paper Series). Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1045321>>.
- ARAUJO, C. H. V.; AREOSA, M. B. M.; GUILLÉN, O. T. C. **Estimating potential output and the output gap for Brazil**. Anais do XXXII *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa, Paraíba. **Anais...** João Pessoa: ANPEC, 2004.
- AREOSA, W. D.; MEDEIROS, M. Inflation dynamics in Brazil: the case of a small open economy. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 27, n. 1, May, p. 131-166, 2007.
- AREOSA, W. D.; MCALEER, M.; MEDEIROS, M. C. Moment-based estimation of smooth transition regression models with endogenous variables. **Journal of Econometrics**, 2010.
- ARRUDA, E. F.; FERREIRA, R. T.; CASTELAR, I. Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de Inflação no Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2008.
- BAILLIU, J.; FUJII, E. **Exchange rate pass-through and the inflation environment in industrialized countries: an empirical investigation**. Canada: Bank of Canada, June, 2004. (Working Paper, n. 21).
- BARDSEN, G.; JANSEN, E. S.; NYMOEN, R. Econometric evaluation of the New Keynesian Phillips Curve. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 66, n. 1, p. 671-86, 2004.

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.

BAUM, C. F.; SCHAEFFER, M.; STILLMAN, S. **Enhanced routines for instrumental variables/GMM estimation and testing**. Boston: Boston College Economics, 2007. (Working Paper, n. 667).

\_\_\_\_\_. Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. **Stata Journal**, v. 3, n. 1, p. 1-31, 2003.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p. 1.661-1.707 Dec. 1999.

COGLEY, T.; SBORDONE, A. M. **Trend inflation and inflation persistence in the New Keynesian Phillips curve**. New York: Federal Reserve Bank, Dec. 2006. (Staff Report, n. 270).

CORREA, A. S.; MINELLA, A. Mecanismos não-lineares de repasse cambial: um modelo de curva de Phillips com *Threshold* para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal, Rio Grande do Norte. **Anais...** Natal: ANPEC, 2005.

CRAGG, J. G.; DONALD, S. G. Testing Identifiability and Specification in Instrumental Variables Models. **Econometric Theory**, v. 9, p. 222-240, 1993.

FASOLO, A. M.; PORTUGAL, M. S. Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the Phillips curve for Brazil. **Estudos Econômicos**, v. 34, n. 4, p. 725-776, Oct.-Dec. 2004.

FRIEDMAN, M. The Role of Monetary Policy. **American Economic Review**, v. 58, n. 1, p. 1-17, 1968.

GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: a structural econometric analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, n. 2, p. 195-222, 1999.

GALÍ, J., GERTLER, M.; LOPEZ-SALIDO, J. D. European inflation dynamics. **European Economic Review**, v. 45, n. 7, p. 1.237-1.270, 2001.

\_\_\_\_\_. **Robustness of the estimates of the hybrid new Keynesian Phillips curve**. Espanha: Banco de Espanha, 2005. (Documentos de Trabajo, n. 520).

HARGREAVES, D.; KITE, H.; HODGETTS, B. Modelling New Zealand inflation in a Phillips curve. **Reserve Bank of New Zealand: Bulletin**, v. 69, n. 3, p. 23-37, 2006.

HENZEL, S.; WOLLMERSHAEUSER, T. **The new Keynesian Phillips Curve and the role of expectations: evidence from the IFO World Economic Survey**. [s.l.]: CESifo, Mar. 2006. (Working Paper, n. 1.694).

KARA, A.; NELSON, E. **The exchange rate and inflation in the UK**. Washinton: CEPR, Feb. 2003. (Discussion Paper, n. 3.783). Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=393040>>.

KARANASSOU, M.; SNOWER, D. J. **Inflation persistence and the Phillips curve revisited**. London: IZA, Feb. 2007. (Discussion Paper, n. 2.600).

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, out-dez. 2003.

LUCAS JR., R. E. Some international evidence on output-inflation tradeoffs. **American Economic Review**, v. 63, p. 326-334, 1973.

LINDÉ, J. Estimating new-Keynesian Phillips curves: a full information maximum likelihood approach. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, n. 6, p. 1.135-1.149, Sept. 2005.

MANKIW, N. G. The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment. **Economic Journal**, v. 111, p. 45-61, May 2001.

MANKIW, N. G.; REIS, R. Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the new Keynesian Phillips curve. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, p.1.295-1.328, Nov. 2002.

MA, A. GMM estimation and the new Phillips Curve. **Economic Letters**, v. 76, p. 411-417, 2002.

MAZALI, A. A.; DIVINO, J. A. **Real wage rigidity and the new Phillips curve: the brazilian case**. Brasília: UCB, 2009. (Working Paper).

MENDONÇA, H. F.; SANTOS, M. A. L. Credibilidade da política monetária e a previsão do *trade-off* entre inflação e desemprego: uma aplicação para o brasil. **Revista Economia**, v. 7, n. 2, p. 293-306 maio/ago. 2006.

MENDONÇA, M. J. C.; SANTOS, C. H.; SACHSIDA, A. Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-Real: uma abordagem de mudanças de regime. **Estudos Econômicos**, v. 39, n. 4, Oct./Dec. 2009.

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, Dec. 2003.

MOREIRA, M. J. A conditional likelihood test for structural models. **Econometrica**, v. 71, n. 4, p. 1.027-48, 2003.

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

MURRAY, M. P. Avoiding invalid instruments and coping with weak instruments. **Journal of Economic Perspectives**, v. 20, n. 4, p. 111-132, 2006.

NOGUEIRA JUNIOR, R. P. Inflation environment and lower exchange rate pass-through in Brazil: Is There a Relationship? **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 1, p. 49-56, jan.-mar. 2010.

PAGAN, A. R.; HALL, D. Diagnostic tests as residual analysis. **Econometric Reviews**, v. 2, n. 2, p. 159-218, 1983.

PHELPS, E. S. Phillips curves, expectations of inflation, and optimal unemployment over time. **Economica**, v. 34, n. 135, p. 254-81, 1967.

POLASEK, W., KRAUSE, A. Bayesian regression model with simple error in variables structure. **The Statistician**, v. 42, p. 571-580, 1993.

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C.; HILLBRECHT, R. O. **Inflation, unemployment and monetary policy in Brazil**. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, [s.l.]: SBE, 1999.

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

PATTERSON, K. **An introduction to applied econometrics: a time series approach**. Great Britain: St. Martin's Press, 2000. 795 p.

RUDD, J.; WHELAN, K. New tests of the new Keynesian Phillips curve. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, n. 6, p. 1.167-1.181, Sept. 2005.

SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J. **Reexaminando a curva de Phillips brasileira com dados de seis regiões metropolitanas**. Brasília: Ipea, 2009. (Texto para Discussão, n. 1.430).

SACHSIDA, A.; RIBEIRO, M.; SANTOS, C. H. **A curva de Phillips e a experiência brasileira**. Brasília: Ipea, 2009. (Texto para Discussão).

SAMUELSON, P. A.; SOLOW, R. M. (1960). Analytical aspects of anti-inflation policy. **American Economic Review Papers and Proceedings**, v. 50, n. 2, p. 177-94.

SBORDONE, A. Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, p. 265-292, 2002.

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

STOCK, J. H.; YOGO, M. Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. In: ANDREW, D. W. K.; STOCK, J. H. **Identification and inference for econometric models: essays in honor of Thomas Rothenberg**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005. p. 80-108.

STOCK, J. H.; WRIGHT, J. H.; YOGO, M. A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 20, n. 4, p. 518-29, 2002.

SVENSSON, L. E. O. Open-economy inflation targeting. **Journal of International Economics**, v. 50, p. 155-183, 2000.

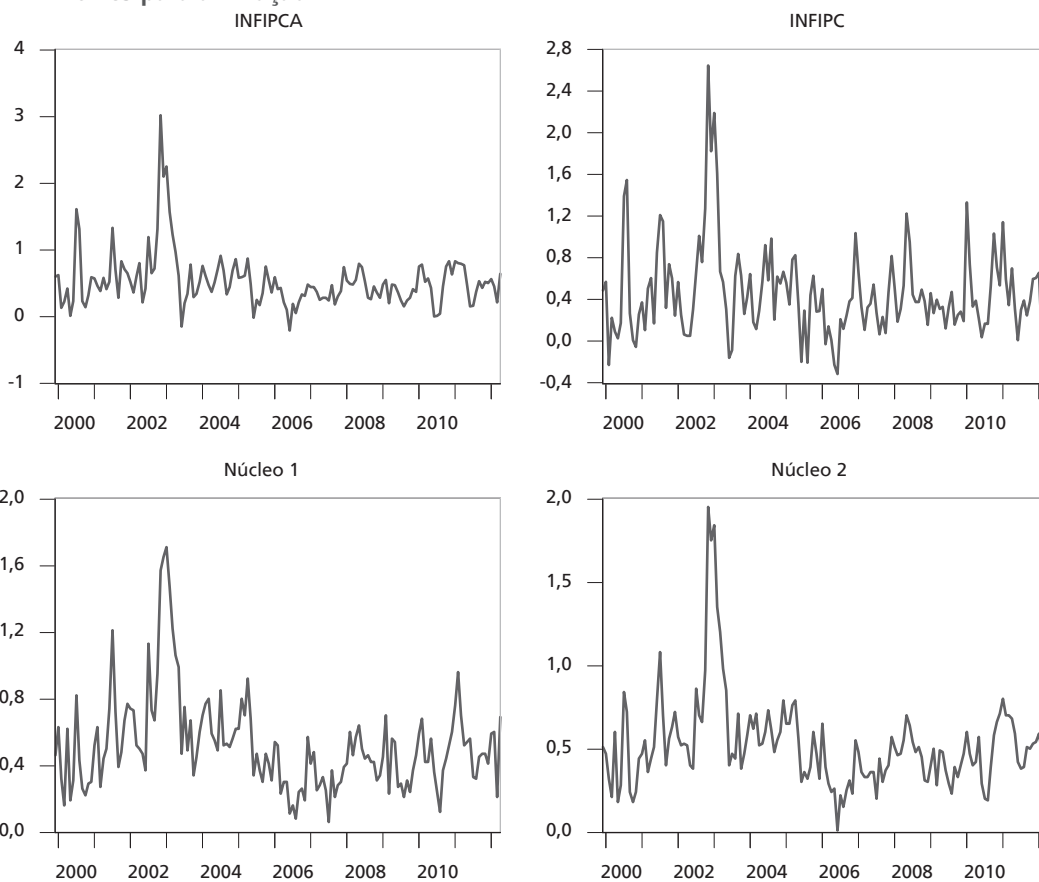
TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L. **The recent Brazilian disinflation process and costs**. Brasília: BCB, June, 2006. (Working Paper Series, n. 109).



## ANEXO

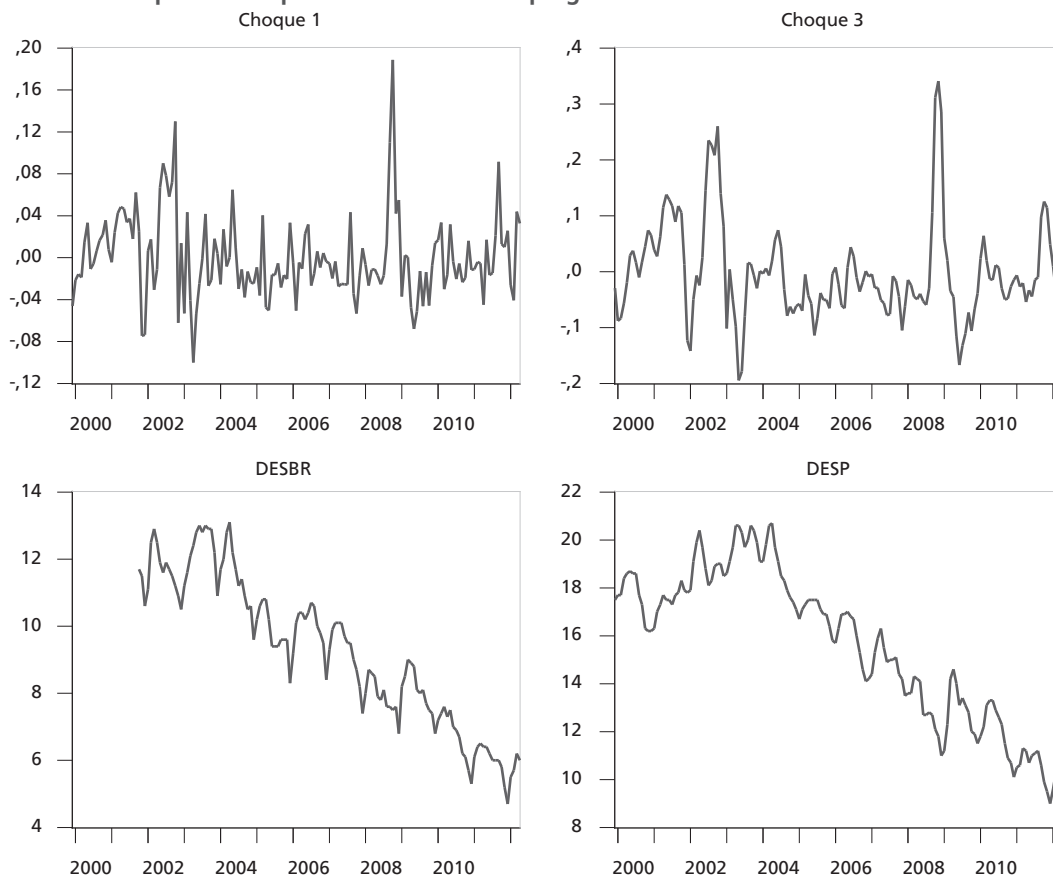
### ANEXO A

GRÁFICO A.1  
*Proxies para a inflação*



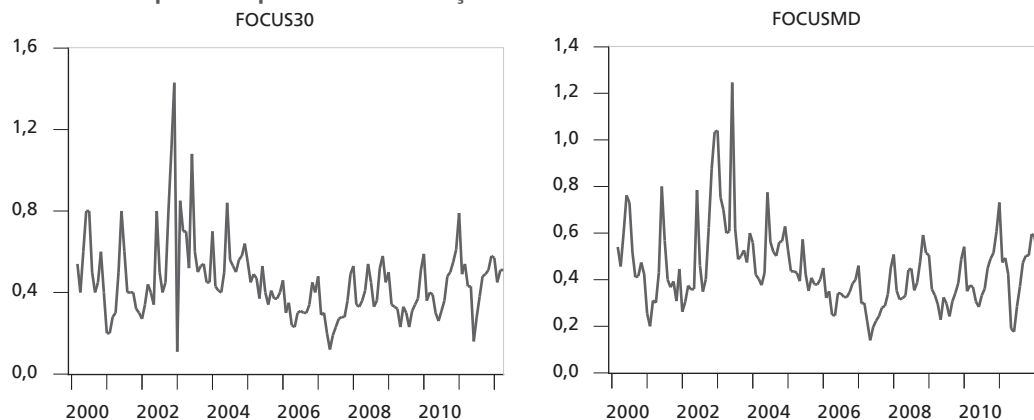
Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.2  
*Proxies para o choque cambial e o desemprego*



Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.3  
*Proxies para a expectativa de inflação*



Elaboração dos autores.

## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Cláudio Passos de Oliveira

### **Supervisão**

Everson da Silva Moura

Marco Aurélio Dias Pires

### **Revisão**

Andressa Vieira Bueno

Clícia Silveira Rodrigues

Hebert Rocha de Jesus

Idalina Barbara de Castro

Laeticia Jensen Eble

Leonardo Moreira de Souza

Luciana Dias

Olavo Mesquita de Carvalho

Reginaldo da Silva Domingos

Celma Tavares de Oliveira (estagiária)

Patrícia Firmina de Oliveira Figueiredo (estagiária)

### **Editoração eletrônica**

Aline Rodrigues Lima

Andrey Tomimatsu

Danilo Leite de Macedo Tavares

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

Daniella Silva Nogueira (estagiária)

### **Capa**

Luís Cláudio Cardoso da Silva

### **Projeto Gráfico**

Renato Rodrigues Bueno

### **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](mailto:livraria@ipea.gov.br)



---

Composto em Adobe Garamond Pro 12/16 (texto)  
Frutiger 67 Bold Condensed (títulos, gráficos e tabelas)  
Impresso em Offset 90g/m<sup>2</sup>  
Cartão Supremo 250g/m<sup>2</sup> (capa)  
Brasília-DF

---

### Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

