

# 1661

TEXTO PARA DISCUSSÃO

## INFLAÇÃO, DESEMPREGO E CHOQUES CAMBIAIS: NOVAS EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Adolfo Sachsida  
Mario Jorge Mendonça  
Luis Alberto Medrano

Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

### **INFLAÇÃO, DESEMPREGO E CHOQUES CAMBIAIS: NOVAS EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL**

Adolfo Sachsida\*  
Mario Jorge Mendonça\*\*  
Luis Alberto Medrano\*\*\*

\* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea.  
Correio eletrônico: <sachsida@hotmail.com>.

\*\* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

\*\*\* Pesquisador do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) na Dimal do Ipea.

## **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.

### **Presidente**

Marcio Pochmann

### **Diretor de Desenvolvimento Institucional**

Geová Parente Farias

### **Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais, Substituto**

Marcos Antonio Macedo Cintra

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

Alexandre de Ávila Gomide

### **Diretora de Estudos e Políticas Macroeconômicas**

Vanessa Petrelli de Correa

### **Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais**

Francisco de Assis Costa

### **Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura, Substituto**

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**

Daniel Castro

## **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.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de 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.

# SUMÁRIO

---

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO.....	7
2 BASE DE DADOS.....	10
3 RESULTADOS ECOMÉTRICOS.....	12
4 CONCLUSÃO.....	34
REFERÊNCIAS .....	36



## SINOPSE

Este Texto para Discussão calcula uma curva de Phillips com choques cambiais para a economia brasileira. Foram estimadas várias especificações, com diferentes conjuntos de dados, distintos períodos de tempo e diferentes frequências. Ao todo foram adotadas quatro metodologias econométricas distintas para verificar o efeito da taxa de desemprego e da taxa de câmbio sobre a inflação. Abordou-se tanto a metodologia frequentista quanto a bayesiana nas análises de séries temporais. Para possibilitar respostas não lineares, também foi estimado um modelo de transição suave (STR) com regressores endógenos. Por fim, para explorar as diferentes dinâmicas regionais, modelos de dados de painel foram empregados. Os resultados econométricos se mostraram robustos para, no curto prazo: *i*) negar a importância do desemprego e do choque cambial sobre a inflação; *ii*) destacar a importância das expectativas de inflação; e *iii*) confirmar, na maioria dos casos, a restrição proposta por Blanchard e Gali (2007), segundo a qual a soma dos coeficientes da inflação passada e da expectativa de inflação deve ser igual à unidade.

## ABSTRACT<sup>i</sup>

We estimate the Phillips curve with an exchange rate shock to the Brazilian economy. Besides panel data, we estimate the Phillips curve by time series methodology, including Bayesian techniques and Smoothing Transition Regressions (STR) model. The econometric results show three important conclusions: a) we test and confirm the Blanchard and Gali (2007) restrictions over the sum of the coefficients associated with inflation; b) the coefficient associated to the expectation of inflation is greater than the coefficient associated with past inflation (which is in contrast with previous studies to the Brazilian economy); and c) in the short-run both the unemployment rate and the exchange rate shock are not important determinants of current inflation.

---

*i. The versions in English of this series have not been edited by Ipea's editorial department.*

As versões em língua inglesa das sinopses (*abstracts*) desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.



## 1 INTRODUÇÃO

A curva de Phillips, que propõe uma relação de curto prazo entre inflação e desemprego, é um dos pilares nas análises de política econômica de praticamente todos os bancos centrais do mundo. Trata-se, provavelmente, da relação simples mais importante da macroeconomia (ANNABLE, 2007). De acordo com Hargreaves, Kite e Hofgetts (2006), a curva de Phillips é a peça decisiva nos países onde é adotado o regime de metas de inflação. Além disso, a curva de Phillips novo-keynesiana é base dos modernos modelos de dinâmica inflacionária: supõe-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, Gali e Gertler (1999) e Svensson (2000). Contudo, na parte empírica existe considerável discussão sobre a importância da relação entre inflação e desemprego. Enquanto Gali e Gertler (1999) – e Gali, Gertler e Lopez-Salido (2001) – encontram evidências favoráveis à curva de Phillips, Rudd e Whelan (2005) – Lindé (2005) e Bardsen, Jansen e Nymoen (2004) – mostram que a relevância empírica desta teoria 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. Concluem pela existência de dois regimes: o primeiro de baixa incerteza e o segundo de alta incerteza. A inércia inflacionária seria relevante somente no regime de baixa incerteza, desaparecendo no regime de alta incerteza. No entanto, 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 às *proxies* adotadas para representar o custo marginal das empresas, como às especificações de linearidade adotadas. Corroborando este resultado, Sachsida e Mendonça (2009), em um estudo de dados de painel para seis regiões metropolitanas brasileiras, apontam para a inadequação da curva de Phillips para representar a dinâmica inflacionária brasileira.



Arruda, Ferreira e Castelar (2008) adotam modelos não lineares da curva de Phillips para fins de previsão. Argumentam que a curva de Phillips ampliada com o 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 de 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 sua vez, ao estimarem a curva de Phillips para a economia brasileira, com dados trimestrais do período de janeiro de 1995 a abril de 2008, Mazali e Divino (2009) sugerem um bom grau de ajustamento da curva de Phillips aos dados brasileiros. 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); e Schwartzman (2006), entre outros, são alguns autores com importantes contribuições nesta área.<sup>1</sup> O quadro 1 apresenta um breve apanhado dos resultados destas pesquisas para a economia brasileira.

QUADRO 1  
Alguns resultados sobre a curva de Phillips brasileira

Autor	$\pi_{t-1}$	$\pi_{t+1}$	$X_t$	Período
Minella <i>et al.</i> (2003)	Entre 0,56 e 0,62		-0,08 <sup>1,3</sup>	Julho de 1995 a dezembro de 2002
Fasolo e Portugal (2004)	0,13	0,82	74,23 <sup>2</sup>	Janeiro de 1990 a agosto de 2002
	0,30	0,44		Janeiro de 1990 a junho de 1994
	0,10	-0,04 <sup>3</sup>		Janeiro de 1995 a julho de 2002
Muinhos (2004)	0,51		0,28 <sup>4</sup>	Abril de 1994 a fevereiro de 2002
		1,18	0,35 <sup>4</sup>	Abril de 1994 a fevereiro de 2002

(Continua)

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

(Continuação)

Autor	$\pi_{t-1}$	$\pi_{t+1}$	$X_t$	Período
Alves e Areosa (2005)		0,68 <sup>6</sup>	-0,11 <sup>5,3</sup>	Janeiro de 1995 a abril de 2004
Schwartzman (2006)	Entre 0,39 e 0,50		Entre 0,7 e 1,27 <sup>7</sup>	Janeiro de 1997 a março 2003
Tombini e Alves (2006)	Entre 0,1 e 0,3	Entre 0,1 e 0,3		Janeiro de 1996 a janeiro 2006
Areosa e Medeiros (2007)	Entre 0,1 e 0,37	Entre 0,6 e 0,8		Janeiro de 1995 a setembro de 2003
Mazali e Divino (2009)	0,59	0,44	-0,13	Janeiro de 1995 a abril de 2008
Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) <sup>8</sup>	0,38	0,39	-0,01 <sup>3</sup>	Janeiro de 1995 a abril de 2008
Sachsida e Mendonça (2009)	0,089	0,906	0,001 <sup>3</sup>	Março de 2002 a fevereiro 2009

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 é significativo.

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

<sup>5</sup> Refere-se ao índice de salário real multiplicado pela força de trabalho ocupada, tudo dividido pela parcela da renda do trabalho multiplicada pelo 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 do estudo dos referidos autores.

O objetivo principal deste texto é ampliar o estudo da curva de Phillips neokeynesiana para o Brasil, incluindo também o choque cambial. Para tanto, quatro metodologias econométricas distintas foram utilizadas. Primeiramente, estimou-se a curva de Phillips com o uso de técnicas de séries temporais frequentistas. Segundo, calculou-se a curva de Phillips por técnicas bayesianas. A razão para isso recai na habilidade de obter estimativas mais confiáveis em um contexto de pequenas amostras, que é o caso da maioria das séries macroeconômicas no Brasil. Terceiro, para possibilitar a existência de mais de um regime, também adotou-se a técnica de modelos de transição suave (STR) com regressores endógenos, tal como sugerida por Areosa, McAleer e Medeiros (2010). Por fim, utilizou-se informação de seis regiões metropolitanas, para as quais o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) divulga estatísticas de inflação e desemprego, e estimou-se a curva de Phillips por dados deste painel. Além da curva de Phillips, foram feitas também estimativas sobre o *pass-through* cambial nestas regressões. De maneira geral, os resultados confirmaram os resultados reportados por Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) e Sachsida e Mendonça (2009). Além disso, para o período analisado, não se encontraram evidências de que a taxa de desemprego e o choque cambial, ou a própria taxa de câmbio, sejam importantes para determinar a dinâmica inflacionária de curto prazo no Brasil.

Este estudo está estruturado da seguinte forma: a seção 2 apresenta o conjunto de dados utilizados; a seção 3 expõe e comenta os resultados econométricos obtidos tanto pelos modelos de séries de tempo como pelos modelos de dados de painel; e, por fim, na seção 4, há os comentários finais.

## 2 BASE DE DADOS

Nas estimativas de séries temporais estima-se uma vertente da seguinte regressão.

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

Em relação às estimativas para dados em painel, a equação (1) deve ser reescrita da seguinte forma.

$$\pi_{it} = \alpha_i + \beta_1 \pi_{it-1} + \beta_2 E_t \pi_{it+1} + \beta_3 x_{it} + \beta_4 z_t + \varepsilon_{it} \quad (1')$$

Na fórmula,  $\pi_t$  é a taxa de inflação da região  $i$  no período  $t$ ;  $\pi_{t-1}$  é a taxa de inflação da região  $i$  no período anterior;  $E_t \pi_{t+1}$  é a esperança em  $t$  da taxa de inflação na região  $i$  no próximo período;  $x_t$  é alguma variável que representa o custo marginal da empresa dentro da região  $i$ ;  $z_t$  é uma variável que representa um choque de oferta; e  $\varepsilon$  é o erro que se supõe ser independente e identicamente distribuído. A escolha das *proxies* para estas 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 isso.

Para representar a variável *inflação*, adotou-se a inflação do Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA). No caso de regressões de dados de painel, adota-se o IPCA referente a cada uma das seis regiões metropolitanas<sup>2</sup>. A inflação medida pelo IPCA é a *proxy* padrão para os estudos que estimam a curva de Phillips brasileira, desde a implementação do regime de metas de inflação.

Para representar o custo marginal das empresas, variável  $x$ , adotou-se a taxa de desemprego aberto, de 30 dias, do Brasil (no caso das regressões de painel, foi adotada

---

2. As seis regiões metropolitanas são: Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo.

a taxa de desemprego de cada região metropolitana) que é divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) na Pesquisa Mensal de Emprego (PME).

O choque de oferta é representado aqui da mesma maneira que em Mazali e Divino (2009), isto é,  $z_t$  é medido pela mudança percentual na taxa de câmbio nominal real por dólar. Os dados referentes à taxa de câmbio foram obtidos junto ao Banco Central do Brasil. Formalmente, obtém-se que:

$$z_t = \log [(R\$/US\$)_t / (R\$/US\$)_{t-1}] \quad (2)$$

De modo a representar a expectativa de inflação futura, duas estratégias distintas foram adotadas: *i*) supondo-se que o mercado tem capacidade de prever a inflação futura, adotou-se a média das previsões de inflação que estão presentes no relatório *Focus* do Banco Central do Brasil; e *ii*) nas regressões de dados de painel, considerando-se que a inflação em uma região não deve ser muito diferente da inflação no resto do país, adotou-se a inflação atual no Brasil como *proxy* para a inflação esperada na região. Ou seja, a inflação esperada em  $t+1$  para a região *i* deve ser a inflação em  $t$  para o Brasil. Isto é, supõe-se que os indivíduos e as empresas esperam que a inflação futura de sua região se ajuste à inflação que ocorre no restante do país.

Este trabalho faz uso de dados mensais para o período entre março de 2002 e novembro de 2009. A escolha do período decorre basicamente de mudanças metodológicas adotadas pelo IBGE na série de desemprego, tornando esta série não comparável com os valores anteriores. Esta série de desemprego para o Brasil, calculada pelo IBGE, sofreu alterações metodológicas. A série antiga de desemprego foi interrompida em 2002 e a nova série de desemprego 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 Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade) em conjunto com o Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (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.

Em relação à ordem de integração das variáveis, fica evidente que o curto intervalo de tempo disponível, menos de oito anos, torna complicada a realização de testes de estacionaridade. Além disso, é importante lembrar que o problema de raiz unitária é

grave, apenas em regressões frequentistas de séries temporais, mas de pouca relevância no caso da abordagem bayesiana.<sup>3</sup> Também é verdade que o problema de ordem de integração é bem menos severo no caso de dados de painel (BALTAGI, 2002). De qualquer maneira, com relação ao excelente trabalho de Mazali e Divino (2009), que realizaram vários testes referentes à ordem de integração das séries de inflação e desemprego, conclui-se que ambas as variáveis são estacionárias na economia brasileira. Tais testes incluíram, além dos tradicionais testes de ordem de integração, testes de ordem de integração com quebras estruturais.

### 3 RESULTADOS ECONÔMÉTRICOS

Esta seção será dividida em quatro partes, uma para cada tipo de modelagem: dados de painel; séries temporais estimados por abordagem clássica; estimativa bayesiana; e modelo de STR com regressores endógenos, tal como sugerido por Areosa, McAleer e Medeiros (2010).

#### 3.1. Resultados dos modelos de dados de painel

Quando estima-se uma curva de Phillips para o Brasil, supõe-se que as dinâmicas da inflação e do desemprego são similares nas diversas regiões brasileiras. Esta é certamente uma simplificação perigosa. Em um país territorialmente extenso, e com estruturas produtivas extremamente distintas entre as regiões, nada garante que as taxas de emprego e inflação entre as regiões se movimentem de maneira similar. Dessa maneira, o uso de dados das regiões metropolitanas, no que se refere à inflação e ao desemprego, é uma importante contribuição deste estudo para diminuir o problema da heterogeneidade das regiões brasileiras.

A tabela 1A reporta os resultados da estimativa da curva de Phillips novo-keynesiana, com choque cambial, usando dados mensais. Nesta tabela, a inflação atual do Brasil é adotada como *proxy* para a expectativa de inflação futura. Como é praxe na literatura, as regressões incluíram também uma defasagem da taxa de desemprego. Um conjunto de cinco diferentes estimadores foi adotado e os resultados mostraram-se altamente robustos. Mesmo a instrumentalização da taxa de desemprego e da expectativa de inflação futura não foram capazes de produzir alterações qualitativas nos resultados.

---

3 .Ver subseção 3.3.

De acordo com a tabela 1A, a expectativa de inflação é a variável mais importante na determinação da taxa de inflação atual. O componente inercial, inflação passada, também se mostrou importante e estatisticamente significativa. Contudo, apresenta um coeficiente bem inferior ao da inflação esperada. Todos os testes, apresentados na última linha da tabela 1A, confirmam a restrição proposta por Blanchard e Gali (2007), isto é, de que a soma dos coeficientes da inflação passada e da expectativa futura de inflação devem somar a unidade. Para todos os cinco estimadores, a taxa de desemprego e sua defasagem mostraram-se estatisticamente insignificantes.

Um resultado não esperado presente na tabela 1A refere-se ao sinal negativo do parâmetro associado ao choque cambial. Em todas as cinco estimativas, o choque cambial aparece com sinal contrário ao esperado, e em quatro destas oportunidades com significância estatística no âmbito de 10%. Isto implica a conclusão de que uma desvalorização cambial ajuda a combater a inflação. Apesar de contra intuitivo, este resultado não é novo na literatura; tanto Kara e Nelson (2003) como Allsopp, Kara e Nelson (2006), em estudos para o Reino Unido, encontram um efeito negativo do choque cambial sobre a inflação. Argumentam que isto se deve ao fato de o choque cambial afetar bens intermediários – e não bens diretamente consumidos pelas famílias. Isto é, os índices de preço ao consumidor teriam dificuldade de captar o efeito do repasse cambial para os preços. Além disso, Bailliu e Fujii (2004) estudaram onze países desenvolvidos e argumentam que o grau de *pass-through* diminui em ambientes de baixa inflação. Para o Brasil, Nogueira Junior (2010) sugere que a redução do *pass-through* cambial (amplamente documentada na literatura nacional) pode ser uma implicação das taxas mais baixas e estáveis de inflação.

Outra possível explicação para o efeito negativo da desvalorização cambial sobre a inflação reside nos determinantes da desvalorização cambial. Caso as importações aumentem, é natural que o aumento na demanda por dólares faça o câmbio se desvalorizar. Entretanto, o aumento original de produtos importados aumenta a competição internamente na economia, fazendo com que alguns preços se reduzam. Este tipo de relacionamento gera uma relação negativa, tal como a encontrada na tabela 1A, entre choque cambial e inflação.

TABELA 1A  
Regressões de dados de painel<sup>1</sup>

Variável dependente $\pi_t$	Efeito aleatório	Efeito fixo	Painel instrumental <sup>2</sup>	Painel instrumental <sup>3</sup>	OLS empilhado
$\pi_{t-1}$	.082 (.002)	.075 (.004)	.065 (.037)	.094 (.002)	.082 (.002)
$E_t \pi_{t+1}$ (inflação no Brasil)	.933 (.000)	.936 (.000)	.931 (.000)	.911 (.000)	.933 (.000)
$u_t$	-.015 (.536)	-.012 (.635)	.249 (.263)	-.013 (.610)	-.015 (.537)
$u_{t-1}$	.016 (.524)	.019 (.453)	-.240 (.265)	.013 (.594)	.016 (.524)
Choque cambial	-1.066 (.055)	-1.075 (.054)	-.478 (.542)	-1.023 (.072)	-1.066 (.056)
Constante	.0001 (.996)	-.035 (.560)	-.027 (.565)	-.004 (.903)	.0001 (.996)
Observações	550	550	550	538	550
$R^2$	.7787	.7783	.7364	.7784	.7787
Wald test para a soma dos coeficientes da inflação ser igual a 1.	chi 2(1) = 0.43 Prob>chi 2 = 0.5115	F(1,539) = 0.25 Prob>F = 0.6171	chi 2(1) = 0.01 Prob>chi 2 = 0.9217	chi 2(1) = 0.05 Prob>chi 2 = 0.8273	F(1, 543) = 0.43 Prob>F = 0.5118

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> Os valores entre parênteses são os valores-*p*. A inclusão de uma, duas ou três defasagens para o choque cambial e a exclusão da defasagem do desemprego não alteram qualitativamente os resultados.

<sup>2</sup> O desemprego foi instrumentalizado pela taxa Selic, pela inflação passada, pela expectativa de inflação, pelo desemprego passado e pelo choque cambial.

<sup>3</sup> A taxa de inflação futura foi instrumentalizada até a terceira defasagem das seguintes variáveis: taxa Selic, inflação passada, desemprego e câmbio. Também foi incluído o choque cambial como instrumento. Mudanças no tamanho das defasagens não alteram qualitativamente os resultados. A instrumentalização da taxa de inflação esperada segue de perto os instrumentos adotados por Blanchard e Gali (2007).

A tabela 1B é muito similar à tabela 1A. A diferença é que para a tabela 1B adotou-se a média da estimativa de inflação para o próximo mês, presente no relatório *Focus* do Banco Central, como *proxy* para a expectativa de inflação. A mudança da *proxy* para a expectativa de inflação afeta diretamente os resultados encontrados. Em primeiro lugar, a inflação inercial passa a exercer um papel importante na dinâmica inflacionária. Em três das cinco estimativas a inflação passada tem magnitude superior à expectativa. Contudo, em quatro das cinco estimativas, a restrição proposta por Blanchard e Gali (2007) continua valendo. Em segundo lugar, o choque cambial deixa de ser estatisticamente significativo. Isto é, não há indícios de que os choques cambiais sejam repassados à inflação medida pela IPCA. Este resultado corrobora o estudo de Allsopp, Kara e Nelson (2006) para o Reino Unido.<sup>4</sup>

4. Allsopp, Kara e Nelson (2006) propõem um modelo para explicar a baixa relação entre taxa de câmbio e inflação medida por índices de preço ao consumidor.

O que as tabelas 1A e 1B têm em comum é a não significância estatística da taxa de desemprego para afetar a inflação. Em quatro das cinco estimativas, a taxa de desemprego é estatisticamente insignificante, e quando ela passa a ser significativa a somatória da taxa de desemprego atual com o desemprego passado anula o efeito do desemprego sobre a inflação.

TABELA 1B  
Regressões de dados de painel<sup>1</sup>

Variável dependente $\pi_t$	Efeito aleatório	Efeito fixo	Painel instrumental <sup>2</sup>	Painel instrumental <sup>3</sup>	OLS empilhado
$\pi_{t-1}$	.518 (.000)	.516 (.000)	.472 (.000)	.423 (.000)	.518 (.000)
$E_t \pi_{t+1}$ (inflação no Brasil)	.460 (.000)	.464 (.000)	.480 (.001)	1.076 (.000)	.460 (.000)
$u_t$	-.007 (.868)	-.007 (.869)	.645 (.051)	.003 (.945)	-.007 (.868)
$u_{t-1}$	.005 (.899)	.005 (.907)	-.626 (.050)	-.015 (.725)	.005 (.899)
Choque cambial	-1.376 (.140)	-1.382 (.141)	.067 (.960)	-1.237 (.205)	-1.376 (.141)
Constante	.071 (.311)	.073 (.476)	-.003 (.968)	-.081 (.303)	.071 (.311)
Observações	550	550	550	538	550
$R^2$	0.3796	0.3796	0.2204	0.3605	0.3796
Wald test para a soma dos coeficientes da inflação ser igual a 1.	$chi\ 2(1) = 0.04$ $Prob > chi\ 2 = 0.8457$	$chi\ 2(1) = 0.03$ $Prob > chi\ 2 = 0.8642$	$chi\ 2(1) = 0.14$ $Prob > chi\ 2 = 0.7053$	$chi\ 2(1) = 10.53$ $Prob > chi\ 2 = 0.0012$	$chi\ 2(1) = 0.04$ $Prob > chi\ 2 = 0.8458$

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> Os valores entre parênteses são os valores-*p*. A inclusão de uma, duas ou três defasagens para o choque cambial e a exclusão da defasagem do desemprego não alteram qualitativamente os resultados.

<sup>2</sup> O desemprego foi instrumentalizado pela taxa Selic, pela inflação passada, pela expectativa de inflação, pelo desemprego passado e pelo choque cambial.

<sup>3</sup> A taxa de inflação futura foi instrumentalizada até a terceira defasagem das seguintes variáveis: taxa Selic, inflação passada, desemprego e câmbio. Também foi incluído o choque cambial como instrumento. Mudanças no tamanho das defasagens não alteram qualitativamente os resultados. A instrumentalização da taxa de inflação esperada segue de perto os instrumentos adotados por Blanchard e Gali (2007).

A tabelas 1C e 1D seguem o mesmo modelo das tabelas 1A e 1B, respectivamente, a diferença é que nas tabelas 1C e 1D todas as variáveis estão em logaritmo. O objetivo deste procedimento é verificar a robustez dos resultados diante de mudanças de formas funcionais. Os resultados presentes na tabela 1C são qualitativamente semelhantes aos resultados da tabela 1A, exceto pela questão do choque cambial. Na tabela 1C, o choque cambial é estatisticamente não significativo. Dessa maneira, apresenta-se mais um indício de que choques cambiais não são capazes de afetar a taxa de inflação medida pelo IPCA.



TABELA 1C  
Regressões de dados de painel (variáveis em logaritmo)<sup>1</sup>

Variável dependente $\log \pi_t$	Efeito aleatório	Efeito fixo	Painel instrumental <sup>2</sup>	Painel instrumental <sup>3</sup>	OLS empilhado
$\log \pi_{t-1}$	.069 (.056)	.061 (.093)	.065 (.080)	.076 (.078)	.069 (.057)
$\log E_t \pi_{t+1}$ (inflação no Brasil)	.987 (.000)	.982 (.000)	.975 (.000)	.076 (.000)	.987 (.000)
$\log u_t$	-.226 (.555)	-.108 (.781)	1.281 (.592)	-.100 (.792)	-.226 (.555)
$\log u_{t-1}$	.174 (.650)	.300 (.443)	-1.286 (.579)	.059 (.876)	.174 (.651)
Choque cambial	-1.922 (.224)	-2.025 (.202)	-1.230 (.525)	-1.599 (.312)	-1.922 (.225)
Constante	.062 (.731)	-.363 (.224)	-.019 (.932)	.032 (.865)	.062 (.731)
Observações	482	482	482	470	482
$R^2$	.5043	.4982	.4886	.5072	.4991
Wald test para a soma dos coeficientes da inflação ser igual a 1.	$\chi^2(1) = 1.35$ $Prob > \chi^2 = 0.2453$	$F(1, 471) = 0.76$ $Prob > F = 0.3846$	$\chi^2(1) = 0.53$ $Prob > \chi^2 = 0.4660$	$\chi^2(1) = 0.23$ $Prob > \chi^2 = 0.6340$	$F(1, 476) = 1.35$ $Prob > F = 0.2458$

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> Os valores entre parênteses são os valores-*p*. A inclusão de uma, duas ou três defasagens para o choque cambial e a exclusão da defasagem do desemprego não alteram qualitativamente os resultados.

<sup>2</sup> O desemprego foi instrumentalizado pela taxa Selic, pela inflação passada, pela expectativa de inflação, pelo desemprego passado e pelo choque cambial.

<sup>3</sup> A taxa de inflação futura foi instrumentalizada até a terceira defasagem das seguintes variáveis: taxa Selic, inflação passada, desemprego e câmbio. Também foi incluído o choque cambial como instrumento. Mudanças no tamanho das defasagens não alteram qualitativamente os resultados. A instrumentalização da taxa de inflação esperada segue de perto os instrumentos adotados por Blanchard e Gali (2007).

Os resultados presentes na tabela 1D apresentam uma importante mudança em relação à tabela 1B: a expectativa de inflação volta a ser mais importante que a inflação inercial para explicar a inflação atual. Novamente, tanto a taxa de desemprego como o choque cambial mostraram-se estatisticamente não significantes para explicar a inflação medida pelo IPCA.

TABELA 1D  
Regressões de dados de painel (variáveis em logaritmo)<sup>1</sup>

Variável dependente $\log \pi_t$	Efeito aleatório	Efeito fixo	Painel instrumental <sup>2</sup>	Painel instrumental <sup>3</sup>	OLS empilhado
$\log \pi_{t-1}$	.267 (.000)	.261 (.000)	.250 (.000)	.219 (.000)	.267 (.000)
$\log E_t \pi_{t+1}$ (inflação no Brasil)	.807 (.000)	.777 (.000)	.792 (.000)	1.210 (.000)	.807 (.000)
$\log u_t$	.286 (.540)	.415 (.382)	5.171 (.065)	.427 (.361)	.286 (.540)
$\log u_{t-1}$	-.298 (.526)	-.137 (.775)	-5.035 (.064)	-.511 (.278)	-.298 (.526)

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente $\log \pi_t$	Efeito aleatório	Efeito fixo	Painel instrumental <sup>2</sup>	Painel instrumental <sup>3</sup>	OLS empilhado
Choque cambial	-3.087 (,118)	-3.178 (,110)	-.910 (,717)	-2.636 (,189)	-3.087 (,119)
Constante	.146 (,562)	-.380 (,346)	-.098 (,751)	.594 (,038)	.146 (,562)
Observações	488	488	488	476	488
$R^2$	.2234	.2150	.1300	.2242	.2153
Wald test para a soma dos coeficientes da inflação ser igual a 1.	$\chi^2(1) = 0.48$ $Prob > \chi^2 = 0.4885$	$F(1, 477) = 0.12$ $Prob > F = 0.7241$	$\chi^2(1) = 0.12$ $Prob > \chi^2 = 0.7257$	$\chi^2(1) = 8.06$ $Prob > \chi^2 = 0.0045$	$F(1, 482) = 0.48$ $Prob > F = 0.4889$

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> Os valores entre parênteses são os valores- $p$ . A inclusão de uma, duas ou três defasagens para o choque cambial e a exclusão da defasagem do desemprego não alteram qualitativamente os resultados.

<sup>2</sup> O desemprego foi instrumentalizado pela taxa Selic, pela inflação passada, pela expectativa de inflação, pelo desemprego passado e pelo choque cambial.

<sup>3</sup> A taxa de inflação futura foi instrumentalizada até a terceira defasagem das seguintes variáveis: taxa Selic, inflação passada, desemprego e câmbio. Também foi incluído o choque cambial como instrumento. Mudanças no tamanho das defasagens não alteram qualitativamente os resultados. A instrumentalização da taxa de inflação esperada segue de perto os instrumentos adotados por Blanchard e Galí (2007).

A tabela 2A verifica os aspectos dinâmicos da inflação. São apresentados os resultados de dois estimadores de painel dinâmicos: Arelano-Bond e Blundell-Bond. Com eles confirma-se o resultado de que a perspectiva de inflação é extremamente importante para elucidar a dinâmica inflacionária brasileira. A inércia da inflação, apesar de estatisticamente significativa, tem um papel menor na inflação atual. A taxa de desemprego continua se mostrando estatisticamente insignificante para explicar a inflação. Por seu turno, o choque cambial mostra-se significativo. Este resultado reforça resultados anteriores descritos neste Texto para Discussão.

TABELA 2A  
Regressões de dados de painel em primeiras diferenças<sup>1</sup>

Variável dependente $\Delta \pi_t$	Arelano-Bond	Blundell-Bond
$\Delta \pi_{t-1}$	.074 (.003)	.095 (.000)
$E_t \Delta \pi_{t+1}$ (inflação no Brasil)	.937 (.000)	.931 (.000)
$\Delta u_t$	-.011 (.636)	-.015 (.509)
$\Delta u_{t-1}$	.019 (.430)	.018 (.422)
$\Delta$ Choque cambial	-1.062 (.051)	-.926 (.053)
Constante	-.039 (.528)	-.020 (.671)
Observações	543	550

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Os valores entre parênteses são os valores- $p$ .

A tabela 2B repete a 2A, com a única diferença de que se adota a média das estimativas de inflação do mês seguinte, fornecida pelo relatório *Focus*, como *proxy* para a expectativa de inflação. Tal como ocorreu na tabela 1B, a inércia inflacionária apresenta-se mais importante quando foi adotada a expectativa de inflação do relatório *Focus*. A taxa de desemprego mostra-se novamente estatisticamente insignificante. Contudo, os resultados para o choque cambial são dúbios. Enquanto o estimador de Arelano-Bond sugere que o choque cambial é não estatisticamente significativo, o estimador de Blundell-Bond indica o oposto.<sup>5</sup>

TABELA 2B  
Regressões de dados de painel em primeiras diferenças<sup>1</sup>

Variável dependente $\Delta\pi_t$	Arelano-Bond	Blundell-Bond
$\Delta\pi_{t-1}$	,515 (,000)	,553 (,000)
$E_t\Delta\pi_{t+1}$ (inflação relatório <i>Focus</i> )	,458 (,000)	,573 (,000)
$\Delta u_t$	-,010 (,804)	-,010 (,789)
$\Delta u_{t-1}$	,005 (,896)	,004 (,904)
$\Delta$ Choque cambial	-1,404 (,133)	-2,209 (,008)
Constante	,093 (,386)	,026 (,757)
Observações	543	550

Elaboração do autor.

Nota: <sup>1</sup> Os valores entre parênteses são os valores-*p*.

A tabela 3A inclui a defasagem do choque cambial e a taxa de câmbio nominal nas regressões da curva de Phillips. Este procedimento tem duas finalidades. A primeira é mostrar que os resultados são robustos à inclusão ou exclusão de determinadas variáveis. Segundo, ao fazer isso, adota-se a taxa de câmbio como uma segunda *proxy* para o choque de oferta.<sup>6</sup> Novamente, os resultados parecem sugerir tanto a importância da expectativa de inflação como a pouca habilidade da taxa de desemprego em explicar a dinâmica inflacionária. Além disso, a restrição proposta por Blanchard e Gali (2007) é novamente comprovada. A última linha da tabela 3A apresenta um teste de Wald sobre a soma dos coeficientes do choque cambial. Em todos os casos, não se rejeita que a soma dos coeficientes do choque cambial atual e defasado seja zero. Em todas as

5. É importante ressaltar que o estimador de Blundell-Bond não é adequado para um conjunto grande de observações temporais.

6. Incluir a taxa de câmbio nominal, em nível, na curva de Phillips, não é um procedimento novo na literatura.

regressões a taxa de câmbio nominal não é estatisticamente significativa para explicar a inflação do IPCA. Isto mostra a robustez dos resultados referentes à pouca habilidade do choque cambial de afetar a inflação medida pelo IPCA.

TABELA 3A  
Regressões de dados de painel<sup>1</sup>

Variável dependente $\pi_t$	Efeito aleatório	Efeito aleatório	Painel instrumental <sup>2</sup>	Painel instrumental <sup>2</sup>	Painel instrumental <sup>3</sup>	Painel instrumental <sup>3</sup>
$\pi_{t-1}$	.090 (.001)	.087 (.001)	.055 (.224)	.066 (.043)	.106 (.003)	.090 (.003)
$E_t \pi_{t+1}$ (inflação no Brasil)	.922 (.000)	.941 (.000)	.965 (.000)	.951 (.000)	.884 (.000)	.933 (.000)
$u_t$	-.017 (.494)	-.0098 (.696)	.489 (.182)	.375 (.032)	-.016 (.527)	-.008 (.754)
$u_{t-1}$	.018 (.472)	.0117 (.642)	-.468 (.183)	-.359 (.033)	.0167 (.521)	.010 (.694)
Choque cambial	-1.298 (.042)		.548 (.727)		-1.432 (.037)	
Choque cambial $_{t-1}$	.581 (.394)		-.484 (.682)		.850 (.268)	
Taxa de câmbio	-.001 (.948)	-.013 (.615)	-.051 (.314)	-.041 (.228)	.008 (.790)	-.011 (.695)
Constante	.004 (.937)	.019 (.720)	.021 (.777)	.018 (.771)	-.0041 (.942)	.017 (.756)
Observações	550	550	550	550	536	536
$R^2$	.7790	.7774	.6444	.6923	.7783	.7770
Wald test para a soma dos coeficientes da inflação ser igual a 1.	$chi\ 2(1) = 0.17$ $Prob > chi\ 2 = 0.6801$	$chi\ 2(1) = 0.86$ $Prob > chi\ 2 = 0.3531$	$chi\ 2(1) = 0.25$ $Prob > chi\ 2 = 0.6192$	$chi\ 2(1) = 0.23$ $Prob > chi = 0.6339$	$chi\ 2(1) = 0.05$ $Prob > chi\ 2 = 0.8316$	$chi\ 2(1) = 0.40$ $Prob > chi\ 2 = 0.5260$
Wald test para a soma dos coeficientes do choque cambial ser igual a 0.	$chi\ 2(1) = 1.00$ $Prob > chi\ 2 = 0.3165$		$chi\ 2(1) = 0.00$ $Prob > chi\ 2 = 0.9530$		$chi\ 2(1) = 0.62$ $Prob > chi\ 2 = 0.4312$	

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> Os valores entre parênteses são os valores-*p*. A inclusão de uma, duas ou três defasagens para o choque cambial e a exclusão da defasagem do desemprego não alteram qualitativamente os resultados.

<sup>2</sup> O desemprego foi instrumentalizado pela taxa Selic, pela inflação passada, pela expectativa de inflação, pelo desemprego passado e pelo choque cambial.

<sup>3</sup> A taxa de inflação futura foi instrumentalizada até a terceira defasagem das seguintes variáveis: taxa Selic, inflação passada, desemprego e câmbio. Também foi incluído o choque cambial como instrumento. Mudanças no tamanho das defasagens não alteram qualitativamente os resultados. A instrumentalização da taxa de inflação esperada segue de perto os instrumentos adotados por Blanchard e Gali (2007).

A tabela 3B segue o mesmo formato da 3A, mas usando como *proxy* para a expectativa de inflação a média da estimativa de inflação para o mês seguinte, presente no relatório *Focus*. Os resultados mostrados na tabela 3B apresentam grandes mudanças em relação aos resultados anteriores. Em primeiro lugar, e extremamente importante, consideram que a perspectiva de inflação deixa de ser importante para se explicar a dinâmica inflacionária. Em todas as seis regressões, não só a expectativa de inflação

aparece com o sinal negativo, mas também é estatisticamente insignificante. Por sua vez, a inércia inflacionária permanece com coeficientes similares aos apresentados nas tabelas 1B e 2B. Tal como anteriormente, a taxa de desemprego continua sendo estatisticamente insignificante para explicar a inflação. A última linha da tabela 3B mostra que, em nível de significância estatística de 10%, não é possível rejeitar que a soma dos coeficientes do choque cambial seja zero. A novidade nestes resultados é que a taxa de câmbio passa a ter um grande efeito sobre a inflação. Isto implica que uma desvalorização cambial aumentaria a inflação imediatamente. Talvez haja alguma relação entre a taxa de câmbio nominal e as estimativas do mercado, provenientes do relatório *Focus*, sobre a expectativa de inflação. Dessa maneira, o resultado da tabela 3B estaria apenas refletindo a maneira como o mercado estima a expectativa de inflação.

TABELA 3B  
Regressões de dados de painel<sup>1</sup>

Variável dependente $\pi_t$	Efeito aleatório	Efeito aleatório	Painel instrumental <sup>2</sup>	Painel instrumental <sup>2</sup>	Painel instrumental <sup>3</sup>	Painel instrumental <sup>3</sup>
$\pi_{t-1}$	.488 (,000)	.451 (,000)	.490 (,000)	.488 (,000)	.512 (,000)	.471 (,000)
$E_t \pi_{t+1}$ (Focus)	-.070 (,569)	-.014 (,912)	-.082 (,562)	-.129 (,464)	-.300 (,182)	-.182 (,438)
$u_t$	-.061 (,114)	-.025 (,535)	-.112 (,714)	-.657 (,141)	-.059 (,134)	-.025 (,543)
$u_{t-1}$	.040 (,298)	-.002 (,954)	.089 (,762)	.606 (,159)	.037 (,347)	-.002 (,946)
Choque cambial	-5.774 (,000)		-5.949 (,000)		-5.557 (,000)	
Choque cambial $_{t-1}$	7.195 (,000)		7.273 (,000)		7.172 (,000)	
Taxa de câmbio	.275 (,000)	.315 (,000)	.281 (,000)	.374 (,000)	.314 (,000)	.343 (,000)
Constante	-.233 (,005)	-.297 (,000)	-.234 (,005)	-.292 (,004)	-.232 (,006)	-.298 (,000)
Observações	550	550	550	550	536	536
$R^2$	,4947	,4293	,4931	,2742	,4964	,4363
Wald test para a soma dos coeficientes da inflação ser igual a 1.	$chi^2(1)=23.39$ $Prob>chi^2=$ 0.0000	$chi^2(1)=19.92$ $Prob>chi^2=$ 0.0000	$chi^2(1)=20.27$ $Prob>chi^2=$ 0.0000	$chi^2(1)=15.80$ $Prob>chi^2=$ 0.0001	$chi^2(1)=14.02$ $Prob>chi^2=$ 0.0002	$chi^2(1)=10.58$ $Prob>chi^2=$ 0.0011
Wald test para a soma dos coeficientes do choque cambial ser igual a 0.	$chi^2(1)=1.74$ $Prob>chi^2=$ 0.1874		$chi^2(1)=1.17$ $Prob>chi^2=$ 0.2790		$chi^2(1)=2.17$ $Prob>chi^2=$ 0.1408	

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> Os valores entre parênteses são os valores-*p*. A inclusão de uma, duas ou três defasagens para o choque cambial e a exclusão da defasagem do desemprego não alteram qualitativamente os resultados.

<sup>2</sup> O desemprego foi instrumentalizado pela taxa Selic, pela inflação passada, pela expectativa de inflação, pelo desemprego passado e pelo choque cambial.

<sup>3</sup> A taxa de inflação futura foi instrumentalizada até a terceira defasagem das seguintes variáveis: taxa Selic, inflação passada, desemprego e câmbio. Também foi incluído o choque cambial como instrumento. Mudanças no tamanho das defasagens não alteram qualitativamente os resultados. A instrumentalização da taxa de inflação esperada segue de perto os instrumentos adotados por Blanchard e Gali (2007).

### 3.2 Resultados dos modelos de séries temporais: abordagem clássica

Inicialmente assinala-se que a inflação agora é a inflação para o Brasil medida pelo IPCA e a taxa de desemprego é a taxa de desemprego do Brasil. Ambas as séries são provenientes do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O período amostral continua sendo o mesmo: de março de 2002 a novembro de 2009.

A tabela 4A mostra os resultados da estimativa da curva de Phillips, utilizando dados de séries de tempo obtidos a partir de quatro procedimentos distintos. Nas colunas de 1 a 3, tal como em Blanchard e Gali (2007), o modelo foi estimado pelo método de variáveis instrumentais, enquanto na quarta coluna o resultado foi obtido por método de momentos generalizados (GMM). Embora muitos estudos utilizem a abordagem GMM para estimativa da curva de Phillips, deve-se assinar que esta metodologia não necessariamente é superior ao método de variáveis instrumentais (IV). Tal como aparece em Baum, Schaeffer e Stillman (2003), a vantagem da aplicação da abordagem GMM se dá na presença de heteroscedasticidade.<sup>7</sup> Neste caso, a vantagem da consistência do estimador GMM na presença de heteroscedasticidade é contrabalançada pelo custo de um desempenho fraco no caso de pequenas amostras. Desse modo, quando o problema da heteroscedasticidade não se faz presente, é preferível ainda o emprego do estimador de variáveis instrumentais. Este estudo utilizou o teste de Pagan e Hall<sup>8</sup> (1983) para checar a ocorrência de heteroscedasticidade no modelo.

Para que a aplicação do método IV seja adequada, são necessários bons instrumentos, no sentido de serem relevantes, assim 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. Nesse sentido, ainda na tabela 4A, são apresentados o teste de subidentificação<sup>9</sup> (CRAGG e

7. O estimador IV, embora seja consistente, é ineficiente na presença de heteroscedasticidade (Baum, Schaeffer, Stillman, 2007)

8. Esse teste assume a hipótese nula de homoscedasticidade.

9. Para que uma equação seja identificada no modelo IV, tanto a condição de ordem ( $L \geq K$ ), onde  $L$  é o número de variáveis instrumentais e  $K$  o número de regressores, como a condição do posto devem ser preenchidas. Esta última assinala que  $Qxz = E(X'Z)$  deve ser de posto completo, onde  $X$  é a matriz de regressores, enquanto  $Z$  é a matriz dos instrumentos. Quando isto não ocorre, fala-se que o modelo é subidentificado ou não identificado. No teste de Cragg e Donald (1993), a rejeição da hipótese nula sugere que o modelo é identificado.

DONALD, 1993), o teste de sobreidentificação de Sargan-Hansen,<sup>10</sup> o teste de endogeneidade dos regressores de Durbin-Wu-Hausman<sup>11</sup> (DWH), além do teste de Stock-Yogo (STOCK e YOGO, 2005) para verificar se os instrumentos são fracos.<sup>12</sup>

A pesquisa teórica econométrica mais recente sobre o método de variáveis instrumentais tem enfatizado muito a questão dos instrumentos fracos (STOCK, WRIGHT 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 estimativa por dois estágios (2SLS). O primeiro é a questão do viés: embora o método 2SLS seja consistente,<sup>13</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, porque, juntamente ao fato de o ponto médio deste estimador ser viesado, o intervalo de confiança se torna pequeno. Isso tudo faz com que o procedimento de teste de hipótese na estimativa por 2SLS se fragilize no caso da ocorrência de instrumentos fracos.

Existem vários testes na literatura para examinar a hipótese de instrumentos fracos. Stock e Yogo (2005) sugerem um teste no qual a hipótese nula se dá quando o viés do estimador 2SLS é menor que uma fração (em torno de 10%) do estimador OLS.<sup>14</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

---

10. A independência do instrumento com relação ao distúrbio somente pode ser acessada se, e somente se, houver uma abundância de instrumentos, ou seja, 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 regressores endógenos. O teste de Sargan-Hansen é usado para testar a hipótese de sobreidentificação. Sob a hipótese nula os instrumentos são válidos, isto é, não correlacionados com o distúrbio. Sob ainda esta hipótese, a estatística de teste tem distribuição qui-quadrado com  $L-K$  restrições sobreidentificadas.

11. Sob a hipótese nula este teste especifica que o regressor tomado como endógeno pode ser tratado como exógeno. A estatística DWH possui distribuição qui-quadrado com grau de liberdade igual ao número de regressores endógenos.

12. 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 tendo por base a estatística  $F$  de Cragg e Donald (1993). Sob a hipótese nula o estimador é fracamente identificado no sentido de que o viés verificado é inaceitavelmente grande.

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

14. 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.

aperfeiçoado por 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 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 aos dados à disposição e não constantes.

Com relação aos resultados da tabela 4A, assinala-se inicialmente que, em todos os casos, a hipótese de que a soma dos coeficientes da inflação passada com a expectativa da inflação futura seja igual à unidade não é rejeitada. Observa-se que, para os modelos (1)-(2), o teste de Pagan-Hall não é conclusivo quanto à ocorrência de heteroscedasticidade. De modo a dirimir qualquer dúvida em relação a este ponto, os modelos (3) e (4) foram estimados, respectivamente, pelo método IV robusto<sup>15</sup> à hipótese de heteroscedasticidade e pelo método de momentos generalizados (GMM). Este último é mais apropriado na presença de heteroscedasticidade. Também de acordo com o teste de Cragg-Donald, em todos os casos os modelos estão identificados. Igualmente, para todos os modelos não se rejeita a hipótese de sobreidentificação. Por fim, o teste DWH indica que, de fato, a expectativa da inflação futura não pode ser tratada como variável exógena no modelo.

No que se refere ao problema de instrumentos fracos, a tabela 4A mostra que, de acordo com o teste de Stock-Yogo, os instrumentos são fracos. Nesse sentido, o que se fez aqui foi obter um novo intervalo de confiança corrigido para a inflação esperada com base no método desenvolvido por Moreira (2003) para os modelos (1) e (2). Este procedimento é repetido para todos os modelos desta seção. Clarifica-se que, tendo em vista a qualidade dos instrumentos, o coeficiente associado à expectativa de inflação pode variar num intervalo entre 0,62 e 2,47. No entanto, com base no mesmo método, existe uma probabilidade alta (0,39) de que o verdadeiro valor do parâmetro seja o mesmo que o valor médio obtido por meio do estimador IV.

Tal como no modelo para dados em painel, a taxa de desemprego continua sendo estatisticamente não significativa nesta equação. No entanto, o choque cambial exerce um forte efeito negativo sobre a inflação (o que também pode ser observado em alguns dos modelos anteriores de dados de painel). Tanto a inflação passada como a expectativa de inflação futura são estatisticamente significantes, com esta última tendo um coeficiente substancialmente superior. Demonstra ainda que a taxa de desemprego tem

15. Especifica a aplicação do estimador Eicker-Huber-White para a variância do estimador IV.



o sinal negativo esperado, mas não é estatisticamente significativa para explicar a inflação brasileira. Novamente, a expectativa de inflação é mais importante para elucidar a dinâmica inflacionária que a inflação passada. O choque cambial continua impactando negativamente a inflação. Isto pode ser resultado de um problema de causalidade, tal como explicado na seção anterior.

TABELA 4A  
Variável dependente: inflação mensal<sup>1</sup>

Variáveis	Modelo 1 <sup>2</sup>	Modelo 2 <sup>3</sup>	Modelo 3 <sup>2,4</sup>	Modelo 4 <sup>3,4,5</sup>
Desemprego	-,012 (,707)	-,011 (,722)	-,012 (,675)	-,011 (,683)
Choque cambial	-6,353 (,003)	-6,145 (,003)	-6,353 (,043)	-5,767 (,043)
Inflação <sub>t-1</sub>	,239 (,046)	,254 (,029)	,239 (,108)	,378 (,001)
Expectativa de inflação	,888 (,000)	,862 (,000)	,888 (,001)	,733 (,000)
Constante	-,009 (,957)	-,007 (,965)	-,009 (,953)	-,012 (,937)
Observações	89	89	89	89
R <sup>2</sup> centrado	,6723	,6827	,6723	,7167
Teste Pagan-Hall	<i>Chi-sq</i> (11) = 18,375 <i>P-value</i> = 0,0733	<i>Chi-sq</i> (13) = 19,089 <i>P-value</i> = 0,1204	–	–
Teste de subidentificação	19,013 <i>Chi-sq</i> (8) <i>P-val</i> = 0,0148	19,983 <i>Chi-sq</i> (11) <i>P-val</i> = 0,0456	12,978 <i>Chi-sq</i> (8) <i>P-val</i> = 0,1126	12,978 <i>Chi-sq</i> (8) <i>P-val</i> = 0,1126
Teste de Sargan-Hansen	8,048 <i>Chi-sq</i> (7) <i>P-val</i> = 0,3284	9,260 <i>Chi-sq</i> (10) <i>P-val</i> = 0,5077	5,538 <i>Chi-sq</i> (7) <i>P-val</i> = 0,5946	5,538 <i>Chi-sq</i> (7) <i>P-val</i> = 0,5946
Teste de DWH	<i>Chi-sq</i> (7) = 6,297 <i>P-val</i> = 0,0121	<i>Chi-sq</i> (7) = 6,242 <i>P-val</i> = 0,0125		
Teste de Stock-Yogo	2,615 (não rejeita a 5%)	1,948 (não rejeita a 5%)	2,408 (não rejeita a 5%)	2,408 (não rejeita a 5%)
Intervalo de confiança corrigido para inflação esperada <sup>6</sup>	[,669 - 2,225] <i>Ho</i> : <i>B</i> = 0,888 <i>P-value</i> = 0,3969	[,622 - 2,274] <i>Ho</i> : <i>B</i> = 0,862 <i>P-value</i> = 0,3988	ND	ND
Teste para a soma dos coeficientes igual a 1.	<i>chi</i> 2(1) = 1,75 <i>Prob&gt;chi</i> 2 = 0,1855	<i>chi</i> 2(1) = 1,71 <i>Prob&gt;chi</i> 2 = 0,1913	<i>chi</i> 2(1) = 0,69 <i>Prob&gt;chi</i> 2 = 0,4074	<i>chi</i> 2(1) = 0,72 <i>Prob&gt;chi</i> 2 = 0,3970

Elaboração do autor.

Notas: <sup>1</sup>A expectativa de inflação é a própria inflação futura. As estatísticas são robustas para resíduos heterocedásticos. Os valores entre parênteses são valores-*p*.

<sup>2</sup>A expectativa de inflação foi instrumentalizada pelas seguintes variáveis até sua terceira defasagem: inflação, desemprego e choque cambial.

<sup>3</sup>A expectativa de inflação foi instrumentalizada pelas seguintes variáveis até sua terceira defasagem: inflação, desemprego, choque cambial e taxa Selic.

<sup>4</sup>Estatísticas robustas para resíduos autocorrelacionados.

<sup>5</sup>Estimativa por método de momentos generalizados (GMM).

<sup>6</sup>Intervalo de confiança ajustado pela razão de verossimilhança condicional (MOREIRA, 2003). Testa-se se o valor do parâmetro é igual ao valor gerado pela estimativa IV.

A tabela 4B apresenta as mesmas informações contidas na tabela 4A. A única diferença é que na 4B uma *proxy* para a expectativa de inflação futura dada pela estimativa de inflação,<sup>16</sup> presente no relatório *Focus* do Banco Central do Brasil, foi utilizada. O uso do método de variável instrumental é justificado neste caso, pois aqui configura uma situação que envolve um erro de medida, sendo este o procedimento convencionalmente adotado neste caso.

De início ressalta-se que o coeficiente obtido no modelo (1) para a expectativa de inflação futura é bastante elevado e que, de acordo com o teste de Sargan, o modelo não passa no teste de sobreidentificação. Observa-se ainda que o teste de Wald para a soma dos coeficientes rejeita a hipótese de ela ser igual a um. Sob este aspecto, é importante assinalar que tal modelo está mal especificado. Além disso, este modelo gera uma estimativa para a inflação esperada não confiável. Nota-se que o intervalo de confiança corrigido para o coeficiente da expectativa de inflação é muito grande, estando entre 0,51 e 7,53. Deve-se notar ainda que a probabilidade de o verdadeiro valor para o parâmetro desta ser igual ao coeficiente obtido pelo estimador IV é muito baixa (9,72%).

O modelo (2) utiliza a mesma metodologia, mas expandindo o conjunto de instrumentos.<sup>17</sup> Embora os resultados sejam melhores que o anterior, sobretudo quando se atenta para o coeficiente da expectativa de inflação, nota-se que ocorre o problema de heteroscedasticidade apontada pelo teste de Pagan-Hall e que o modelo não passa no teste de sobreidentificação de Sargan. Por fim, o modelo (3) estima a mesma regressão por método GMM. Neste caso, nada parece sugerir que este modelo aponte algum problema de identificação. Aqui o problema acerca dos instrumentos fracos é menor, pois a probabilidade de ser igual ao obtido pelo estimador IV sobe para 13%.

Analisando os resultados gerados a partir do modelo (3), a taxa de desemprego tem sinal negativo e não é estatisticamente significativa. Contudo, com essa nova *proxy* de expectativa da inflação, o choque cambial deixa de ser estatisticamente significativo para explicar a inflação. A expectativa de inflação continua a ser dominante para explicar a dinâmica inflacionária brasileira.

16. Média das expectativas de inflação para o próximo mês coletada no início do período anterior.

17. Inclui também os valores defasados da taxa Selic até terceira ordem.

TABELA 4B  
Variável dependente: inflação mensal<sup>1</sup>

Variáveis	Modelo 1 <sup>2</sup>	Modelo 2 <sup>3</sup>	Modelo 3 <sup>2,4,5</sup>
Desemprego	-,056 (,268)	-,032 (,470)	-,017 (,628)
Choque cambial	-,123 (,950)	,091 (,960)	,486 (,728)
Inflação <sub>t-1</sub>	,536 (,000)	,605 (,000)	,548 (,000)
Expectativa de inflação	1,174 (,028)	,778 (,070)	,663 (,019)
Constante	,055 (,804)	,059 (,780)	,031 (,849)
Observações	89	89	89
R <sup>2</sup> centrado	,4787	,5116	,5365
Teste Pagan-Hall	<i>Chi-sq</i> (11) = 14,848 <i>P-value</i> = 0,1895	<i>Chi-sq</i> (11) = 22,770 <i>P-value</i> = 0,0641	ND
Teste de subidentificação	<i>Chi-sq</i> (8) = 22,352 <i>P-val</i> = 0,0043	<i>Chi-sq</i> (8) = 30,5512 <i>P-val</i> = 0,0013	<i>Chi-sq</i> (8) = 24,653 <i>P-val</i> = 0,0016
Teste de Sargan-Hansen	16,542 <i>Chi-sq</i> (7) <i>P-val</i> = 0,0206	21,275 <i>Chi-sq</i> (7) <i>P-val</i> = 0,0193	6,975 <i>Chi-sq</i> (7) <i>P-val</i> = 0,4315
Teste de DWH	<i>Chi-sq</i> (7) = 5,755 <i>P-val</i> = 0,0164	<i>Chi-sq</i> (7) = 3,144 <i>P-val</i> = 0,0762	ND
Teste de Stock-Yogo	3,221 (não rejeita a 5%)	3,504 (não rejeita a 5%)	7,672 (não rejeita a 5%)
Intervalo de confiança corrigido para inflação esperada <sup>6</sup>	[ 1,083 a 7,535] <i>Ho: B</i> = 1,174 <i>P-value</i> = 0,0699	[ ,514 a 4,376] <i>Ho: B</i> = 0,778 <i>P-value</i> = 0,1346	ND
Teste para a soma dos coeficientes igual a 1.	<i>Chi-sq</i> (7) = 2,75 <i>P-val</i> = 0,0972	<i>Chi-sq</i> (7) = 1,21 <i>P-val</i> = 0,2709	<i>Chi-sq</i> (7) = 0,75 <i>P-val</i> = 0,3854

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup>A expectativa de inflação é a média da expectativa da inflação no início do período para o mês seguinte que aparece no relatório *Focus* do Banco Central do Brasil. As estatísticas são robustas para resíduos heteroscedásticos. Os valores entre parênteses são valores-*p*.

<sup>2</sup>A expectativa de inflação foi instrumentalizada pelas seguintes variáveis até sua terceira defasagem: inflação, desemprego e choque cambial.

<sup>3</sup>A expectativa de inflação foi instrumentalizada pelas seguintes variáveis até sua terceira defasagem: inflação, desemprego, choque cambial e taxa Selic.

<sup>4</sup>Estatísticas robustas para resíduos autocorrelacionados.

<sup>5</sup>Estimativa por método de momentos generalizados (GMM).

<sup>6</sup>Intervalo de confiança ajustado pela razão de verossimilhança condicional (MOREIRA, 2003). Testa-se se o valor do parâmetro é igual ao valor gerado pela estimativa IV.

A tabela 5 verifica a robustez dos resultados quando se altera o período analisado e a frequência dos dados. Dessa maneira, a tabela 5 apresenta o resultado da estimativa da curva de Phillips por dados trimestrais para o período de abril de 1994 a janeiro de 2009. Devido ao novo período de análise, adverte-se que a taxa de desemprego utilizada é a medida em São Paulo (calculada pela Fundação Seade e Dieese). Isto ocorre, porque, para este período, a série de desemprego para o Brasil, calculada pelo IBGE, sofreu mudanças

metodológicas e não pode ser usada. Também ressalta-se que para este período não foram utilizados os dados referentes à expectativa de inflação provenientes do relatório *Focus* do Banco Central. Tanto a taxa de desemprego como o choque cambial mostraram-se estatisticamente não significantes. Além disso, a expectativa de inflação apresentou coeficiente superior ao da inflação passada e a soma destes coeficientes comprova a restrição proposta por Blanchard e Gali (2007). A inclusão de *dummies* sazonais não altera qualitativamente os resultados.

TABELA 5  
Variável dependente: inflação trimestral<sup>1</sup>

Variáveis	Modelo 1 <sup>2</sup>	Modelo 2 <sup>3</sup>	Modelo 3 <sup>2,4,5</sup>
Desemprego	-,015 (,676)	,006 (,856)	,013 (,355)
Choque cambial	,418 (,457)	,488 (,339)	,230 (,267)
Inflação <sub>t-1</sub>	,456 (,000)	,449 (,000)	,418 (,000)
Expectativa de inflação	,596 (,007)	,512 (,011)	,632 (,000)
Constante	,139 (,739)	,001 (,998)	,120 (,441)
Observações	Não	Sim	Sim
R <sup>2</sup> centrado	53	53	53
Teste Pagan-Hall	,3908	,4547	,441
Teste de subidentificação	,223 <i>Chi-sq</i> (11) <i>P-value</i> = 0,1725	14,332 <i>Chi-sq</i> (17) <i>P-value</i> = 0,6435	–
Teste de Sargan-Hansen	<i>Chi-sq</i> (8) = 18,989 <i>P-val</i> = 0,0149	<i>Chi-sq</i> (8) = 18,79 <i>P-val</i> = 0,0160	<i>Chi-sq</i> (8) = 16,45 <i>P-val</i> = 0,023
Teste de DWH	6,429 <i>Chi-sq</i> (7) <i>P-val</i> = 0,4907	7,040 <i>Chi-sq</i> (7) <i>P-val</i> = 0,4247	0,876 <i>Chi-sq</i> (7) <i>P-val</i> = 0,342
Teste de Stock-Yogo	2,861 (não rejeita a 5%)	2,609 (não rejeita a 5%)	ND
Intervalo de confiança corrigido para inflação esperada <sup>6</sup>	[,154 - 1,731] <i>H<sub>0</sub></i> : <i>B</i> = 0,596 <i>P-value</i> = 0,698	[,104 - 1,439] <i>H<sub>0</sub></i> : <i>B</i> = 0,512 <i>P-value</i> = 0,701	ND
Teste para a soma dos coeficientes igual a 1.	<i>F</i> (1,48) = 0,06 <i>Prob&gt;F</i> = 0,8032	<i>F</i> (1,48) = 0,084 <i>Prob&gt;F</i> = 0,852	<i>F</i> (1,48) = 0,500 <i>Prob&gt;F</i> = ,4805

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> A expectativa de inflação foi instrumentalizada pelas seguintes variáveis até sua terceira defasagem: inflação, desemprego e choque cambial. Os valores entre parênteses são valores-*p*.

<sup>2</sup> Estimado pelo método GMM.

<sup>3</sup> Estimado pelo método GMM.

<sup>4</sup> Intervalo de confiança ajustado pela razão de verossimilhança condicional (MOREIRA, 2003). Testa-se se o valor do parâmetro é igual ao valor gerado pela estimativa IV.

### 3.3 Abordagem bayesiana

Continuando com a bateria de estimativas no sentido de checar a robustez do modelo, esta subseção estima a curva de Phillips, com dados mensais para o período março de 2002 a novembro de 2009, por métodos bayesianos. A inflação aqui é representada pela inflação do IPCA no Brasil e a taxa de desemprego se refere à taxa de desemprego brasileira. Ambas as séries são calculadas pelo IBGE.

Alguns econométristas apontam certas vantagens do procedimento bayesiano em relação à abordagem frequencista. Por exemplo, é conhecido que os testes *augmented Dickey–Fuller* (ADF) são de baixa potência, especialmente no que se refere à hipótese alternativa de tendência estacionária. A abordagem bayesiana, por sua vez, revelaria que as hipóteses de raiz unitária e de tendência estacionária apresentariam probabilidade bastante similares quanto às suas funções *a posteriori* (DEJONG e WHITEMAN, 1991; SIMS e UHLIG, 1991).<sup>18</sup> Koop (1992) assinala que na abordagem clássica os valores críticos gerados a partir de pequenas amostras podem diferir substancialmente dos valores críticos assintóticos. Por fim, diferentemente da abordagem clássica, a prática bayesiana não é dependente do teorema central do limite, o que elimina a necessidade das propriedades assintóticas (GELMAN *et al.*, 2003, p. 696). Isto traz uma importante vantagem em termos da habilidade de obter estimativas mais confiáveis num contexto de pequenas amostras e alta dimensionalidade paramétrica.<sup>19</sup>

A tabela 6 reporta os resultados de dois modelos distintos. O modelo (1) trata o problema da endogeneidade com relação à expectativa da inflação de forma semelhante ao que foi feito na tabela 4A. O tratamento implementado aqui para instrumentalizar a inflação futura está bem descrito em Lancaster (2004, cap. 8). O segundo modelo usa uma abordagem bayesiana para lidar com o problema de erro de medida (POLASEK e KRAUSE, 1993).<sup>20</sup>

---

18. Outro problema com os testes clássicos de raiz unitária é a descontinuidade gerada na teoria assintótica (SIMS, 1988). A abordagem bayesiana, uma vez que é baseada na função de distribuição *a posteriori*, não apresenta o problema da descontinuidade.

19. Este ponto, é fundamental no caso brasileiro, no qual as séries de variáveis macroeconômicas realmente confiáveis somente estão disponíveis a partir do aparecimento do Plano Real.

20. Neste caso, a inflação esperada  $E(\pi_t)$  é vista como uma *proxy* para inflação, de modo que  $E(\pi_t) = mu + v_t$ , onde  $mu$  é uma constante, enquanto  $v_t$  é um erro que possui distribuição normal com média zero e variância constante.

Com relação aos resultados, apesar do sinal negativo para o desemprego, não se pode excluir a possibilidade de que a taxa de desemprego seja estatisticamente nula, visto que o zero está dentro do intervalo de confiança para o coeficiente estimado para esta variável. Assim, ambos os modelos sugerem que a taxa de desemprego não tem influência sobre a inflação. Em relação ao choque cambial apresenta-se um dilema: enquanto o modelo de variáveis instrumentais sugere que um choque cambial diminui a inflação, o modelo com erro de medida sugere que não se pode rejeitar que tal choque seja estatisticamente nulo. Em relação à expectativa de inflação e a inflação passada, ambos os modelos sugerem que a primeira tenha efeito superior à segunda. Ambas são estatisticamente importantes para explicar a dinâmica inflacionária.

TABELA 6  
Inflação mensal – modelos bayesianos

Variáveis	Modelo 1 (variáveis instrumentais) <sup>1</sup>			Modelo 2 (erro de medida)		
	Média	Intervalo de confiança a 95%		Média	Intervalo de confiança a 95%	
Desemprego	-0,02234	-0,6964	0,3032	-0,01207	-0,05517	0,03164
Choque cambial	-2,361	-3,682	-1,017	-0,8043	-2,116	0,5453
Inflação <sub>t-1</sub>	0,2495	0,04128	0,4411	0,4369	0,2868	0,5825
Expectativa de inflação	0,969	0,647	1,342	0,9247	0,5959	1,257
Constante	-0,2025	-0,6964	0,3032	0,00705	-0,4432	0,4614
Observações		89			89	

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> A expectativa de inflação foi instrumentalizada pelas seguintes variáveis até sua terceira defasagem: inflação, desemprego e choque cambial.

A tabela 7 repete a análise feita na tabela 6, mas impondo a restrição proposta por Blanchard e Gali (2007) de que a soma dos coeficientes associados à inflação passada e expectativa de inflação somem a unidade. A taxa de desemprego continua sendo não estatisticamente significativa. Contudo, o choque cambial deixa de ter significância estatística. Além disso, a inflação passada tem um aumento em sua importância relativa, respondendo pela inflação atual tanto quanto a expectativa de inflação.

TABELA 7

**Inflação mensal – modelos bayesianos impondo a restrição  $\beta_3 + \beta_4 = 1$ <sup>1</sup>**

Variáveis	Modelo 1 (variáveis instrumentais) <sup>1</sup>			Modelo 2 (erro de medida)		
	Média	Intervalo de confiança a 95%		Média	Intervalo de confiança a 95%	
Desemprego	0,0101	-0,0475	0,0558	0,0045	-0,4609	0,4547
Choque cambial	-0,5312	-1,969	0,8854	-0,6338	-0,0381	0,0465
Inflação <sub>t-1</sub>	0,4874	0,3075	0,6658	0,4496	0,2957	0,6011
Expectativa de inflação	0,5126	0,3345	0,6927	0,5504	0,4267	0,5017
Constante	-0,1639	-0,6925	0,4533	-0,0052	-0,4609	0,4547
Observações	89			89		

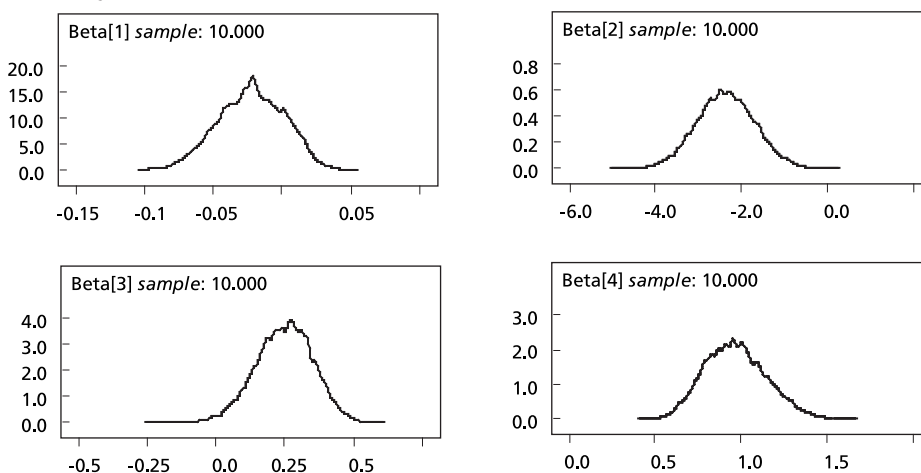
Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> A expectativa de inflação foi instrumentalizada pelas seguintes variáveis até sua terceira defasagem: inflação, desemprego e choque cambial.

As quatro figuras a seguir mostram a distribuição dos  $\beta$ s. Nelas tem-se que  $\beta^1$  = desemprego,  $\beta^2$  = choque cambial,  $\beta^3$  = inflação passada e  $\beta^4$  = expectativa de inflação.

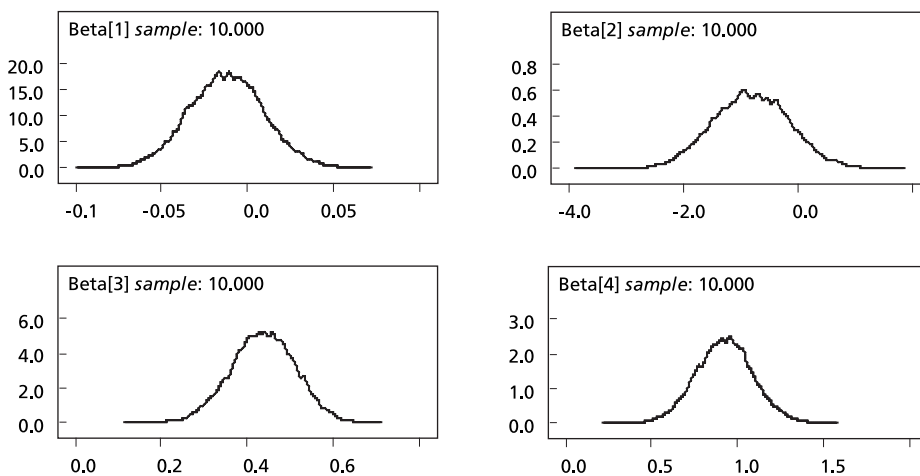
FIGURA 1

**Distribuição dos  $\beta$ s do modelo de variáveis instrumentais**



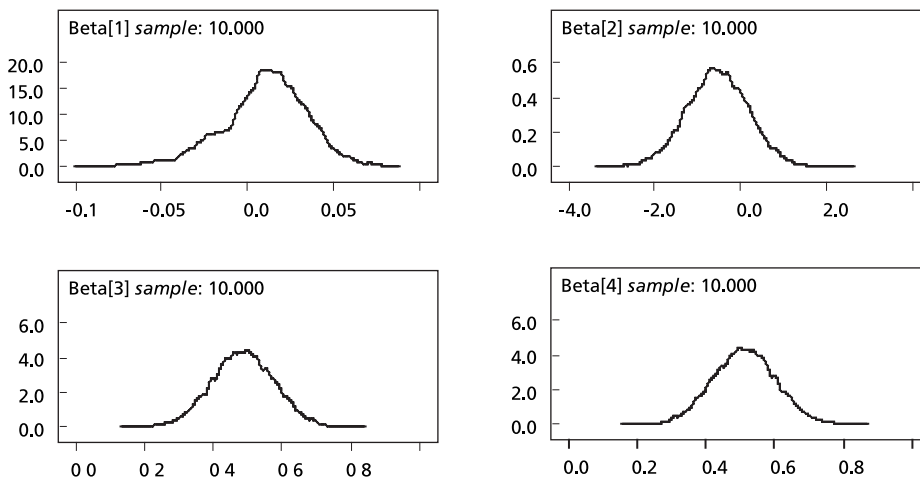
Elaboração dos autores.

FIGURA 2  
Distribuição dos  $\beta$ s do modelo de erro de medida



Elaboração dos autores.

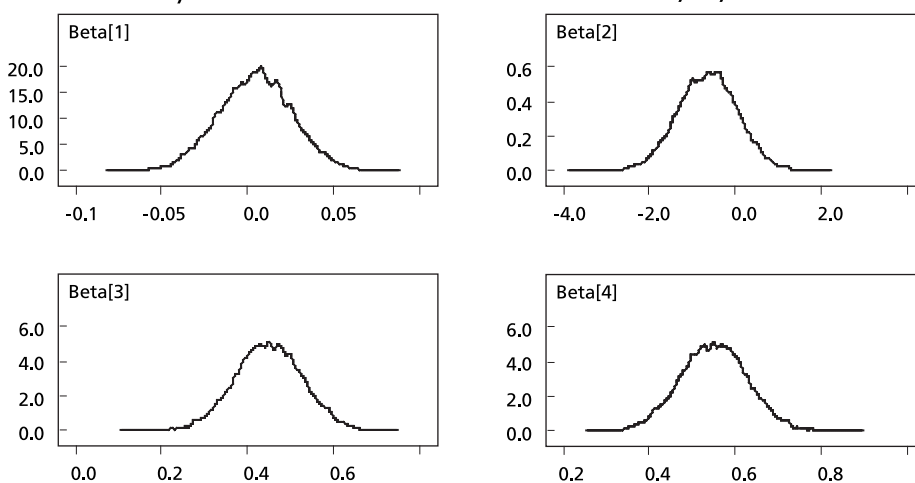
FIGURA 3  
Distribuição dos  $\beta$ s do modelo de variáveis instrumentais com a restrição  $\beta^3 + \beta^4 = 1$



Elaboração dos autores.



FIGURA 4

Distribuição dos  $\beta$ s do modelo de erro de medida com a restrição  $\beta^3 + \beta^4 = 1$ 

Elaboração dos autores.

### 3.4 Modelos de transição suave com regressores endógenos (Areosa, McAleer e Medeiros, 2010)

Esta seção faz uso do mesmo procedimento que aparece em Areosa, McAleer e Medeiros (2010) para estimar a curva de Phillips para o Brasil, mas incluindo uma variável que tenta representar o choque cambial. Areosa, McAleer e Medeiros (2010) estimam a curva de Phillips novo-keynesiana para o Brasil com base no modelo de (STR). Esta metodologia apresenta duas vantagens, listadas a seguir.

1. Aceita a existência de regimes diferentes para a inflação. Isto é, pode-se obter respostas diferentes dos regressores dependendo do estado da economia. Nesse ponto, este estudo se assemelha também aos trabalhos de Sachsida, Ribeiro e dos Santos (2009) e Arruda, Ferreira e Castelar (2008).
2. A metodologia proposta por Areosa, McAleer e Medeiros (2010), doravante AMM, possibilita estender o modelo STR de modo que este possa lidar com o caso no qual existe variável endógena entre os regressores.<sup>21</sup>

O modelo STR pertence a uma classe de modelos não lineares que comporta mudança de regime, mas tal mudança é determinada por uma função de transição. Este modelo é definido da seguinte forma.

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_t G(s_t, \gamma, C) + \varepsilon_t$$

21. Mais detalhes sobre esse processo de estimação podem ser obtidos em Areosa, McAleer e Medeiros (2010).

Onde  $x_t$  é o vetor de variáveis explicativas do modelo,  $s_t$  é a variável de transição,  $G$  é a função de transição,  $\gamma$  é o parâmetro que mede a velocidade de transição de um regime para outro, enquanto  $C$  é o parâmetro de clivagem para a função de transição. A função de transição é contínua e limitada entre zero e um. Quanto maior  $\gamma$  se torna, mais rápida se torna a mudança de regime. Neste estudo a função de transição é do mesmo tipo daquela que aparece em Areosa, McAleer e Medeiros (2010) tal que:

$$G(s_t, \gamma, C) = \left[ 1 + \exp\{-\gamma(s_t - C)\} \right]^{-1}$$

Neste ponto, calcula-se novamente a curva de Phillips novo-keynesiana para o Brasil ampliando o procedimento de modo a incluir o choque cambial para a economia brasileira. A tabela 8 reporta os resultados obtidos. Existem cinco diferenças básicas entre as estimativas feitas neste estudo e as apresentadas por AMM, conforme segue.

1. AMM estimam uma vertente da curva de Phillips expandida que incorpora a meta de inflação, tal como sugerido por Alves e Areosa (2005).
2. AMM realizam suas estimativas com dados mensais para o período de abril de 2000 a junho de 2007.
3. Este estudo incluiu uma variável na tentativa de capturar o choque cambial diretamente na equação de inflação. Em alguns casos AMM também incluem uma variável referente ao câmbio como instrumento, mas não na equação principal de inflação.
4. Enquanto este estudo utiliza a variável *desemprego* na curva de Phillips (como *proxy* para o custo marginal das empresas), AMM usam o hiato do produto.
5. O conjunto de instrumentos usado neste estudo é diferente, pois foram utilizadas variáveis diferentes do estudo de AMM – neste foi adotado o conjunto de instrumentos sugerido por Blanchard e Gali (2007).

Tal como em AMM (2010), a medida para expectativa de inflação futura é aquela fornecida pelo relatório *Focus*, do Banco Central do Brasil. Empregou-se também como variável de transição a incerteza quanto à expectativa de inflação definida pelo desvio padrão da inflação esperada entre os agentes. A tabela 8 reporta os resultados da metodologia de AMM, mas usando como instrumentos as variáveis sugeridas por Blanchard e Gali (2007).

Os resultados presentes na tabela 8 mostram a ocorrência de dois períodos distintos: o primeiro regime é caracterizado por uma maior estabilidade econômica,

ausência de grandes choques cambiais ou de expectativas. No segundo regime, mais instável do ponto de vista econômico, apresentam-se situações nas quais parece haver certo descolamento da inflação e da expectativa de inflação (esta caracterização é semelhante à de AMM). Tal como nas estimativas anteriores, não há indícios de uma importância estatisticamente significativa para o choque cambial: em ambos os regimes o choque cambial não é importante para explicar a dinâmica de curto prazo da inflação. Para a taxa de desemprego, os resultados são estatisticamente significantes em ambos os regimes. No regime 1 (mais estável), um aumento da taxa de desemprego reduz a inflação, enquanto para o regime 2 (instabilidade econômica) este resultado se inverte. A inflação passada é importante para explicar a dinâmica inflacionária apenas no primeiro regime. A expectativa de inflação sempre é estatisticamente importante na determinação da inflação. Isto significa que em um momento de forte instabilidade e incerteza quanto à expectativa acerca do valor da inflação futura, marcado pelo regime 2, o passado perde força, o que implica que a incerteza tende a elevar a inflação corrente. Assim, a deterioração nas expectativas de inflação tem como resultado um aumento da inflação presente. No entanto, em um regime marcado por uma maior estabilidade, definido pelo regime 1, a inflação passada exerce efeito sobre a inflação corrente.

TABELA 8  
Resultados obtidos pela metodologia sugerida por Areosa, McAleer e Medeiros (2010)

Variável dependente $\pi_t$	Regime 1	Regime 2
Constante	0.568 (.003)	-6.58 (.000)
$\pi_{t-1}$	0.945 (.000)	-0.014 (.7537)
$E_t \pi_{t+1}$	0.088 (.008)	0.299 (.002)
Desemprego	-0.076 (.009)	0.415 (.000)
Choque cambial	-0.156 (.515)	0.564 (.573)
$\gamma$		33.329
$c$		0.608 (.000)

Elaboração dos autores.

Obs.: Resultados para o conjunto de instrumentos sugerido por Blanchard e Galí (2007). *P*-valor entre parênteses.

## 4 CONCLUSÃO

Foram realizadas diversas estimativas para a curva de Phillips novo-keynesiana com choque cambial para a economia brasileira. Quatro métodos distintos de estimativa

foram adotados: dados de painel, séries temporais frequentistas, regressões bayesianas e STR. Com as regressões de dados de painel, foram estimados modelos de efeitos fixos, efeitos aleatórios, painel instrumental, Arellano-Bond e Blundell-Bond. Na parte de séries temporais frequentistas, foram estimados modelos com variáveis instrumentais e por GMM. As regressões bayesianas incluíram dois métodos distintos: variáveis instrumentais e erros de medida. No modelo de STR, adotou-se a metodologia proposta por Areosa, McAleer e Medeiros (2010) que leva em consideração a endogeneidade dos regressores.

Além de uma ampla gama de modelos, nas estimativas de dados de painel foram calculadas especificações em nível e em logaritmo para verificar a robustez dos resultados diante de mudanças de forma funcional. Na parte de séries temporais, este estudo avaliou também regressões para um período de tempo distinto, com frequência trimestral dos dados, para verificar a estabilidade dos resultados. Também foram usadas *proxies* distintas tanto para o choque cambial como para a expectativa de inflação.

Na quase totalidade das estimativas e das especificações, depreende-se que a taxa de desemprego não é estatisticamente significativa para explicar a inflação. Isto pode perfeitamente sugerir uma curva de Phillips praticamente vertical para a economia brasileira. A única exceção a esta regra se verificou quando a ocorrência de mais de um regime na economia foi permitida. Neste caso, o desemprego afeta negativamente a inflação em um regime, e positivamente em outro.

Na maioria das regressões, o coeficiente associado à expectativa de inflação tem magnitude superior ao coeficiente associado à inflação passada. Além disso, a restrição proposta por Blanchard e Gali (2007) – de que os coeficientes da inflação passada e da expectativa de inflação devem somar um – é geralmente aceita.

Por fim, ressalta-se que uma desvalorização cambial dificilmente aumenta a taxa de inflação medida pelo IPCA no Brasil. Na maioria dos casos, o choque cambial não é estatisticamente significativo (ou, quando o é, apresenta sinal oposto ao esperado) para explicar a inflação brasileira no curto prazo. Apesar de contraintuitivo, este resultado não é novo na literatura internacional. Allsopp, Kara e Nelson (2006) já haviam encontrado resultado semelhante para o Reino Unido, e Bailliu e Fujii (2004) argumentam que o grau de *pass-through* diminui em ambientes de baixa inflação. Além disso, para o Brasil,

Nogueira Junior (2010) sugere que uma das consequências das baixas taxas de inflação observadas ultimamente no Brasil pode ser a redução do *pass-through* cambial.

## REFERÊNCIAS

- ALLSOPP, C.; KARA, A.; NELSON, E. **UK Inflation Target and Exchange Rate**. [s.l]: Federal Reserve Bank of St. Louis, May. 2006. (Working Paper). Disponível em: <<http://research.stlouisfed.org/wp/2006/2006-030.pdf>>.
- ALVES, S. A. L.; AREOSA, W. D. Targets and inflation dynamics. **Central Bank of Brazil**, Oct. 2005. (Working Paper Series, n. 100).
- ANDREWS, D. W. K.; MARCELO, J. M.; JAMES, H. S. Optimal two-sided invariant similar tests for instrumental variables regression. **Econometrica**, v. 74, p. 715-52, 3 May 2006.
- ANNABLE, J. Adjusting wages for price inflation: the rational-arrangements Phillips curve. **Social Science Research Network**, 2007. Available at: <<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. *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, p. 131-166, May 2007.
- AREOSA, W.D.; MCALEER, M.; MEDEIROS, M.C. Moment-based estimation of smooth transition regression models with endogenous variables. **Journal of Econometrics**, 2010. Forthcoming.
- 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. **Bank of Canada**, June 2004. (Working Paper, no. 21).
- BALTAGI, B. **Panel Data Econometrics**. 2 ed. 2002.
- 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.; GALI, 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. Instrumental variables and GMM: estimation and testing. **Stata Journal**, v.3, p. 1-31, 2003.
- \_\_\_\_\_. Enhanced routines for instrumental variables and GMM estimation and testing. **Boston College Economics**, 2007. (Working Paper n. 667).

- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n.4, p. 1661-1707, Dec 1999.
- COGLEY, T.; SBORDONE, A. M. Trend inflation and inflation persistence in the new Keynesian Phillips curve. **Federal Reserve Bank of New York Staff Reports**, Dec. 2006. (Staff Report no. 270).
- CORREA, A. S.; MINELLA, A. Mecanismos não-lineares de repasse cambial: um modelo de curva de Phillips com threshold pra 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.
- DEJONG, N.; WHITEMAN, C. H. The case for trend-stationarity is stronger than we thought. **Journal of Applied Econometrics**, v. 6, p. 413-421, 1991.
- 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, out./dez. 2004.
- GALI, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: a structural econometric analysis, **Journal of Monetary Economics**, v. 44, n. 2, p. 195-222, 1999.
- GALI, J.; GERTLER, M.; LOPEZ-SALIDO, J. D. European inflation dynamics. **European Economic Review**, v. 45, n.7, p. 1237-1270, 2001.
- GELMAN, A.; *et al.* **Bayesian data analysis**. [s.l.]: Chapman & Hall/CRC, 2003.
- 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.
- KARA, A.; NELSON, E. The exchange rate and inflation in the UK. **Social Science Research Network**. CEPR, Feb. 2003. (Discussion Paper, n. 3783). Available at: <<http://ssrn.com/abstract=393040>>.
- KOOP, G. 'Objective' Bayesian unit root tests. **Journal of Applied Econometrics**. v. 7, p. 65-82, 1992.
- LANCASTER, T. **An introduction to modern bayesian econometrics**. 2004.
- 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.
- LINDÉ, J. Estimating new-Keynesian Phillips curves: a full information maximum likelihood approach. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, n. 6, Sept. p. 1135-1149, 2005.
- 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. **Catholic University of Brasilia**, 2009. (Working Paper).

- 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. 1015-1040, Dec. 2003.
- MOREIRA, M. J. A conditional likelihood test for structural models. **Econometrica**, 71, n. 4, p. 1027-48, 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, jan./mar. p. 49-56, 2010.
- PAGAN, A. R.; Hall, D. Diagnostic tests as residual analysis. **Econometric Reviews**, v. 2, n. 2, p. 159-218, 1983.
- 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*, 1999.
- RUDD, J.; WHELAN, K. New tests of the New Keynesian Phillips curve. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, n. 6, p. 1167-1181, Sept. 2005.
- SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J. **Reexaminando a curva de Phillips brasileira com dados de seis regiões metropolitanas**. Ipea, 2009. (Texto para Discussão).
- SACHSIDA, A.; RIBEIRO, M.; SANTOS, C. H. **A curva de Phillips e a experiência brasileira**. Ipea, 2009. (Texto para Discussão).
- 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.
- SIMS, C.; UHLIG, H. Understanding unit rooters: a helicopter tour. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1591-1599, 1991.
- STOCK, J. H.; M. YOGO. Testing for weak instruments in linear IV regression. *In: ANDREWS, D. W.; STOCK, J.H. (Eds.). Identification and inference for econometric models: essays in honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge University Press, 2005. p. 80-108.
- STOCK, J. H.; YOGO, M.; WRIGHT, J. H. 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. **Central Bank of Brazil**, June 2006. (Working Paper Series, n. 109).

**BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR**

- GALI, J.; GERTLER, M.; LOPEZ-SALIDO, J. D. Robustness of the estimates of the hybrid new Keynesian Phillips curve. **Banco de Espanha**, 2005. (Documentos de Trabajo, n. 520).
- HENZEL, S.; WOLLMERSHAEUSER, T. The new Keynesian Phillips curve and the role of expectations: evidence from the Ifo world economic survey. **Cesifo** Mar. 2006. (Working Paper, n. 1694),
- KARANASSOU, M.; SNOWER, D. J. Inflation persistence and the Phillips curve revisited. IZA. Feb. 2007. (Discussion Paper, n. 2600).
- MANKIW, N. G. The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment. **Economic Journal**, v. 111, cap. 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.1295-1328, Nov. 2002.
- 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.
- MURRAY, M. P. Avoiding invalid instruments and coping with weak instruments. **Journal of Economic Perspectives**, v.20, n. 4, p. 111-132, 2006.
- 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. 795p.
- SBORDONE, A. Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, p. 265-292, 2002.
- SVENSSON, L. E. O. Open-economy inflation targeting. **Journal of International Economics**, v. 50, p. 155-183, 2000.







## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Cláudio Passos de Oliveira

### **Supervisão**

Marco Aurélio Dias Pires

Everson da Silva Moura

### **Revisão**

Laeticia Jensen Eble

Luciana Dias Jabbour

Mariana Carvalho

Olavo Mesquita de Carvalho

Reginaldo da Silva Domingos

Andressa Vieira Bueno (estagiária)

Celma Tavares de Oliveira (estagiária)

Patrícia Firmina de Oliveira Figueiredo (estagiária)

### **Editoração**

Bernar José Vieira

Cláudia Mattosinhos Cordeiro

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Aline Rodrigues Lima (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)

Tiragem: 500 exemplares

## Missão do Ipea

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



Ipea – Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada



SECRETARIA DE  
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS  
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

