

Schettini, Bernardo Patta; Gouvea, Raphael Rocha; Sachsida, Adolfo

Working Paper

Inflação, desemprego e choques cambiais: Estimativas var para a economia brasileira

Texto para Discussão, No. 1694

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Schettini, Bernardo Patta; Gouvea, Raphael Rocha; Sachsida, Adolfo (2012) : Inflação, desemprego e choques cambiais: Estimativas var para a economia brasileira, Texto para Discussão, No. 1694, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91326>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

1694

TEXTO PARA DISCUSSÃO

INFLAÇÃO, DESEMPREGO E CHOQUES CAMBIAIS: ESTIMATIVAS VAR PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

Bernardo Patta Schettini
Raphael Rocha Gouvea
Adolfo Sachsida

INFLAÇÃO, DESEMPREGO E CHOQUES CAMBIAIS: ESTIMATIVAS VAR PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

Bernardo Patta Schettini*
Raphael Rocha Gouvea*
Adolfo Sachsida *

* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) 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 Corrêa

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

Daniel Castro

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

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

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 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.

ISSN 1415-4765

JEL: E31, E24, C32

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 ESTUDOS SOBRE A CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL	12
3 METODOLOGIA E DADOS	19
4 RESULTADOS E ANÁLISES PARA DADOS MENS AIS	22
5 RESULTADOS E ANÁLISES PARA DADOS TRIMESTRAIS	31
6 CONCLUSÕES	39
REFERÊNCIAS	40
APÊNDICE A	44
APÊNDICE B	48

SINOPSE

Este artigo estima um modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) da curva de Phillips, com choques cambiais, para a economia brasileira. Foram estimadas várias especificações, com diferentes frequências de dados, que confirmaram a robustez dos resultados. Os resultados econométricos sugerem que: *i*) o impacto de um choque cambial na inflação (*pass-through* cambial) é de aproximadamente 0,04 ponto percentual (p.p.) na inflação do mês seguinte ao choque (ou 0,48 p.p. na inflação anualizada); *ii*) um choque médio na taxa de desemprego demora ao redor de 18 meses para desaparecer; *iii*) uma inovação de 0,058 p.p. na expectativa de inflação é carregada para a inflação, que atinge um máximo de 0,049 p.p. no mês seguinte ao choque (o que corresponde a um acréscimo na inflação anualizada de 0,58 p.p.); e *iv*) choques na série de inflação não afetam a taxa de desemprego, isto é, mais inflação não reduz a taxa de desemprego.

ABSTRACTⁱ

We estimate a VAR model of the Phillips curve with an exchange rate shock to the Brazilian economy. Several different specifications, with different time frequencies, were estimated. Overall the results were robust to these changes, and can be summed up in the following: *i*) the pass-through to the next month inflation is around 0.04 percentage points (p.p.) (0.48 p.p. over the annualized inflation); *ii*) a shock on the unemployment rate lasts for 18 months; *iii*) a shock on the expectations are carried to the next month inflation (0.58 p.p. over the annualized inflation); and *iv*) a shock on the inflation rate has no effect over the unemployment rate. That is, more inflation does not reduce unemployment.

ⁱ. *The versions in English of the abstracts 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 descreve a relação entre inflação e desemprego. Tal relação foi proposta há mais de meio século, mas ainda permanece no centro do debate macroeconômico atual. A importância dessa relação pode ser comprovada pelo fato de estudos sobre a curva de Phillips serem comuns na maioria dos bancos centrais ao redor do mundo, principalmente aqueles que adotam o regime de metas de inflação (HARGREAVES; KITE; HODGETTS, 2006). Não é incomum que pesquisadores classifiquem a curva de Phillips como uma das mais importantes relações estudadas na macroeconomia (ANNABLE, 2007). Esta afirmação tem como base os avanços teóricos feitos por Clarida, Galí e Gertler (1999) e Svensson (2000), que mantêm a curva de Phillips no centro do debate macroeconômico moderno.

A curva de Phillips novo-keynesiana – um modelo de fixação de preços com rigidez nominal que implica que a inflação pode ser explicada pela evolução esperada dos custos marginais reais (COGLEY; SBORDONE, 2006) – serve de base para uma extensa literatura referente à dinâmica inflacionária. Nos últimos anos o debate empírico sobre a validade da curva de Phillips tem se acirrado. Se por um lado os estudos de Galí e Gertler (1999) e Galí, Gertler e Lopez-Salido (2001) apresentam resultados estatísticos favoráveis à curva de Phillips, temos também os estudos de Rudd e Whelan (2005), Lindé (2005) e Bardsen, Jansen e Nymoén (2004) sugerindo que a relevância empírica da curva de Phillips deve ser considerada fraca.

Para países desenvolvidos a pesquisa recente sobre a curva de Phillips é extensa. Atualmente, podemos dividir os estudos em dois tipos: aqueles que propõem inovações teóricas e os que elaboram estimativas econométricas mais sofisticadas. Do ponto de vista teórico, Annable (2007) deriva um modelo que inclui uma estratégia eficiente para ajustar salários à inflação. Esta inovação aumenta a importância das expectativas racionais sobre a inflação futura. A importância de se adotar uma taxa de desconto diferente de zero num modelo de equilíbrio geral é ressaltada por Karanassou e Snower (2007), que mostram que tal mudança pode gerar alto grau de persistência inflacionária e um *trade-off* de longo prazo entre inflação e desemprego. Nos últimos anos, uma das principais inovações teóricas foi sugerida por Mankiw e Reis (2002), que adotam o conceito de rigidez de informação, em vez da tradicional rigidez de preços, para derivar a curva de Phillips, mudança essa que é capaz de gerar um grau de inércia inflacionária mais similar ao observado nos dados.

No campo econométrico as principais inovações residem nas diferentes estimativas da expectativa de inflação, tal como sugerido por Henzel e Wollmershaeuser (2006). A necessidade de restrições adicionais sobre os parâmetros também tem sido objeto de estudo, e Blanchard e Galí (2007) argumentam sobre a necessidade de restrições conjuntas sobre os parâmetros da variável inflação futura e inflação passada. Cogley e Sbordone (2006) sugerem a inclusão de um salto (*drift*) na estimativa de que tendência inflacionária melhora a estimativa da dinâmica inflacionária no curto prazo. Por fim, a questão de quais *proxies* se devem adotar também ocupa lugar no debate (SBORDONE, 2002). Galí, Gertler e Lopez-Salido (2005) sugerem que a *proxy* para variáveis de custo marginal deve estar associada à massa salarial, e não a variáveis relacionadas ao hiato do produto. Mankiw (2001) também critica o uso da variável hiato do produto para a estimativa da curva de Phillips. Mas a questão aqui também não é clara, uma vez que vários estudos utilizam hiato do produto ou algo próximo a isso como variáveis de controle.

Em relação ao Brasil, vários autores têm pesquisado sobre a habilidade da curva de Phillips em descrever a dinâmica inflacionária nacional. Tal como acontece com a literatura internacional, tais trabalhos adotam geralmente técnicas estatísticas relacionadas a séries temporais, diferindo apenas em dois quesitos: *i*) nas *proxies* adotadas para representar a inflação e o custo marginal das empresas; e *ii*) no método econométrico de séries temporais a ser empregado – cointegração, cointegração com quebra, modelo Vetorial Autorregressivo (VAR), modelo de mudança de regime, modelo com parâmetros variáveis, *inter alia*.

Entre os estudos recentes sobre a curva de Phillips para a economia brasileira, devemos destacar o trabalho de Areosa, McAleer e Medeiros (2010). Eles 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 nesse caso) teria habilidade para explicar a dinâmica inflacionária apenas em regimes de alta incerteza.

Sachsida, Mendonça e Medrano (2011) estimam uma curva de Phillips com choques cambiais para a economia brasileira. Eles estimaram várias especificações, com diferentes conjuntos de dados, distintos períodos de tempo e diferentes frequências. Além disso, adotaram quatro metodologias econométricas distintas: metodologia frequentista e bayesiana nas análises de séries temporais, modelo de transição suave – Smooth transition regression (STR) – com regressores endógenos, e modelos de dados de painel para verificar o efeito da taxa de desemprego e da taxa de câmbio sobre a inflação. 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 grande maioria dos casos, a restrição proposta por Blanchard e Galí (2007), de que a soma dos coeficientes da inflação passada e da expectativa de inflação deve ser igual à unidade.

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 também às especificações de linearidade adotadas. Corroborando esse resultado Sachsida e Mendonça (2009), num estudo de dados de painel para seis regiões metropolitanas (RMs) brasileiras, apontam para a inadequação da curva de Phillips em representar a dinâmica inflacionária brasileira.

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, num regime com taxa de inflação de quatro meses abaixo de 0,17%, o efeito da inércia inflacionária e do repasse cambial é estatisticamente insignificante. 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. Mas, em ambos os casos, o hiato do produto não se mostrou estatisticamente significativo.

Por outro lado, estimando a curva de Phillips para a economia brasileira, com dados trimestrais do período de 1995:01 a 2008:04, 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 destes 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 nessa área. O quadro 1 mostra um breve apanhado de resultados para a economia brasileira.

QUADRO 1
Alguns resultados sobre a curva de Phillips brasileira

Autor	π_{t-1}	π_{t+1}	xt	Período
Minella <i>et al.</i> (2003)	Entre 0,56 e 0,62		-0,08 ^{1,3}	1995:07 a 2002:12
Fasolo e Portugal (2004)	0,13	0,82	74,23 ²	1990:01 a 2002:08
Fasolo e Portugal (2004)	0,30	0,44		1990:01 a 1994:06
Fasolo e Portugal (2004)	0,10	-0,04 ³		1995:01 a 2002:07
Muinhos (2004)	0,51		0,28 ⁴	1994:04 a 2002:02
Muinhos (2004)		1,18	0,35 ⁴	1994:04 a 2002:02
Alves e Areosa (2005)		0,68 ⁶	-0,11 ^{3,5}	1995:01 a 2004:04
Schwartzman (2006)	Entre 0,39 e 0,50		Entre 0,7 e 1,27 ⁷	1997:01 a 2003:03
Tombini e Alves (2006)	Entre 0,1 e 0,3	Entre 0,1 e 0,3		1996:01 a 2006:01
Areosa e Medeiros (2007)	Entre 0,1 e 0,37	Entre 0,6 e 0,8		1995:01 a 2003:09
Mazali e Divino (2009)	0,59	0,44	-0,13	1995:01 a 2008:04
Sachsida, Ribeiro e Dos Santos (2009) ⁸	0,38	0,39	-0,01 ³	1995:01 a 2008:04
Sachsida e Mendonça (2009)	0,089	0,906	0,001 ³	2002:03 a 2009:02

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Refere-se ao desemprego passado.

² Refere-se ao hiato do desemprego.

³ Estatisticamente não significante.

⁴ Refere-se ao hiato do produto.

⁵ Refere-se ao índice de salário real vezes a força de trabalho ocupada, tudo dividido pela parcela da renda do trabalho vezes o Produto Interno Bruto (PIB).

⁶ Refere-se à meta de inflação.

⁷ Refere-se à utilização da capacidade da indústria.

⁸ Refere-se à tabela 3 presente no estudo dos referidos autores.

O objetivo principal deste artigo é estimar um modelo VAR que represente uma curva de Phillips, com choques cambiais, para a economia brasileira no período 2003-2011. A principal contribuição de nosso estudo é adotar as novas séries de desemprego e expectativas de inflação disponíveis para o Brasil. Trabalhos anteriores eram obrigados a recorrer à 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), como *proxy* para a taxa de desemprego nacional. Isso porque os dados de desemprego para o Brasil, calculados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), sofreram mudanças metodológicas ao final

de 2001. A série antiga de desemprego foi interrompida em 2002, e a série nova só foi calculada a partir de outubro de 2001. Assim, os estudos anteriores que adotam a taxa de desemprego para estimar a curva de Phillips brasileira geralmente usam como *proxy* a taxa de desemprego de São Paulo. Tal procedimento é uma simplificação, uma vez que supõe que a dinâmica de emprego no Brasil é similar à do Estado de São Paulo. O que certamente é uma limitação importante, já que tal taxa não necessariamente representa o Brasil como um todo.

Outro detalhe importante é o uso das expectativas de inflação disponibilizadas pelo boletim *Focus* do Banco Central do Brasil (BCB). Como essa série começa apenas em 2001, poucos foram os estudos que puderam usar esses dados em estimativas de séries temporais para a economia brasileira.

Além de um novo conjunto de dados, esse estudo estima também regressões com dados mensais e trimestrais, o que confere robustez aos resultados encontrados em relação a mudanças de frequência nas séries. Também são estimados modelos VAR com constante e com constante e tendência, o que aumenta a confiança na robustez dos resultados. Por fim, além da curva de Phillips, fazemos também estimativas sobre o *pass-through* cambial em nossas regressões. De maneira geral, nossos principais resultados podem ser resumidos da seguinte maneira:

- 1) Efeito de choques cambiais: *i*) tem pouca persistência; e *ii*) *pass-through* cambial: o impacto na inflação propriamente dita é de cerca de 0,04 ponto percentual (p.p.) na inflação do mês seguinte ao choque (ou 0,48 p.p. na inflação anualizada).
- 2) Efeito de choques na série de desemprego: é a mais persistente de todas as séries. Um choque médio demora ao redor de 18 meses para desaparecer.
- 3) Efeito de choques na série de expectativas de inflação: *i*) uma inovação de 0,058 p.p. na expectativa de inflação é carregada para a inflação, que atinge um máximo de 0,049 p.p. no mês seguinte ao choque (o que corresponde a um acréscimo na inflação anualizada de 0,58 p.p.); e *ii*) choques nas expectativas de inflação parecem ser a principal fonte de variância nos erros de previsão da inflação dentro do horizonte temporal de um ano.

- 4) Efeito de choques na série de inflação: não foi detectado nenhum efeito sobre a série de desemprego. Isto é, mais inflação não reduz a taxa de desemprego (pelo contrário, dependendo da especificação adotada encontramos até que mais inflação gera mais desemprego).

Além desta introdução, a seção 2 faz uma resenha dos estudos que estimaram a curva de Phillips para o Brasil. A seção 3 apresenta a metodologia empregada e o conjunto de dados utilizado. A seção 4 expõe os resultados econométricos para dados mensais. A seção 5 expõe os resultados econométricos para dados trimestrais. Por fim, a seção 6 conclui o artigo.

2 ESTUDOS SOBRE A CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL

A importância tanto teórica quanto empírica da curva de Phillips tem despertado a atenção dos pesquisadores brasileiros em relação a ela. Vários artigos tentaram estimar não somente a curva de Phillips para o Brasil, mas também, a partir desta, fazer inferências sobre a adequação da política monetária, do sucesso do regime de metas de inflação, sobre o grau de rigidez salarial da economia brasileira e da taxa de desemprego que não acelera a inflação.

De maneira geral, os trabalhos que estimam a curva de Phillips para o Brasil se diferenciam tanto pelo período amostral utilizado, como também pelas variáveis adotadas nas regressões, e pelos métodos estatísticos empregados. O objetivo desta seção é revisar uma ampla gama de estudos que analisaram a curva de Phillips para a realidade brasileira.

Fazendo uso de dados trimestrais para o período 1982-1998, Portugal, Madalozzo e Hillbrecht (1999) encontram uma estimativa linear do *trade-off* entre inflação e desemprego que tem significância estatística, e aparentemente é adequada aos dados da economia brasileira. Como *proxy* para a inflação adotam o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) elaborado pelo IBGE. Para representar a taxa de desemprego utilizam tanto a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE como também a Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) do Dieese/Seade. Na PED utilizam apenas os dados referentes ao Estado de São Paulo. Para obter a inflação esperada estimam

vários modelos *autoregressive integrated moving average* (ARIMA) e escolhem aquele que gera a melhor predição para a taxa de inflação. Como o objetivo principal dos autores é estimar a taxa de desemprego que não acelera a inflação – *non-accelerating inflation rate of unemployment* (NAIRU) –, a variável dependente em suas estimativas é a inflação atual menos a inflação esperada para o próximo período. Com os dados do IBGE encontram um coeficiente de 0,185 para a variável (inflação_{*t*-1} – expectativa de inflação_{*t*-1}) e de 0,123 para (inflação_{*t*-2} – expectativa de inflação_{*t*-2}), sendo ambas as variáveis estatisticamente insignificantes. Já para o desemprego encontra-se um coeficiente estatisticamente significativo da ordem de -1,745.

Em outro artigo, Portugal e Madalozzo (2000) confirmam que a estimação de um formato linear para a curva de Phillips apresentou significância estatística e adaptou-se de maneira bastante adequada ao caso brasileiro. Eles estimam a NAIRU usando dados tanto do IBGE como do Dieese, e os resultados mostram uma curva de Phillips linear para o Brasil. Este artigo utiliza dados trimestrais para o período de 1982:03 a 1997:03. As *proxies* adotadas são: *i*) inflação: INPC do IBGE; *ii*) desemprego: desemprego aberto, 30 dias (tanto da PME/IBGE quanto da PED/Dieese); e *iii*) inflação esperada: estima-se um modelo Autorregressivo de Primeira Ordem (AR(1)). Novamente, a variável dependente em suas estimativas é a inflação atual menos a inflação esperada para o próximo período. Com os dados do IBGE os autores encontram um coeficiente de 0,29 para a variável (inflação_{*t*-1} – expectativa de inflação_{*t*-1}) e de 0,21 para (inflação_{*t*-2} – expectativa de inflação_{*t*-2}), sendo ambas as variáveis estatisticamente insignificantes. Já para o desemprego encontra-se um coeficiente estatisticamente significativo de -3,37.

Num artigo estatisticamente sofisticado, Lima (2003) estima a NAIRU para o Brasil e verifica a estabilidade dos coeficientes da curva de Phillips brasileira. São estimados dois modelos diferentes em espaço de estados: um com uma NAIRU que muda ao longo do tempo e outro no qual a NAIRU muda de acordo com a especificação de uma cadeia de Markov oculta. Os resultados econométricos sugerem que a inclinação da curva de Phillips do Brasil é estável, mas a NAIRU brasileira vem se alterando ao longo do tempo. Os modelos foram estimados com dados trimestrais para o período de 1982:01 a 2001:04. A *proxy* adotada para a inflação foi o INPC e para o desemprego utilizou-se a taxa de desemprego aberto da PME/IBGE. Para lidar com as possíveis quebras estruturais inerentes a esse período da economia brasileira, o autor estima modelos de mudança dos parâmetros ao longo do tempo, tanto modelos do tipo

Time-Varying Parameter (TVP) quanto modelos de alternância de regimes markovianos (MSR), e de heterocedasticidade condicional dos resíduos, Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH). Os resultados econométricos não possibilitam a rejeição da hipótese de estabilidade da curva de Phillips. Existe uma relação estatisticamente significativa entre o desemprego cíclico e a mudança na taxa de inflação. De acordo com o modelo TVP (MSR) um aumento permanente de 0,5% do desemprego cíclico, depois de 3 (1) trimestres, reduz em 7,5% (5%) a taxa mensal anualizada de inflação. Considerando-se a incerteza sobre qual modelo é o mais adequado, adicionado do intervalo de confiança, temos que qualquer resposta da inflação entre -11% e -4% não pode ser rejeitada.

Numa análise para o período de 1995:07 a 2002:12 com dados mensais, Minella *et al.* (2003) encontram que a inflação esperada reage significativamente à meta de inflação. Eles concluem que esta correlação é um indício de que as metas de inflação são importantes determinantes das expectativas inflacionárias. Como *proxy* para inflação adotam o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), para o desemprego utilizam a taxa de desemprego sazonalmente ajustada de sete dias (IBGE) (também reportam que os resultados são similares para o caso de dados brutos ou de 30 dias). Encontram os seguintes parâmetros para a curva de Phillips: inflação passada varia entre 0,56 e 0,62 (para o caso em que um segundo *lag* de inflação é incluído seu coeficiente é de -0,09, mas é estatisticamente igual a zero); desemprego passado varia entre -0,08 (não significativo) e -0,09 (significativo, ocorre quando se inclui a segunda defasagem da inflação).

Fasolo e Portugal (2004) testam a relação entre inflação e emprego no Brasil com o uso de quatro hipóteses novo-keynesianas: *i*) agentes não possuem racionalidade perfeita; *ii*) imperfeição na formação de expectativas pode ser determinante no componente inercial da inflação brasileira; *iii*) inflação possui componente inercial autônomo; e *iv*) relações não lineares entre inflação e desemprego fornecem melhores resultados para a economia nos últimos 12 anos. Os testes econométricos confirmam as quatro hipóteses. A curva de Phillips é estimada com o uso do filtro de Kalman, e a relação entre inflação e expectativas é verificada por um modelo de mudança de regime. O artigo faz uso de dados mensais para o período de 1990:01 a 2002:08 e são adotadas as seguintes *proxies*: IPCA para inflação e desemprego aberto sazonalmente ajustado, 30 dias, do IBGE para a variável desemprego. Concluem que a curva de Phillips para

o Brasil deve ser estimada levando-se em consideração algum tipo de não linearidade. Encontram os seguintes parâmetros para a curva de Phillips: inflação passada = 0,13, inflação futura = 0,82 e hiato do desemprego = 74,23. Usando o subperíodo de janeiro/1990 a junho/1994: inflação passada = 0,30, inflação futura = 0,44. E para o subperíodo janeiro/1995 a agosto/2002: inflação passada = 0,10 e inflação futura = -0,04 (não significativa).

Muinhos (2004) adota o hiato do produto para representar os custos marginais na curva de Phillips. Adota dados trimestrais do período de 1994:04 a 2002:02, usa o IPCA como *proxy* da inflação, e estima o hiato do produto como sendo o desvio do PIB de sua tendência linear. Para representar a expectativa de inflação estima um processo autorregressivo de média móvel – Autoregressive Move Average (ARMA). De maneira interessante, não inclui a inflação passada e a expectativa de inflação juntas nas mesmas regressões. Para uma curva de Phillips linear encontra os seguintes parâmetros: inflação passada = 0,51, e hiato do produto = 0,28; em outra regressão encontra também: expectativa de inflação = 1,18, e hiato do produto = 0,35. Para uma curva de Phillips não linear: inflação passada = 0,45, e hiato do produto = 0,41; ou ainda: expectativa de inflação = 1,29, e hiato do produto = 0,31.

Alves e Areosa (2005) fazem uma contribuição teórica ao incluir a meta de inflação na curva de Phillips. Eles derivam a curva de Phillips novo-keynesiana incorporando a indexação não apenas por meio da inflação passada, mas também pela meta de inflação. Como *proxies*, adotam o IPCA para a inflação, e constroem uma variável que representa o custo marginal agregado das firmas (índice de salário real vezes a força de trabalho ocupada, tudo dividido pela parcela da renda do trabalho vezes o PIB). Essa variável refere-se apenas à região metropolitana de São Paulo (RMSP) (dados da Fundação Seade). Usam dados trimestrais do período 1995-2004, e encontram os seguintes parâmetros: custo marginal = -0,11 (não significativo a 10%); e meta de inflação = 0,68 (significativo a 1%).

Schwartzman (2006) realiza estimativas da curva de Phillips para o Brasil a partir de dados de preços desagregados fazendo uso do método de mínimos quadrados em três estágios. Foram usados dados trimestrais para diferentes amostras começando em 1997, 1998 e 1999, e terminando todas elas no terceiro trimestre de 2003. Como *proxy* para o custo marginal das empresas adota a utilização da capacidade da indústria

– Fundação Getulio Vargas (FGV) –, para a inflação futura e passada utiliza o IPCA cheio. Já as expectativas de inflação foram modeladas a partir de um VAR. A grande novidade deste estudo reside no fato de regredir conjuntamente três grupos de preços (comercializáveis, não comercializáveis e monitorados) na estimação da curva de Phillips. Foram estimadas variações do modelo básico para testar o efeito de algumas das diferentes opções de modelagem realizadas pela literatura. De forma geral não foi possível rejeitar a hipótese de verticalidade de longo prazo da curva de Phillips, de forma que esta parece ser uma boa hipótese de trabalho ao se analisar a economia brasileira. Os parâmetros encontrados foram os seguintes para a equação de não comercializáveis: capacidade instalada = 0,71 a 1,27, e inflação passada = 0,39 a 0,50. E para a equação de comercializáveis: inflação passada = 0,37 a 0,56.

O estudo de Tombini e Alves (2006) desagrega o IPCA em dois componentes: mercado livre e preços monitorados. Usando um filtro de Kalman, estimam uma curva de Phillips híbrida com parâmetros variáveis. Encontram que vários coeficientes se movem para patamares distintos em pelo menos duas ocasiões: na mudança para câmbio flexível em 1999 e no meio de 2002. Logaritmizam todas as variáveis para o período de janeiro/1996 a janeiro/2006, e como *proxy* do custo marginal adotam o hiato do produto. Encontram os seguintes parâmetros: inflação passada: 0,3 a 0,1; e inflação futura: idem.

O artigo de Mendonça e Dos Santos (2006) avalia se a incorporação de uma medida de credibilidade da política monetária melhora o poder de previsão da curva de Phillips brasileira no período posterior à introdução do regime de metas para inflação. Os resultados encontrados indicam que a utilização de uma medida de credibilidade pode prover um modelo com qualidade de previsão superior àquelas obtidas por modelos que impõem uma relação estável entre a inflação e as expectativas de inflação. Como *proxy* para o desemprego adotam a taxa de desemprego aberto da PED (Dieese/Seade) da RMSF. A expectativa de inflação é estimada utilizando a série de expectativas de inflação (medidas pelo IPCA) disponibilizadas pelo BCB. Os parâmetros encontrados são: entre 0,43 e 0,96 para a inflação esperada; entre -0,09 e -0,16 para o hiato do desemprego (taxa natural – taxa de desemprego); e entre -0,01 e -0,08 para a primeira diferença do hiato do desemprego.

Areosa e Medeiros (2007) derivam e estimam um modelo estrutural para inflação numa economia aberta. O modelo representa a curva de Phillips novo-keynesiana-

padrão e uma curva híbrida. Na parte econométrica usam dados mensais para o período de 1995:01 a 2003:09, e adotam duas *proxies* para o custo marginal das empresas: a renda do trabalho na produção e o hiato do produto (produção industrial do IBGE regredida contra 11 *dummies* sazonais e uma tendência linear), para a inflação adota-se o IPCA. Resultados econométricos para a economia fechada – obtidos por métodos generalizados de momentos – generalized methods of moments (GMM) – indicam que: *i*) a inflação passada é um componente não negligível, com estimativas consistentes ao redor de 0,45; *ii*) a inflação futura é dominante, com valores ao redor de 0,53; e *iii*) o impacto dos custos marginais não é estatisticamente significativo, e tem um efeito negligenciável. Já para a economia aberta os resultados indicam que: *i*) a inflação passada tem coeficiente menor do que no caso da economia fechada, variando entre 0,10 e 0,37; *ii*) a inflação futura mostra valores maiores que no caso da economia fechada, variando entre 0,63 e 0,81; e *iii*) o impacto dos custos marginais, apesar de serem em magnitude irrelevante, é positivo e estatisticamente significativo.

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, num regime com taxa de inflação de quatro meses abaixo de 0,17%, os efeitos 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. Mas, em ambos os casos, o hiato do produto não se mostrou estatisticamente significativo.

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 também às especificações de linearidade adotadas. Corroborando tal resultado, Sachsida e Mendonça (2009), num estudo de dados de painel para seis RMs brasileiras, apontam para a inadequação da curva de Phillips em representar a dinâmica inflacionária brasileira.

Mazali e Divino (2009) estimam a curva de Phillips para a economia brasileira com dados trimestrais para o período de 1995:01 a 2008:04. Todas as variáveis são logaritmizadas e adotam as seguintes *proxies*: IPCA para a inflação, e a taxa de

desemprego aberta sazonalmente ajustada para a RMSP (Dieese) para o desemprego. Já a inflação esperada é estimada por variáveis instrumentais. Estimam os parâmetros da curva de Phillips por GMM com desvios-padrão robustos. Este artigo é um dos poucos a se preocupar seriamente com a ordem de integração das séries, concluindo após uma bateria de testes que todas as variáveis são estacionárias. Os resultados econométricos são consistentes com a teoria, mostrando um bom grau de ajustamento da curva de Phillips aos dados brasileiros. Os parâmetros encontrados foram de 0,59 para a inflação passada, de 0,44 para a inflação futura, e de $-0,13$ para o desemprego.

Entre os estudos recentes, sobre a curva de Phillips para a economia brasileira, devemos destacar o trabalho de Areosa, McAleer e Medeiros (2010). Eles 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 nesse caso) teria habilidade para explicar a dinâmica inflacionária apenas em regimes de alta incerteza.

Sachsida, Mendonça e Medrano (2011) estimam uma curva de Phillips com choques cambiais para a economia brasileira. Eles estimaram várias especificações, com diferentes conjuntos de dados, distintos períodos de tempo e diferentes frequências. Além disso, adotaram quatro metodologias econométricas distintas (metodologia frequentista e bayesiana nas análises de séries temporais, modelo STR com regressores endógenos, e modelos de dados de painel) para verificar o efeito da taxa de desemprego e da taxa de câmbio sobre a inflação. 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 grande maioria dos casos, a restrição proposta por Blanchard e Galí (2007), de que a soma dos coeficientes da inflação passada e da expectativa de inflação deve ser igual à unidade.

3 METODOLOGIA E DADOS

3.1 MODELO EMPÍRICO

A análise das propriedades da curva de Phillips brasileira foi realizada com base num modelo VAR que inclui choques cambiais:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i} + \Gamma_t + v_t \quad t = 1, \dots, T + p \quad (1)$$

onde v_t é um vetor de ruído branco de erros de previsão e tem dimensão 4×1 , a matriz de coeficientes Φ_i é 4×4 e Γ_t contém os termos determinísticos (constante, tendência, *dummies* de sazonalidade e intervenção).

O vetor de dados Y_t é 4×1 e inclui: *i*) os choques cambiais ($\Delta\theta_t$); *ii*) a taxa de desemprego (U_t); *iii*) a expectativa em t para a inflação no período seguinte ($E_t \pi_{t+1}$); e *iv*) a taxa de inflação (π_t).

É possível representar um VAR estável na forma de um vetor de médias móveis – *vector moving averages* (VMA):

$$Y = \Pi_t + \sum_{i=0}^{\infty} \Lambda^i v_{t-i} \quad (2)$$

Se L é o operador de defasagem, então $\Pi_t = (I_N - \sum_{i=1}^p \Phi_i L^i)^{-1} \Gamma_t$ e $\sum_{i=0}^{\infty} \Lambda^i = (I_N - \sum_{i=1}^p \Phi_i L^i)^{-1}$ seguem da condição de estabilidade.¹ A análise da dinâmica entre as variáveis endógenas do vetor Y_t é realizada por meio de funções de resposta a impulso (FRI), partindo da representação VMA.

É importante notar que as simulações partem de inovações ortogonais (ε_t) e não dos erros de previsão (v_t) contemporaneamente correlacionados. A matriz de relações contemporâneas (B), que mostra a correlação entre as variáveis endógenas no instante t , define os resíduos como sendo combinações lineares dos choques ortogonais:

$$\varepsilon_t = B v_t \quad (3)$$

1. Sob a condição de estabilidade, todas as raízes da equação $\det [(I - \Phi_1 L^1 - \dots - \Phi_p L^p)]$ encontram-se fora do círculo unitário do domínio complexo.

onde:

$$B = \begin{pmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & 1 & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 \end{pmatrix}$$

Note-se que a matriz B já foi devidamente normalizada.²

O que é crucial observar é que o VAR é subdeterminado. Em geral chega-se à identificação das FRIs por meio de restrições na matriz de covariância dos erros de previsão. Mais especificamente, são necessárias $n(n - 1)/2$ restrições na relação entre ε_t e υ_t para se atingir a identificação exata.³ No caso concreto, $n = 4$ e seis restrições são necessárias.

3.2 OS DADOS

O quadro 2 descreve as variáveis utilizadas nas análises. Os choques cambiais são definidos como a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio nominal – média mensal (média entre compra e venda), tendo sido extraída do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS), do BCB. A *proxy* para o custo marginal das firmas é a taxa de desemprego aberto da PME/IBGE. Para a expectativa de inflação, optou-se por utilizar a média mensal das previsões do boletim *Focus*, do BCB. Como medida de inflação, foi utilizada a variação percentual do IPCA, do IBGE.

O VAR foi estimado com dados mensais de março de 2003 (devido a mudanças metodológicas realizadas nas séries de desemprego da PME) a março de 2011, totalizando 109 observações para cada variável.⁴ O gráfico 1 mostra esses dados.

2. Para uma análise mais aprofundada de modelos VARs, cobrindo vários tópicos sobre identificação, ver, por exemplo, Amisano e Giannini (1997) e Lütkepohl (2005).

3. Há n^2 incógnitas no VAR estrutural, sendo $n(n - 1)$ na matriz B e outras n na matriz de variância dos erros estruturais. Esses elementos precisam ser encontrados a partir dos $n(n + 1)/2$ elementos da matriz de covariância do VAR estimado.

4. Isso ocorre porque a série de desemprego para o Brasil, calculada pelo IBGE, sofreu alterações metodológicas e a série antiga de desemprego foi interrompida em 2002, ao mesmo tempo a série nova de desemprego só foi calculada a partir de outubro de 2001. Além disso, a instabilidade cambial que marcou os meses finais de 2002 também contribuiu para a escolha do período amostral se iniciar em março de 2003.

QUADRO 2
Descrição e fonte dos dados

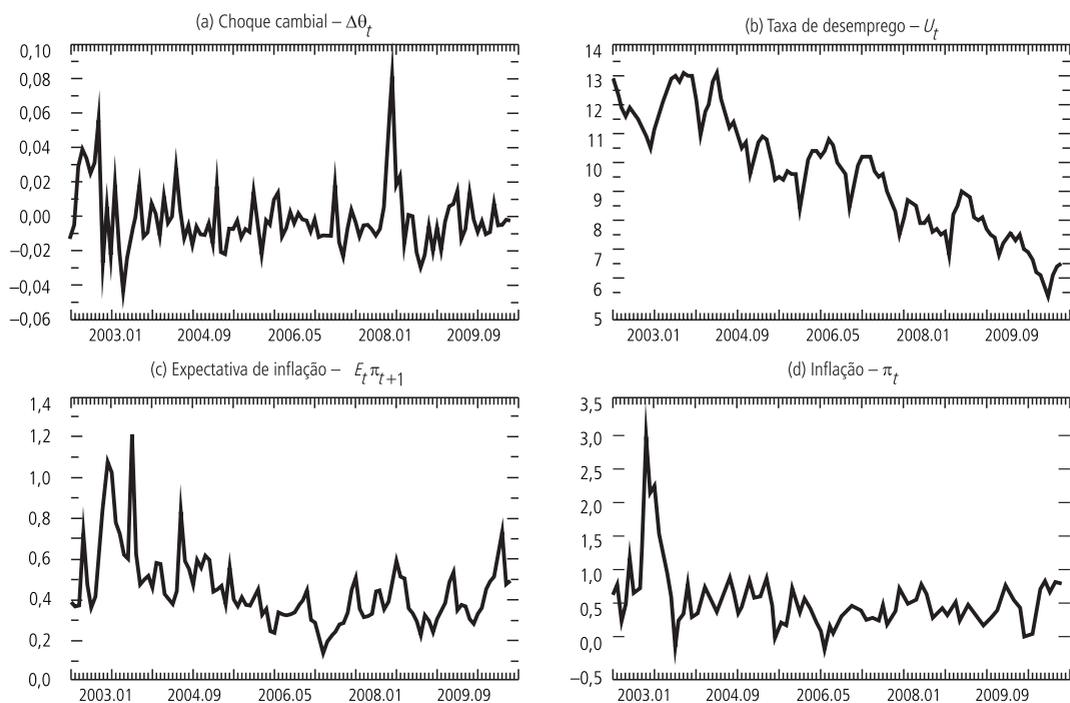
Variável	Sigla	Medida	Unidade	Descrição	Fonte
Choque cambial	$\Delta\theta_t$	Taxa de câmbio nominal R\$/US\$, média em t	Variação %	Primeira diferença do logaritmo da série formada pela média entre as taxas de compra e venda	Séries 3697 e 3698 do SGS do BCB
Taxa de desemprego	U_t	Taxa de desemprego aberto	%	Taxa de desocupação com relação à população economicamente ativa ¹	Tabela 177 da PME/IBGE
Expectativa de inflação	$E_t\pi_{t+1}$	Expectativa média em t para o IPCA em $t+1$	Variação %	Previsões médias	Boletim <i>Focus</i> do BCB
Inflação	π_t	IPCA	Variação %	Abrange famílias com rendimentos mensais entre 1 e 40 salários mínimos ²	Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (SNIP)/IBGE

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹Pesquisa realizada nas RMs de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

²Pesquisa realizada nas RMs de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, Brasília e município de Goiânia.

GRÁFICO 1
Trajetória das séries: período amostral – mar./2002-mar./2011



Fonte: Elaboração própria.

Com relação à ordem de integração das séries, destacamos o estudo de Mazali e Divino (2010) que, após uma bateria de testes de raiz unitária, conclui que as séries brasileiras de inflação e desemprego são estacionárias. Portanto, descarta-se de saída a possibilidade de cointegração. Concluímos, ademais, não existir uma boa justificativa para levar adiante a análise sobre estacionariedade das séries. Sims, Stock e Watson (1990) mostraram que as FRIs continuam válidas mesmo que algumas das variáveis sejam não estacionárias.

4 RESULTADOS E ANÁLISES PARA DADOS MENSAIS

4.1 ESTIMAÇÕES E DIAGNÓSTICOS

Partiu-se de um VAR com uma defasagem (com constante, tendência e *dummies* de sazonalidade), conforme indicado pelo critério de informação de Schwarz. A introdução da tendência linear visa controlar para a trajetória decididamente decrescente da taxa de desemprego durante a maior parte do período amostral.

A tabela 1 mostra os testes de correlação serial no VAR com 1 e 2 defasagens. Note-se que sobra pouca autocorrelação no modelo com 1 defasagem. Na realidade, a introdução de uma defasagem adicional acaba por tornar os resíduos mais persistentes.

TABELA 1
Testes de autocorrelação no VAR de partida: período amostral – mar./2002-mar./2011

Testes para a presença de autocorrelação ¹	$h=1$	$h=2$	$h=3$	$h=4$	$h=5$	$h=6$	$h=7$	$h=8$	$h=9$	$h=10$	$h=11$	$h=12$
Uma defasagem no VAR												
Teste LMF de Breusch-Godfrey ²	0,70 (0,80)	0,81 (0,76)	1,01 (0,46)	0,98 (0,53)	1,16 (0,19)	1,15 (0,20)	1,27 (0,06)	1,21 (0,11)	1,11 (0,25)	1,15 (0,17)	1,11 (0,24)	1,34 (0,03)
Teste Portmanteau ³	-	17,2 (0,37)	31,5 (0,49)	52,3 (0,31)	63,9 (0,48)	83,0 (0,39)	113,8 (0,10)	137,1 (0,05)	147,9 (0,11)	163,3 (0,13)	176,9 (0,17)	237,4 (0,00)
Duas defasagens no VAR												
Teste LMF de Breusch-Godfrey ²	1,19 (0,28)	1,23 (0,19)	1,19 (0,20)	1,14 (0,24)	1,36 (0,04)	1,36 (0,03)	1,31 (0,05)	1,27 (0,06)	1,24 (0,08)	1,23 (0,09)	1,21 (0,11)	1,43 (0,01)
Teste Portmanteau ³	-	-	25,1 (0,07)	42,9 (0,09)	55,7 (0,21)	79,4 (0,09)	104,4 (0,04)	127,0 (0,02)	139,2 (0,04)	153,6 (0,06)	165,2 (0,11)	217,8 (0,00)

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹valores-p entre parêntesis. Tanto as estatísticas do teste quanto os respectivos valores-p levam em conta uma correção para amostras finitas. Ver Lütkepohl (2005).

² H_0 : Ausência de autocorrelação na defasagem h .

³ H_0 : ausência de autocorrelação até a defasagem h .

A tabela 2, por sua vez, reporta os resultados dos testes de não normalidade do tipo Jarque-Bera aplicados no VAR. Note-se que sempre se rejeita a normalidade dos resíduos.

TABELA 2
Testes de não normalidade no VAR de partida: período amostral – mar./2002-mar./2011

Testes de não normalidade	Estatística do teste conjunto	Assimetria	Curtose
Uma defasagem no VAR			
Doornik-Hansen	902,14 (0,00)	87,17 (0,00)	814,97 (0,00)
Lütkepohl	477,24 (0,00)	49,44 (0,00)	427,80 (0,00)
Duas defasagens no VAR			
Doornik-Hansen	757,63 (0,00)	78,72 (0,00)	678,91 (0,00)
Lütkepohl	406,57 (0,00)	46,48 (0,00)	360,09 (0,00)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Valores-p entre parênteses.

A tabela 3 mostra os resultados dos testes de estabilidade de Chow “ponto de quebra” (*break-point*) e de “previsão” (*forecast*). Esses testes foram aplicados em janeiro e julho de cada ano a partir de 2004,⁵ a fim de testar a hipótese de uma quebra no VAR durante a maior parte do período amostral. Note-se que os testes são inconclusivos, pois se contradizem. O teste do “ponto de quebra” acusa quebras estruturais em todos os pontos testados. Por outro lado, o teste de “previsão” não rejeita a hipótese de que o modelo VAR é estável.

Isso posto, destacamos ser relativamente comum que modelos VARs com dados brasileiros mostrem sinais de instabilidade paramétrica. Confrontados com resultados inconclusivos para os testes de *stress* em um VAR fiscal para a economia brasileira, Cavalcanti e Silva (2010, p. 16) levantam duas hipóteses bastante críveis. Primeiro, afirmam que existe a possibilidade de esses testes sobre-rejeitarem a hipótese de estabilidade estrutural devido à limitação no tamanho da amostra. Segundo, argumentam que, sob estabilidade dos parâmetros do VAR ao longo da amostra, as estatísticas que testam a igualdade da matriz de covariância tendem a ser significantes quando grande parte da volatilidade das séries fica concentrada em um subperíodo amostral.⁶

5. Os resultados não mudam se os testes forem aplicados mês a mês a partir de 2004. Optou-se por reportar os resultados para os meses de janeiro e julho por questões de espaço.

6. No caso concreto, o teste ARCH multivariado rejeita, a níveis convencionais de significância, a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade condicional nas primeiras seis defasagens.

TABELA 3
**Testes de estabilidade de Chow no VAR de partida: período amostral –
 jan./2004-jan./2011**

	<i>Break-point</i>		<i>Forecast</i>	
	Estatística	valor-p	Estatística	valor-p
Janeiro/2004	251,79	0,09	0,1819	0,98
Julho/2004	263,17	0,00	0,3979	1,00
Janeiro/2005	279,45	0,00	0,6779	1,00
Julho/2005	289,41	0,00	0,6900	0,97
Janeiro/2006	275,26	0,00	0,7936	0,94
Julho/2006	253,29	0,00	0,7758	0,88
Janeiro/2007	241,33	0,00	0,8818	0,67
Julho/2007	196,13	0,00	0,8778	0,80
Janeiro/2008	200,10	0,01	0,9280	0,69
Julho/2008	209,49	0,02	1,0109	0,52
Janeiro/2009	235,53	0,04	0,5825	0,97
Julho/2009	-		0,5910	0,98
Janeiro/2010	-		0,0206	0,72
Julho/2010	-		-0,5990	0,67
Janeiro/2011	-		0,4532	0,88

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os valores-p são baseados no método de *bootstrap* proposto por Candelson e Lütkepohl (2001).

Optou-se por controlar pela presença de *outliers* nos resíduos (próximos a quatro desvios) através de *dummies* de impulso em *i*) junho de 2002, 2003 e 2004; *ii*) setembro e outubro de 2008; e *iii*) novembro de 2002. Isso acaba por diminuir a correlação serial e, adicionalmente, faz com que não se rejeite normalidade a níveis convencionais de significância.⁷

As tabelas 4 e 5 mostram esses resultados. Reportamos também os testes de hipótese para o modelo sem tendência determinística, isto é, com constante, *dummies* (de sazonalidade e intervenção) e uma defasagem, supondo que a trajetória decrescente da taxa de desemprego seja explicada pela estrutura de defasagens distribuídas do modelo. Não reportamos os testes de estabilidade no modelo com intervenções porque não levam em conta a presença de *dummies*.

7. Afora isso, nota-se que há menos evidência de resíduos ARCH. De todo modo, conforme notam Cavalcanti e Silva (2010, p. 16), a heterocedasticidade condicional não representa uma limitação séria às análises VARs, pois estas se baseiam em relações lineares entre as variáveis.

TABELA 4
Testes de autocorrelação no VAR de partida: período amostral – mar./2002-mar./2011

Testes para a presença de autocorrelação	$h=1$	$h=2$	$h=3$	$h=4$	$h=5$	$h=6$	$h=7$	$h=8$	$h=9$	$h=10$	$h=11$	$h=12$
VAR apenas com constante												
Teste LMF de Breusch-Godfrey	1,01 (0,44)	1,20 (0,22)	1,00 (0,48)	1,14 (0,23)	1,27 (0,09)	1,24 (0,10)	1,20 (0,13)	1,20 (0,12)	1,19 (0,13)	1,18 (0,14)	1,20 (0,12)	1,11 (0,26)
Teste Portmanteau	-	32,6 (0,01)	43,0 (0,09)	59,6 (0,12)	77,8 (0,12)	95,4 (0,12)	110,4 (0,15)	134,3 (0,07)	145,5 (0,14)	156,4 (0,23)	187,3 (0,07)	215,7 (0,02)
VAR com constante e tendência												
Teste LMF de Breusch-Godfrey	1,04 (0,42)	1,29 (0,14)	1,11 (0,30)	1,24 (0,13)	1,28 (0,08)	1,30 (0,06)	1,23 (0,10)	1,21 (0,12)	1,18 (0,14)	1,19 (0,14)	1,20 (0,13)	1,12 (0,24)
Teste Portmanteau	-	31,93 (0,01)	43,0 (0,09)	61,0 (0,10)	78,8 (0,10)	93,6 (0,14)	105,6 (0,24)	129,3 (0,13)	142,7 (0,18)	152,0 (0,31)	181,9 (0,11)	213,6 (0,03)

Fonte: Elaboração própria.
Notas: Idem tabela 1.

TABELA 5
Testes de não normalidade no VAR com intervenções: período amostral – mar./2002-mar./2011

Testes de não normalidade	Estatística do teste	Assimetria	Curtose
VAR com constante			
Doornik-Hansen	11,62 (0,17)	7,88 (0,10)	3,74 (0,44)
Lütkepohl	10,12 (0,26)	6,34 (0,18)	3,79 (0,44)
VAR com constante e tendência			
Doornik-Hansen	9,34 (0,31)	6,33 (0,18)	3,01 (0,56)
Lütkepohl	7,84 (0,45)	5,13 (0,27)	2,71 (0,61)

Fonte: Elaboração própria.
Nota: Valores-p entre parênteses.

De todo modo, note-se que o VAR apresenta propriedades bem melhores do que os modelos anteriormente analisados, com *dummies* apenas de sazonalidade. Isso é importante porque a identificação dos parâmetros do VAR fica prejudicada na presença de correlação serial nos resíduos. No que se refere à normalidade, destaca-se que as FRIs são estimadas via máxima verossimilhança. Por isso, destacamos os modelos sem *dummies*.

A tabela 6 compara os modelos na projeção dinâmica dentro da amostra durante 12 meses. Para competir com as projeções, utilizou-se o erro quadrado médio (MSE) – ou sua raiz quadrada (RMSE), para facilitar a comparação – que atribui maior peso a erros muito grandes durante o horizonte de projeção. O MSE foi decomposto em

viés, variância e covariância. O coeficiente U de Theil compara o desempenho de cada especificação com a de um passeio aleatório.⁸

TABELA 6
Competição entre os VARs na projeção dentro da amostra: período amostral – mar./2002-mar./2011

Projeções	VAR com constante e tendência				VAR com constante			
	$\Delta\theta_t$	U_t	$E\pi_{t+1}$	π_t	$\Delta\theta_t$	U_t	$E\pi_{t+1}$	π_t
RMSE	0,0100	0,2079	0,0888	0,2035	0,0096	0,2571	0,0867	0,2039
MSE	0,0001	0,0432	0,0079	0,0414	0,0001	0,0661	0,0075	0,0416
Viés	0,4837	0,1943	0,4310	0,1069	0,4574	0,4292	0,3827	0,0709
Variância	0,0397	0,0240	0,3178	0,6709	0,0485	0,0331	0,3511	0,7110
Covariância	0,4766	0,7817	0,2512	0,2222	0,4942	0,5377	0,2662	0,2181
U de Theil	0,5572	0,0159	0,1024	0,1905	0,5470	0,0195	0,0995	0,1892

Fonte: Elaboração própria.

O coeficiente de Theil mostra que as projeções dos VARs sempre ganham da previsão *naïve*. Avaliando pelo RMSE, observa-se que os modelos apresentaram desempenho semelhante na projeção. O VAR que inclui o termo de tendência linear mostrou melhor desempenho na projeção da taxa de desemprego e de inflação, com menor MSE e menor proporção de erros de sistemáticos (maior proporção da covariância). O VAR sem tendência, por outro lado, apresentou melhores estatísticas para o choque cambial e as expectativas inflacionárias.

No que segue, reportamos as FRIs do VAR com o termo de tendência. Os resultados das simulações para o modelo só com constante encontram-se no apêndice A.

4.2 SIMULAÇÕES: CHOQUES CAMBIAIS NA TAXA DE DESEMPREGO, NA EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO E NA PRÓPRIA INFLAÇÃO: DADOS MENSAIS

Esta subseção mostra os resultados das simulações, partindo de choques de 1 desvio-padrão nas variáveis endógenas. Partiu-se da fatoração de Cholesky que, na prática, implica uma estrutura recursiva (matriz B é triangular inferior) conhecida como *Wold*

8. É desejável que o coeficiente de Theil se situe próximo de 0. Se for igual a 1, então o modelo projeta tão bem quanto um passeio aleatório. Se for maior que 1, então perde para um passeio aleatório.

causal chain. Note-se que essa decomposição é única apenas para um determinado ordenamento das variáveis no vetor Y_t .

Partiu-se do ordenamento mais plausível segundo a teoria, em que $Y' = (\Delta\theta_t, U_t, E_t\pi_{t+1}, \pi_t)$. O choque cambial é mais exógeno entre as variáveis. Com efeito, só é afetado contemporaneamente pelas suas próprias inovações, mas impacta todas as demais variáveis instantaneamente. A taxa de desemprego, por sua vez, é influenciada apenas pelas suas próprias inovações e pelos choques cambiais. A expectativa de inflação para o período seguinte é impactada no mês em que ocorrem os choques cambiais e as inovações na taxa de desemprego. Por fim, a inflação é influenciada instantaneamente pelos choques em todas as variáveis.

As simulações foram feitas considerando um horizonte de 24 meses à frente, quando a maior parte dos choques já se dissipou ou a série se estabilizou em qualquer outro valor, tendo sobrado pouca dinâmica.

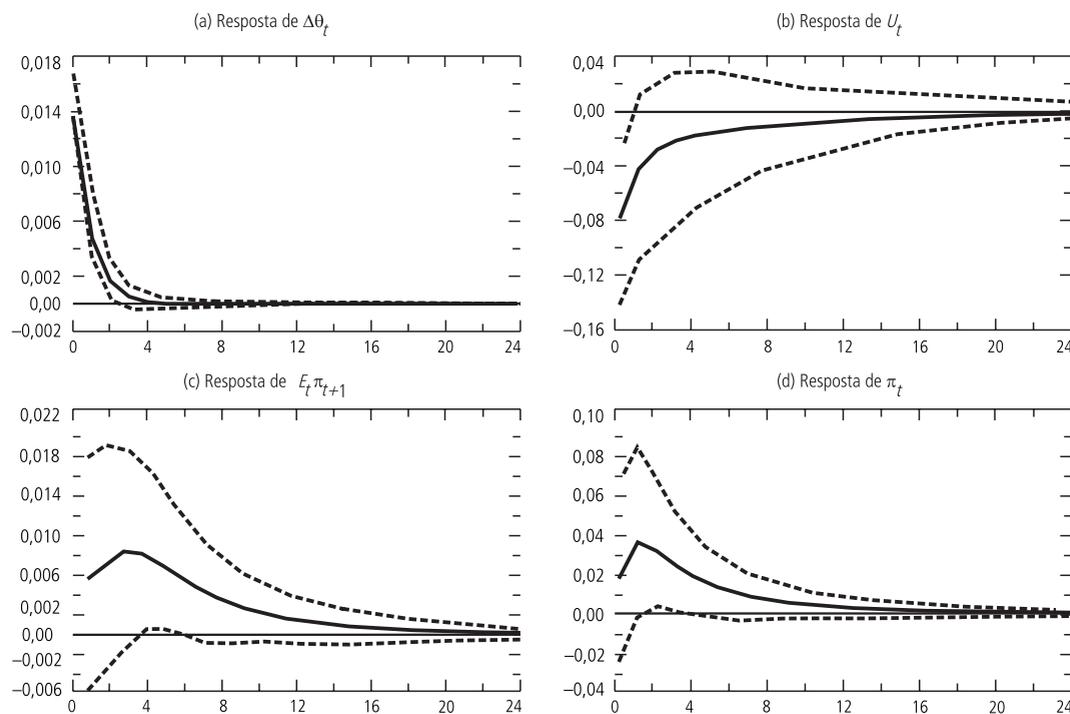
O gráfico 2 mostra as respostas aos choques cambiais (de 1 desvio-padrão = R\$ 0,014). Devido à baixa persistência da série de impulso, ela quase não responde aos seus próprios choques (exceto instantaneamente, pois a resposta é igual ao choque) e o impacto decai muito rapidamente sendo anulado em três ou quatro meses. A resposta da taxa de desemprego é pequena e, ademais, não significativa a partir do mês seguinte ao choque.

O impacto do choque cambial nas expectativas de inflação, porém, é significativo apenas no terceiro e quarto mês após o choque, quando um choque cambial de R\$ 0,01 impacta em aproximadamente 0,006 p.p. a expectativa de inflação para o mês seguinte (ou 0,07 p.p. para a taxa anualizada). O impacto na inflação propriamente dita é mais expressivo: cerca de 0,04 p.p. na inflação do mês seguinte ao choque (ou 0,48 p.p. na inflação anualizada). Isso é esperado, pois além da pressão direta nos preços via *pass-through*, existe também o efeito através das expectativas (ver mais adiante, no gráfico 4). Novamente, é importante ter claro que essas magnitudes se referem a estimativas pontuais.

O gráfico 3 mostra as respostas a uma inovação na taxa de desemprego (de 1 desvio-padrão = 0,29 p.p.). É importante notar que, mesmo controlando por um termo de tendência, a taxa de desemprego permanece a mais persistente de todas as séries. Um choque médio só desaparece completamente após um ano e meio em média.

Claramente, os choques cambiais não são afetados de forma significativa em qualquer horizonte após o impulso.

GRÁFICO 2
Respostas a um choque cambial de 1 desvio-padrão



Fonte: Elaboração própria.

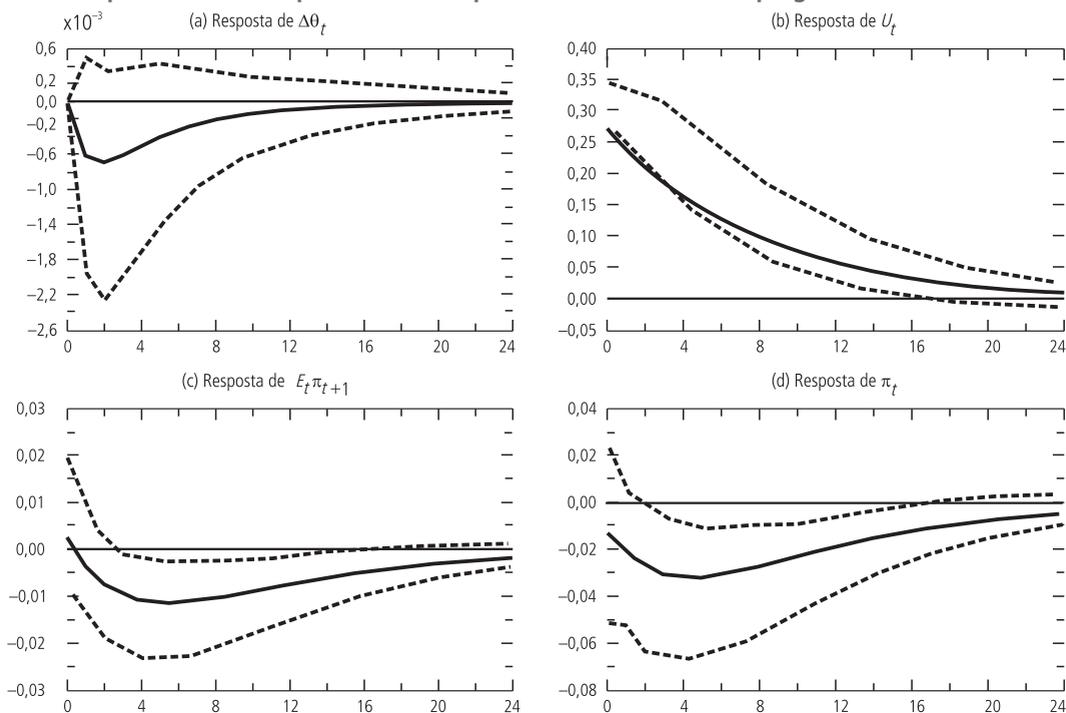
Nota: Intervalos de 90% de confiança calculados por *bootstrap* – intervalo percentual de Hall.

Tanto as expectativas de inflação como a inflação propriamente dita são afetadas de forma significativa por inovações na taxa de desemprego, em geral a partir do segundo mês após o choque. A resposta da expectativa atinge um máximo de $-0,012$ p.p. (ou $-0,14$ p.p. para a taxa anualizada) no quinto mês, enquanto a inflação chega a $-0,038$ p.p. (ou $-0,14$ p.p. na inflação anualizada) no quarto e quinto meses. Com efeito, existe uma relação de curto prazo entre essas variáveis. Mas note-se que em pouco mais de um ano ambas as respostas tornam-se não significantes. Após dois anos, convergem para zero.

O gráfico 4 mostra as respostas a um choque na expectativa de inflação para o mês seguinte (desvio-padrão = $0,058$ p.p. para a taxa mensal e cerca de $0,69$ p.p. para a anualizada). A resposta dos choques cambiais assim como a da taxa de desemprego são próximas de zero e não significantes, enquanto a da inflação é significativa e de magnitude não desprezível.

GRÁFICO 3

Respostas a um choque de 1 desvio-padrão na taxa de desemprego



Fonte: Elaboração própria.

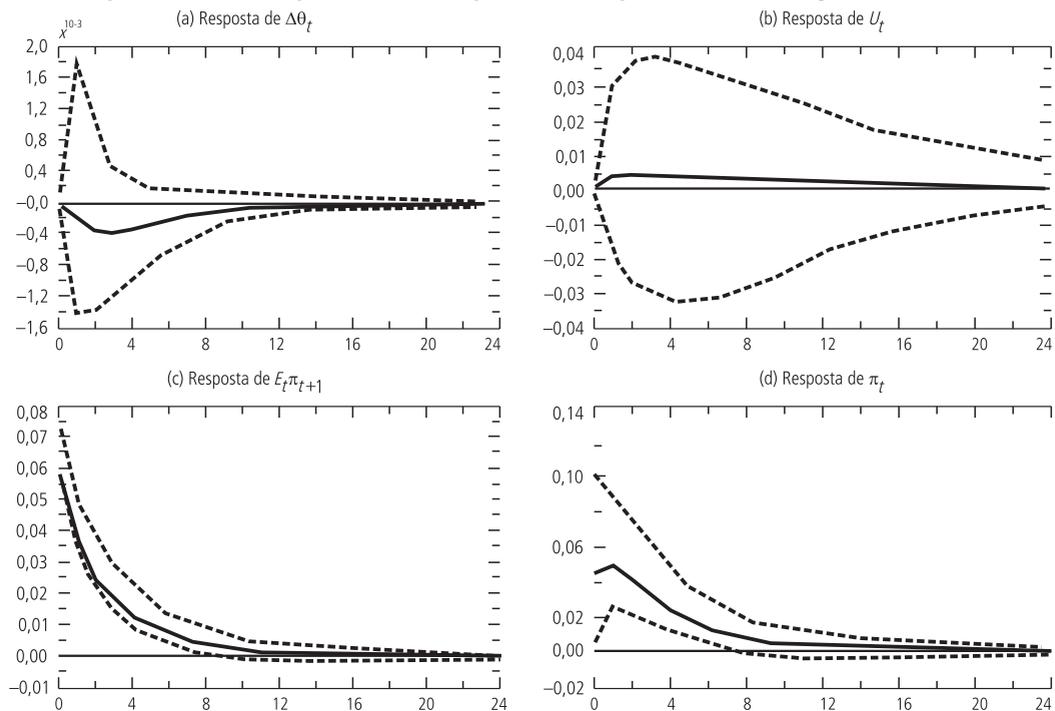
Nota: Intervalos de 90% de confiança calculados por *bootstrap* – intervalo percentual de Hall.

Uma inovação de 0,058 p.p. na expectativa é carregada para a inflação, que atinge um máximo de 0,049 p.p. no mês seguinte ao choque (que corresponde a um acréscimo na inflação anualizada de 0,58 p.p.). Aparentemente, são os choques nas expectativas a principal fonte de variância nos erros de previsão da inflação dentro de um ano, conforme mostra a tabela 7.

Por fim, o gráfico 5 mostra o impacto de uma inovação na taxa de inflação (desvio-padrão = 0.198 p.p. para a taxa mensal e cerca de 2,4 p.p. para a anualizada). Destaca-se que a resposta dos choques cambiais é não significativa e, principalmente, que mais inflação não impacta o desemprego.

A única resposta significativa, afóra a da própria inflação, é da expectativa. No mês seguinte ao choque, o impacto é de 0,02 p.p. na expectativa para o próximo mês (ou 0,24 p.p. para essa taxa anualizada).

GRÁFICO 4
Respostas a um choque de 1 desvio-padrão na expectativa de inflação



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Intervalos de 90% de confiança calculados por *bootstrap* – intervalo percentual de Hall.

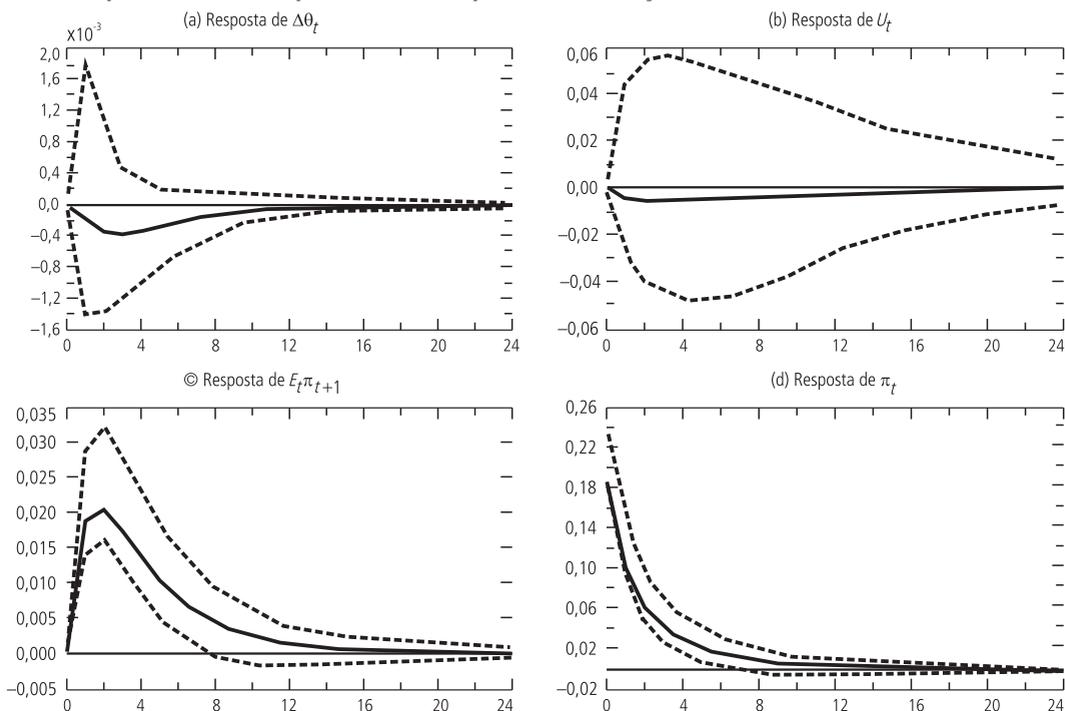
TABELA 7
Decomposição da variância do erro de previsão – inflação

Mês	$\Delta\theta_t$	U_t	$E_t \pi_{t+1}$	π_t
1	0,010	0,000	0,050	0,940
2	0,030	0,010	0,080	0,880
3	0,040	0,020	0,090	0,840
4	0,050	0,030	0,100	0,820
5	0,050	0,050	0,110	0,800
6	0,050	0,060	0,110	0,780
7	0,050	0,070	0,110	0,770
8	0,050	0,080	0,110	0,760
9	0,050	0,090	0,110	0,750
10	0,050	0,100	0,110	0,750
11	0,050	0,100	0,110	0,740
12	0,050	0,110	0,100	0,740
Média	0,044	0,060	0,099	0,798

Fonte: Elaboração própria.

GRÁFICO 5

Respostas a um choque de 1 desvio-padrão na inflação



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Intervalos de 90% de confiança calculados por *bootstrap* – intervalo percentual de Hall.

5 RESULTADOS E ANÁLISES PARA DADOS TRIMESTRAIS

Uma crítica comum que se aplica a modelos com dados mensais refere-se ao problema das defasagens. Isto é, variáveis econômicas geralmente reagem com algum atraso em relação a choques ou mudanças no ambiente de negócios. Dessa forma, modelos com dados mensais falhariam em captar algumas relações que são importantes, mas que por se utilizarem de dados de alta frequência acabam não sendo capturadas no modelo econométrico. Para contornar essa crítica, e reforçar a robustez de nossos resultados, esta seção apresenta a estimativa da curva de Phillips com choques cambiais para dados trimestrais.

5.1 ESTIMAÇÕES E DIAGNÓSTICOS

A análise da tabela 8 é similar à da tabela 1, contudo, aqui o teste de autocorrelação é realizado para dados trimestrais. No geral os resultados confirmam os achados anteriores. Isto é, o modelo com uma defasagem apresenta poucos problemas de autocorrelação.

TABELA 8
Testes de autocorrelação no VAR de partida: período amostral – mar./2002-mar./2011

Testes para a presença de autocorrelação ¹	$h=1$	$h=2$	$h=3$	$h=4$	$h=5$
Uma defasagem no VAR					
Teste LMF de Breusch-Godfrey ²	1.33 (0.21)	0.84 (0.70)	1.22 (0.25)	1.13 (0.37)	1.35 (0.27)
Teste Portmanteau ³	-	27.0 (0.04)	36.3 (0.28)	54.5 (0.24)	70.9 (0.26)
Duas defasagens no VAR					
Teste LMF de Breusch-Godfrey ²	0.64 (0.83)	1.44 (0.14)	2.65 (0.01)	1.38 (0.30)	
Teste Portmanteau ³	-	-	23.8 (0.09)	46.3 (0.05)	57.7 (0.16)

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹Valores-p entre parênteses. Tanto as estatísticas do teste quanto os respectivos valores-p levam em conta uma correção para amostras finitas (ver LÜTKEPOHL, 2005).

²H₀: ausência de autocorrelação na defasagem h .

³H₀: ausência de autocorrelação até a defasagem h .

A análise da tabela 9 é similar à da tabela 2, novamente a diferença reside no fato de adotarmos aqui dados trimestrais. Os resultados são qualitativamente similares aos reportados anteriormente para dados mensais.

TABELA 9
Testes de não normalidade no VAR de partida: período amostral – mar./2002-mar./2011

Testes de não normalidade	Estatística do teste conjunto	Assimetria	Curtose
Uma defasagem no VAR			
Doomik-Hansen	96.46 (0.00)	32.24 (0.00)	64.22 (0.00)
Lütkepohl	55.20 (0.00)	22.07 (0.00)	33.14 (0.00)
Duas defasagens no VAR			
Doomik-Hansen	176.16 (0.00)	43.59 (0.00)	132.57 (0.00)
Lütkepohl	91.37 (0.00)	27.74 (0.00)	63.63 (0.00)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Valores-p entre parênteses.

A tabela 10 é similar à tabela 3, com a diferença de que aqui a análise faz uso de dados trimestrais. Note-se que aqui temos resultados distintos do modelo mensal. Afinal, ambos os testes apontam para a ocorrência de quebras estruturais ao longo da série.

TABELA 10
**Testes de estabilidade de Chow no VAR de partida: período amostral – jan./2004-
jan./2011**

	<i>Break-point</i>		<i>Forecast</i>	
	Estatística	Valor-p	Estatística	Valor-p
2005 Q4	275.11	0.00	3.8377	0.14
2006 Q1	221.50	0.00	1.9215	0.22
2006 Q2	227.59	0.00	2.4456	0.04
2006 Q3	214.44	0.00	2.6003	0.03
2006 Q4	218.29	0.00	2.4598	0.03
2007 Q1	188.28	0.00	1.7394	0.06
2007 Q2	186.25	0.02	2.0840	0.03
2007 Q3	168.76	0.11	1.5009	0.19
2007 Q4	194.43	0.08	1.4606	0.17
2008 Q1	-	-	1.6425	0.11
2008 Q2	-	-	1.6517	0.10
2008 Q3	-	-	1.7688	0.06
2008 Q4	-	-	1.716	0.08
2009 Q1	-	-	1.0150	0.42
2009 Q2	-	-	0.7833	0.72
2009 Q3	-	-	0.7833	0.71
2009 Q4	-	-	0.9637	0.57
2010 Q1	-	-	1.0880	0.38
2010 Q2	-	-	0.9798	0.45
2010 Q3	-	-	1.0563	0.38
2010 Q4	-	-	1.0079	0.43

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os valores-p são baseados no método de *bootstrap* proposto por Candelson e Lütkepohl (2001).

A tabela 11 é equivalente à tabela 4, novamente a diferença é que aqui adotamos dados trimestrais. Diferentemente do modelo mensal, o modelo com dados trimestrais aponta para maiores problemas de autocorrelação.

A análise da tabela 12 repete a da tabela 5, mas para dados trimestrais. Os resultados estatísticos, para os testes de não normalidade, do modelo com dados trimestrais é qualitativamente equivalente ao do modelo com dados mensais.

A análise da tabela 13 é similar à da tabela 6, a diferença aqui é o uso de dados trimestrais. Ao contrário dos resultados para dados mensais, temos que o VAR com constante apresenta um resultado superior ao do VAR com constante e tendência para todas as variáveis. Aliás, as previsões realizadas pelo VAR com constante e tendência se situam muito próximas às previsões de um passeio aleatório (U de Theil).

TABELA 11

Testes de autocorrelação no VAR com intervenções: período amostral – mar./2002-mar./2011

Testes para a presença de autocorrelação ¹	$h=1$	$h=2$	$h=3$	$h=4$	$h=5$
VAR com constante					
Teste LMF de Breusch-Godfrey ²	1.77 (0.06)	1.33 (0.18)	0.96 (0.56)	0.94 (0.60)	1.55 (0.31)
Teste Portmanteau ³	- -	36.4 (0.00)	49.6 (0.02)	76.9 (0.01)	92.2 (0.01)
VAR com constante e tendência					
Teste LMF de Breusch-Godfrey ²	1.77 (0.06)	1.33 (0.19)	1.15 (0.34)	1.07 (0.46)	-
Teste Portmanteau ³	- -	33.4 (0.01)	45.9 (0.05)	75.6 (0.01)	90.9 (0.02)

Fonte: Elaboração própria.
Notas: Idem tabela 8.

TABELA 12

Testes de não normalidade no VAR com intervenções: período amostral – mar./2002-mar./2011

Testes de não normalidade	Estatística do teste conjunto	Assimetria	Curtose
VAR com constante			
Doomik-Hansen	4.05 (0.85)	3.46 (0.48)	0.59 (0.96)
Lütkepohl	4.34 (0.82)	2.73 (0.60)	1.61 (0.81)
VAR com constante e tendência			
Doomik-Hansen	4.99 (0.76)	4.48 (0.34)	0.51 (0.97)
Lütkepohl	6.25 (0.62)	4.06 (0.40)	2.19 (0.70)

Fonte: Elaboração própria.
Notas: Valores-p entre parênteses.

TABELA 13

Competição entre os VARs na projeção dentro da amostra: período amostral – mar./2002-mar./2011

Projeções	VAR com constante e tendência				VAR com constante			
	$\Delta\theta_t$	U_t	$E\pi_{t+1}$	π_t	$\Delta\theta_t$	U_t	$E\pi_{t+1}$	π_t
RMSE	0,0403	6,6404	1,22251	1,552	0,025	0,2271	0,28078	0,4865
MSE	0,0016	44,095	1,49453	2,409	6E-04	0,0516	0,07884	0,2367
Viés	0,9646	0,9928	0,99531	0,905	0,64	0,9095	0,05102	0,0292
Variância	0,0211	0,006	2,3E-05	0,043	0,004	0,0481	0,45924	0,4861
Covariância	0,0143	0,0012	0,00467	0,052	0,356	0,0423	0,48974	0,4847
U de Theil	0,864	0,9986	0,7671	0,692	0,407	0,0172	0,11025	0,1484

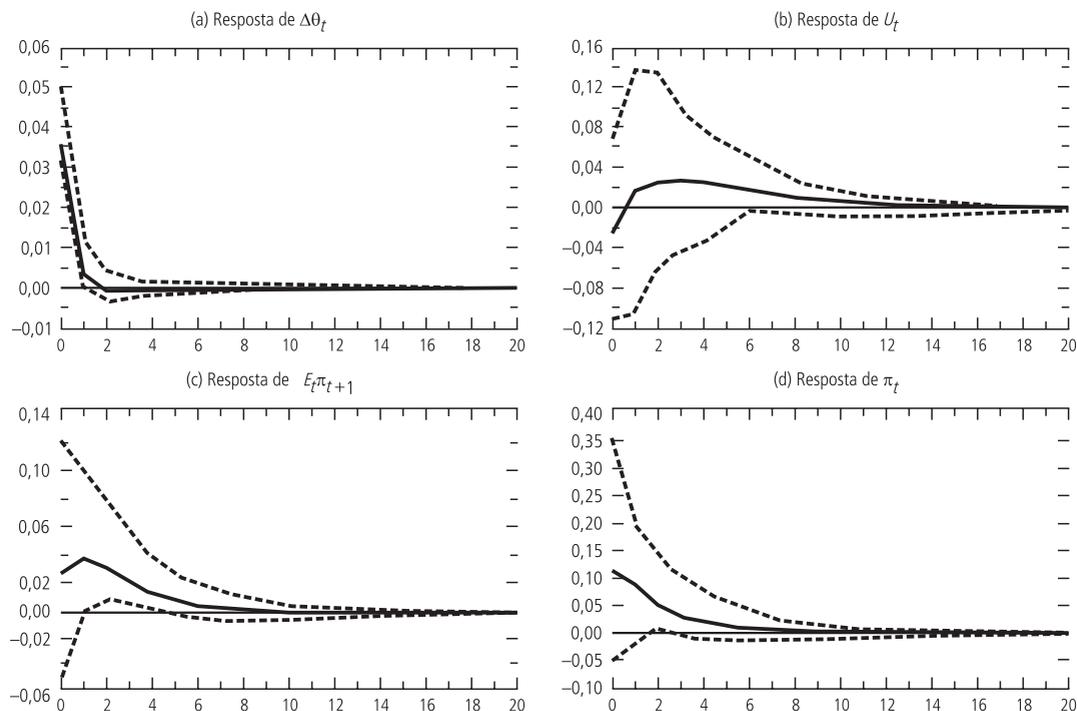
Fonte: Elaboração própria.

5.2 SIMULAÇÕES: CHOQUES CAMBIAIS NA TAXA DE DESEMPREGO, NA EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO E NA PRÓPRIA INFLAÇÃO – DADOS TRIMESTRAIS

Nesta subseção reportamos as funções impulso-resposta do VAR com o termo de tendência. Os resultados das simulações para o modelo só com constante encontram-se no apêndice B. Note-se que esta subseção segue o mesmo procedimento, e reporta o mesmo conjunto de resultados, da subseção 4.2. A única diferença é que aqui utilizamos dados com frequência trimestral.

O gráfico 6 é similar ao gráfico 2, com a diferença de que foi elaborado a partir de dados trimestrais. Como pode ser visto, o choque cambial não tem efeito direto na taxa de desemprego. Contudo, entre o primeiro e o quarto trimestre o choque cambial aumenta a expectativa de inflação. Por outro lado, o efeito da desvalorização cambial sobre a inflação é estatisticamente não significativa.

GRÁFICO 6
Respostas a um choque cambial de 1 desvio-padrão



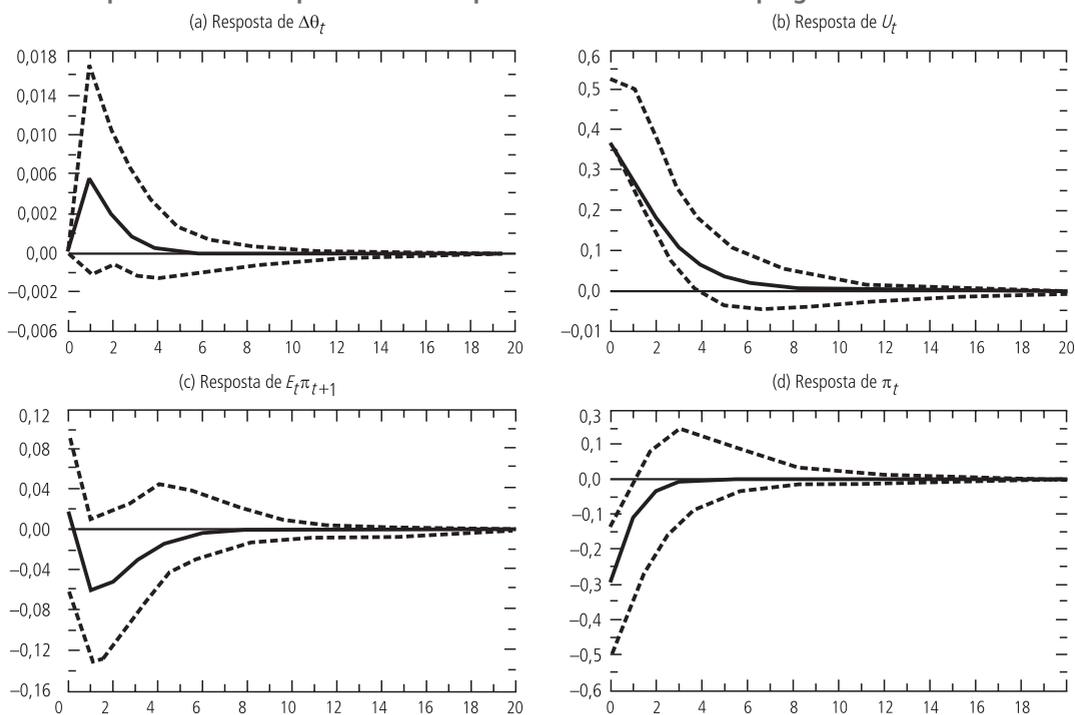
Fonte: Elaboração própria.

Nota: Intervalos de 90% de confiança calculados por *bootstrap* – intervalo percentual de Hall.

O gráfico 7 é similar ao gráfico 3, a diferença é que aqui os dados têm frequência trimestral. Novamente, a taxa de desemprego mostra grande persistência em relação ao choque, sendo que o efeito deste desaparece apenas ao final de um ano. A taxa de câmbio não parece ser afetada pelo choque na série de desemprego, e o mesmo vale para a série de expectativa de inflação (o que contradiz os resultados para dados mensais). Já a inflação sofre uma redução nos primeiros seis meses após o choque na série de desemprego.

GRÁFICO 7

Respostas a um choque de 1 desvio-padrão na taxa de desemprego



Fonte: Elaboração própria.

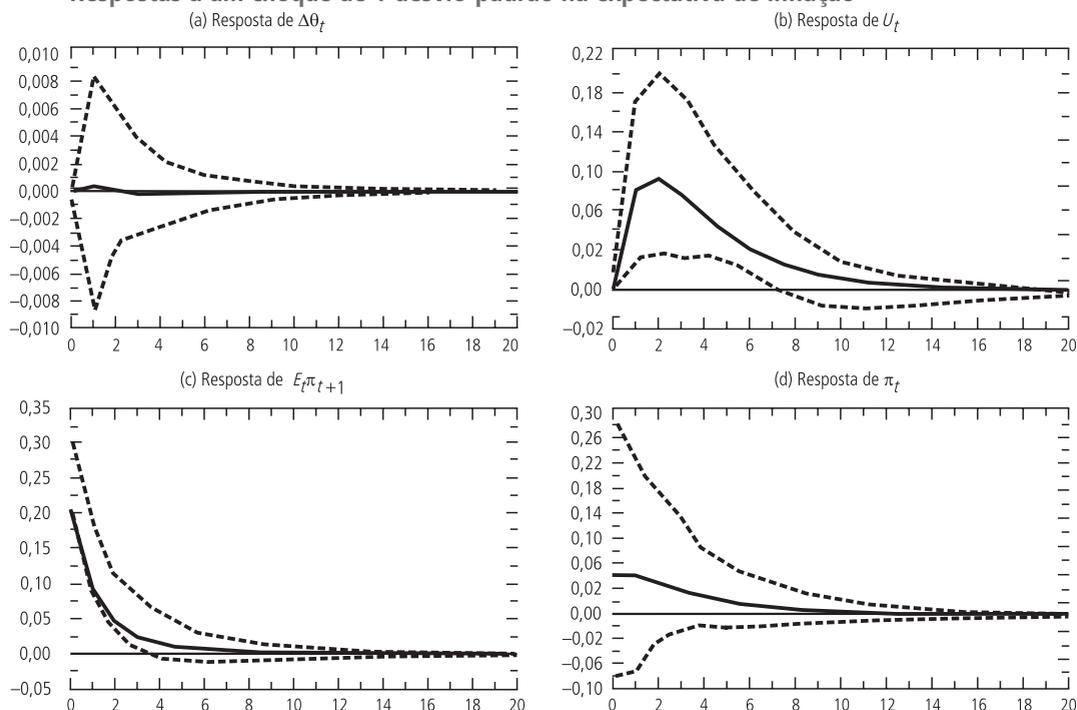
Nota: Intervalos de 90% de confiança calculados por *bootstrap* – intervalo percentual de Hall.

O gráfico 8 é similar ao gráfico 4, com a diferença de que aqui os dados têm frequência trimestral. Um choque de um desvio-padrão na série de expectativa de inflação não parece afetar a trajetória da taxa de câmbio, mas aumenta a taxa de desemprego por aproximadamente dois anos. O que reforça o resultado deletério das expectativas de inflação sobre a atividade econômica. Esse resultado contradiz os resultados para dados mensais (onde o choque na expectativa de inflação não tinha efeito sobre a taxa de desemprego). De maneira curiosa, o choque nas expectativas de

inflação não tem qualquer efeito sobre a taxa de inflação (o que novamente contradiz os resultados para dados mensais).

GRÁFICO 8

Respostas a um choque de 1 desvio-padrão na expectativa de inflação



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Intervalos de 90% de confiança calculados por *bootstrap* – intervalo percentual de Hall.

A tabela 14 é similar à tabela 7, mas para dados trimestrais. Neste caso, temos que são os choques na série de desemprego a principal fonte de variância nos erros de previsão da inflação.

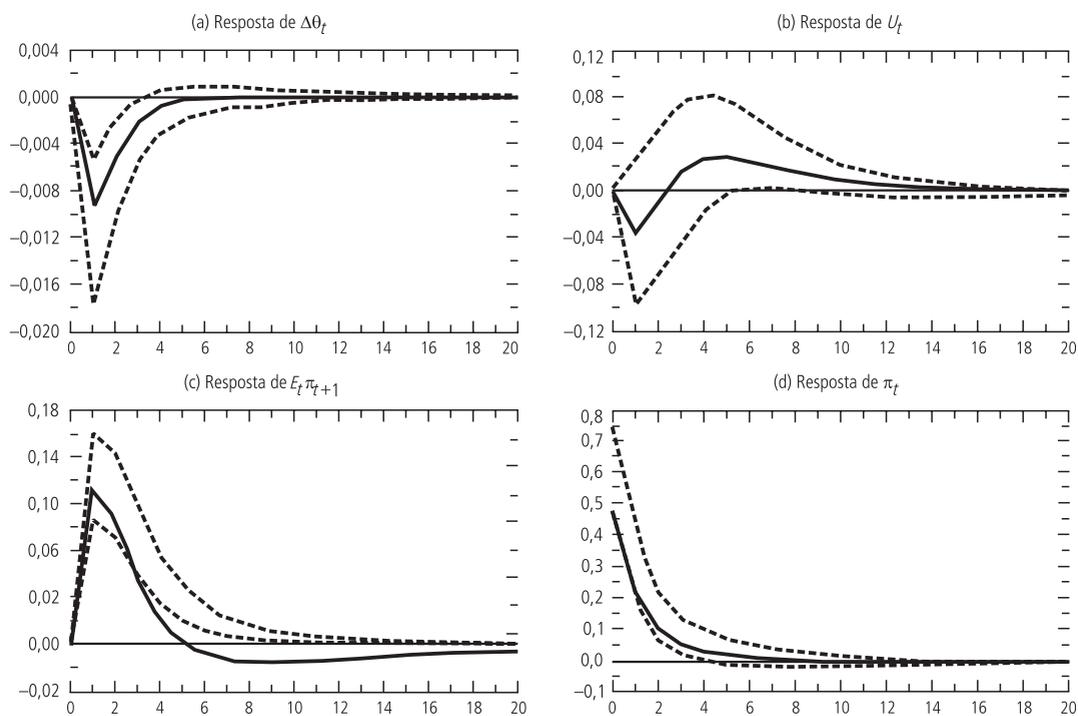
O gráfico 9 é similar ao gráfico 5, mas para dados trimestrais. Um choque de 1 desvio-padrão na inflação impacta negativamente na série de choques cambiais por aproximadamente nove meses. Contudo, mais inflação não tem efeito algum sobre a taxa de desemprego (resultado este corroborado também nas estimativas para dados mensais). Também se deve ressaltar que um aumento da taxa de inflação causa uma deterioração nas expectativas de inflação.

TABELA 14
Decomposição da variância do erro de previsão – inflação

Mês	$\Delta\theta_t$	U_t	$E_t\pi_{t+1}$	π_t
1	0,04	0,25	0,01	0,7
2	0,05	0,24	0,01	0,7
3	0,06	0,23	0,02	0,7
4	0,06	0,23	0,02	0,69
5	0,06	0,22	0,02	0,69
6	0,06	0,22	0,02	0,69
7	0,06	0,22	0,02	0,69
8	0,06	0,22	0,02	0,69
9	0,06	0,22	0,02	0,69
10	0,06	0,22	0,02	0,69
11	0,06	0,22	0,02	0,69
12	0,06	0,22	0,02	0,69
Média	0,0575	0,2258	0,0183	0,6925

Fonte: Elaboração própria.

GRÁFICO 9
Respostas a um choque de 1 desvio-padrão na inflação



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Intervalos de 90% de confiança calculados por *bootstrap* – intervalo percentual de Hall.

6 CONCLUSÕES

Este trabalho estimou um modelo VAR para a curva de Phillips novo-keynesiana, com choques cambiais, para a economia brasileira no período de março de 2003 a março de 2011. Foram realizadas estimativas tanto com dados trimestrais quanto com dados mensais. Além disso, os modelos VARs incluíram tanto uma especificação com constante quanto outra com constante e tendência. De maneira geral, os resultados se mostraram robustos e qualitativamente similares.

São quatro as principais conclusões deste estudo:

- 1) Efeito de choques cambiais: *i*) tem pouca persistência; *ii*) não tem efeito estatisticamente significativo sobre a série de desemprego; *iii*) um choque cambial de R\$ 0,01 impacta em aproximadamente 0,006 p.p. a expectativa de inflação para o mês seguinte (ou 0,07 p.p. para a taxa anualizada); e *iv*) o impacto na inflação propriamente dita é mais expressivo: cerca de 0,04 p.p. na inflação do mês seguinte ao choque (ou 0,48 p.p. na inflação anualizada).
- 2) Efeito de choques na série de desemprego: *i*) é a mais persistente de todas as séries. Um choque médio demora ao redor de 18 meses para desaparecer; *ii*) não afeta a série de choques cambiais; e *iii*) em horizontes curtos de tempo (inferior a um ano), choques positivos de desemprego (aumento na taxa de desemprego) podem reduzir tanto as expectativas de inflação como a inflação propriamente dita.
- 3) Efeito de choques na série de expectativas de inflação: *i*) não tem efeito estatisticamente significativo nem sobre a série de choques cambiais nem sobre a série de desemprego; *ii*) uma inovação de 0,058 p.p. na expectativa de inflação é carregada para a inflação, que atinge um máximo de 0,049 p.p. no mês seguinte ao choque (o que corresponde a um acréscimo na inflação anualizada de 0,58 p.p.); e *iii*) choques nas expectativas de inflação parecem ser a principal fonte de variância nos erros de previsão da inflação dentro do horizonte temporal de um ano.

- 4) Efeito de choques na série de inflação: *i*) não foi encontrado efeito estatístico de choques inflacionários sobre a série de choques cambiais; *ii*) não foi detectado nenhum efeito sobre a série de desemprego. Isto é, mais inflação não reduz a taxa de desemprego (pelo contrário, dependendo da especificação adotada encontramos até que mais inflação gera mais desemprego); e *iii*) no mês seguinte ao choque inflacionário, ocorre um impacto de 0,02 p.p. na expectativa de inflação para o mês seguinte (0,24 p.p. para a taxa anualizada).

REFERÊNCIAS

- ALVES, S. A. L.; AREOSA, W. D. **Targets and inflation dynamics**. Oct. 2005 (Central Bank of Brazil Working Paper Series, n. 100).
- AMISANO, G.; GIANNINI, C. **Topics in structural VAR econometrics**. Berlin: Springer-Verlag, 1997. 181 p.
- ANNABLE, J. **Adjusting wages for price inflation: the rational-arrangements Phillips curve**. 2007. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1045321>>.
- ARAÚJO, 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. **Anais...** 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. **Anais...** ANPEC, 2008.
- BARDSEN, G.; JANSEN, E. S.; NYMOEN, R. Econometric evaluation of the new Keynesian Phillips curve. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 66, s.1, p. 671-686, 2004.
- BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real wage rigidities and the new Keynesian model. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 39, s.1, p. 35-65, 2007.
- CANDELON, B.; LUTKEPOHL, H. On the reliability of Chow-type tests for parameter constancy in multivariate dynamic models. **Economic Letters**, v. 73, n. 2, p.155-160, 2001.

CAVALCANTI, M.; SILVA, N. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 4, p. 391-418, 2010.

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. Federal Reserve Bank of New York: Staff Reports, 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. **Anais...** ANPEC, 2005.

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

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**. Banco de Espanha, 2005 (Documentos de Trabajo, n. 520).

HARGREAVES, D.; KITE, H.; HODGETTS, B. Modelling New Zealand inflation in a Phillips curve. **Bulletin Reserve Bank of New Zealand**, 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. Mar. 2006 (CESifo Working Paper, n. 1.694).

KARANASSOU, M.; SNOWER, D. J. **Inflation persistence and the Phillips curve revisited**. Feb. 2007 (IZA 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.

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.

LUTKEPOHL, H. **A new introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer-Verlag, 2005. 764 p.

MANKIW, N. G. The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment. **Economic Journal**, v. 111, n. C45-C61, 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, 2002.

MAZALI, A. A.; DIVINO, J. A. **Real wage rigidity and the new Phillips curve: the Brazilian case**. Catholic University of Brasília Working Paper, 2009.

_____. Real wage rigidity and the new Phillips curve: the Brazilian case. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 3, p. 291-306, 2010.

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

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.

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.

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.

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

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, 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.; MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L.A. **Inflação, desemprego e choques cambiais: novas evidências para o Brasil**. Brasília: Ipea, ago. 2011 (Texto para Discussão, n.1.661).

SACHSIDA, A.; RIBEIRO, M.; DOS SANTOS, C. H. **A curva de Phillips e a experiência brasileira**. Brasília: Ipea, 2009 (Texto para Discussão, n. 1.429).

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 da curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 1, p. 137-155, jan./mar. 2006.

SIMS, C.; STOCK, J.; WATSON, M. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 113-144, 1990.

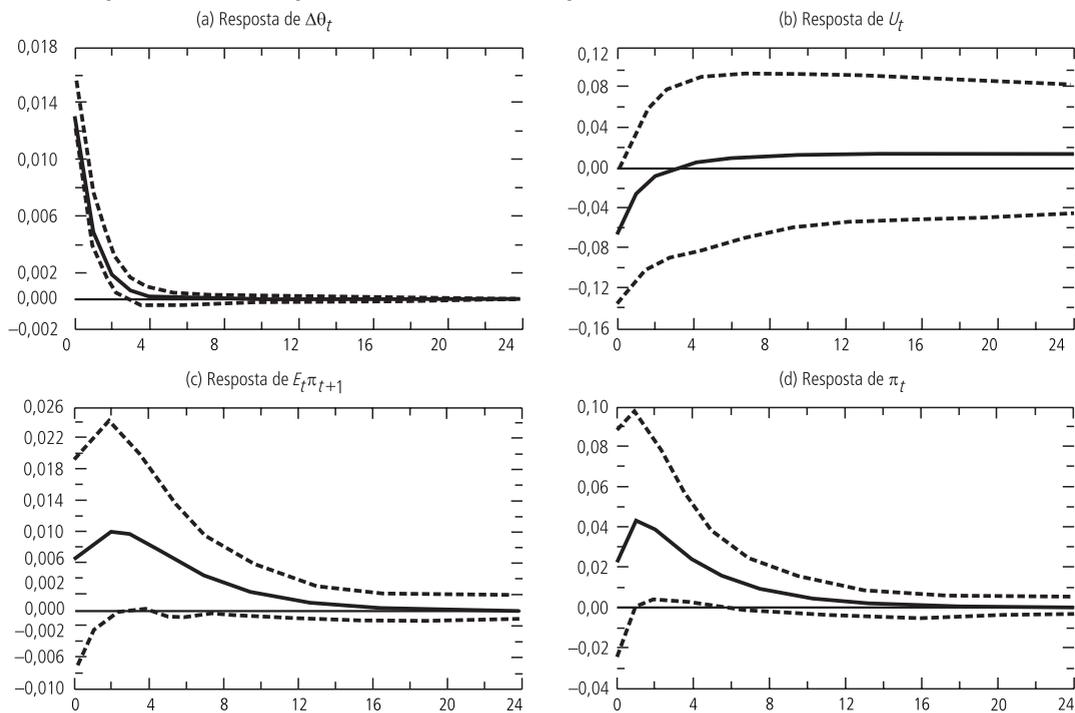
SVENSSON, L. E. O. Open-economy inflation targeting. **Journal of International Economics**, v. 50, p. 155-183, 2000.

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

APÊNDICE A

DINÂMICA DO VAR SEM O TERMO DE TENDÊNCIA LINEAR DETERMINISTA PARA DADOS MENSAIS

GRÁFICO A.1
Respostas a um choque cambial de 1 desvio-padrão

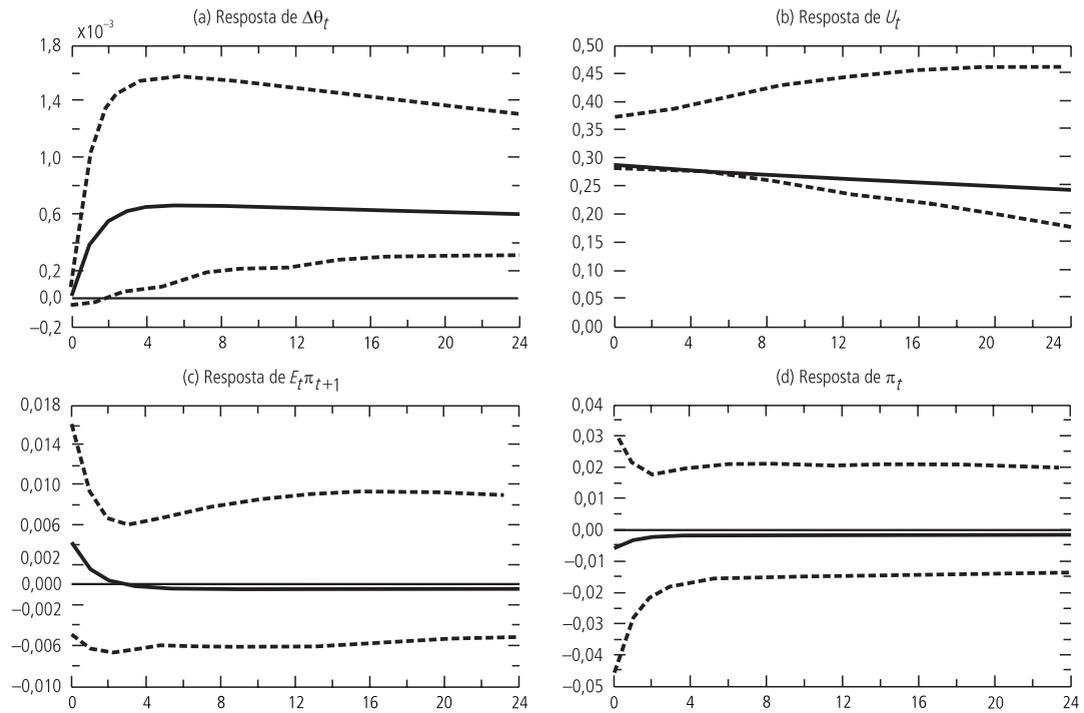


Fonte: Elaboração própria.

Nota: Intervalos de 90% de confiança calculados por *bootstrap* – intervalo percentual de Hall.

GRÁFICO A.2

Respostas a um choque de 1 desvio-padrão na taxa de desemprego

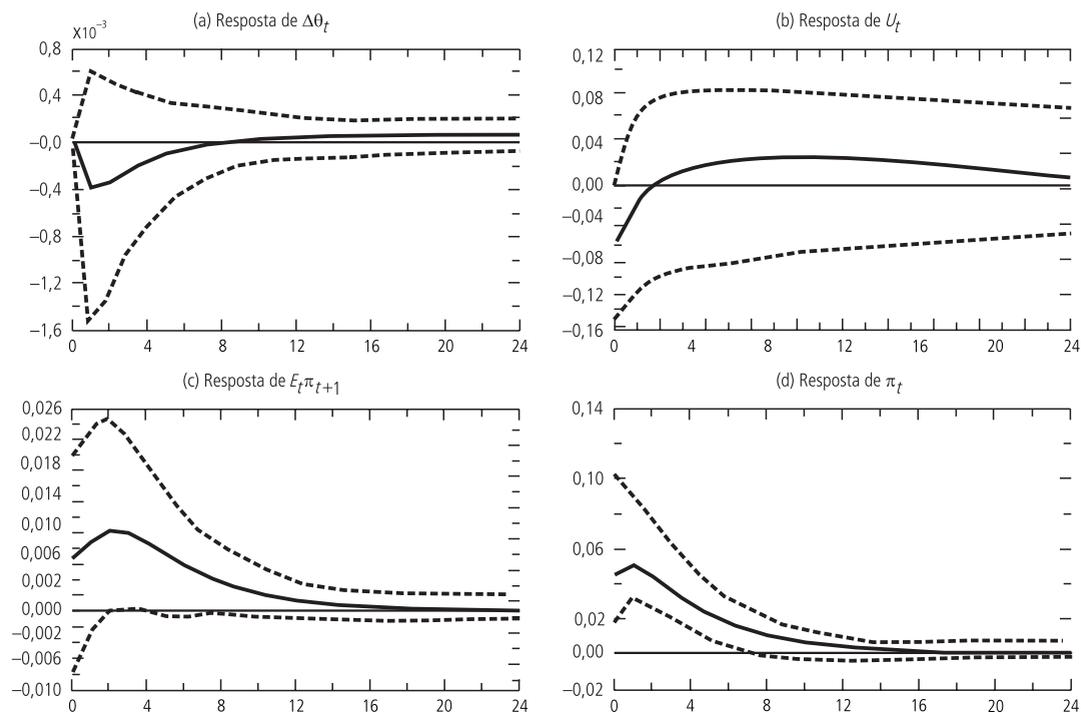


Fonte: Elaboração própria.

Nota: Intervalos de 90% de confiança calculados por *bootstrap* – intervalo percentual de Hall.

GRÁFICO A.3

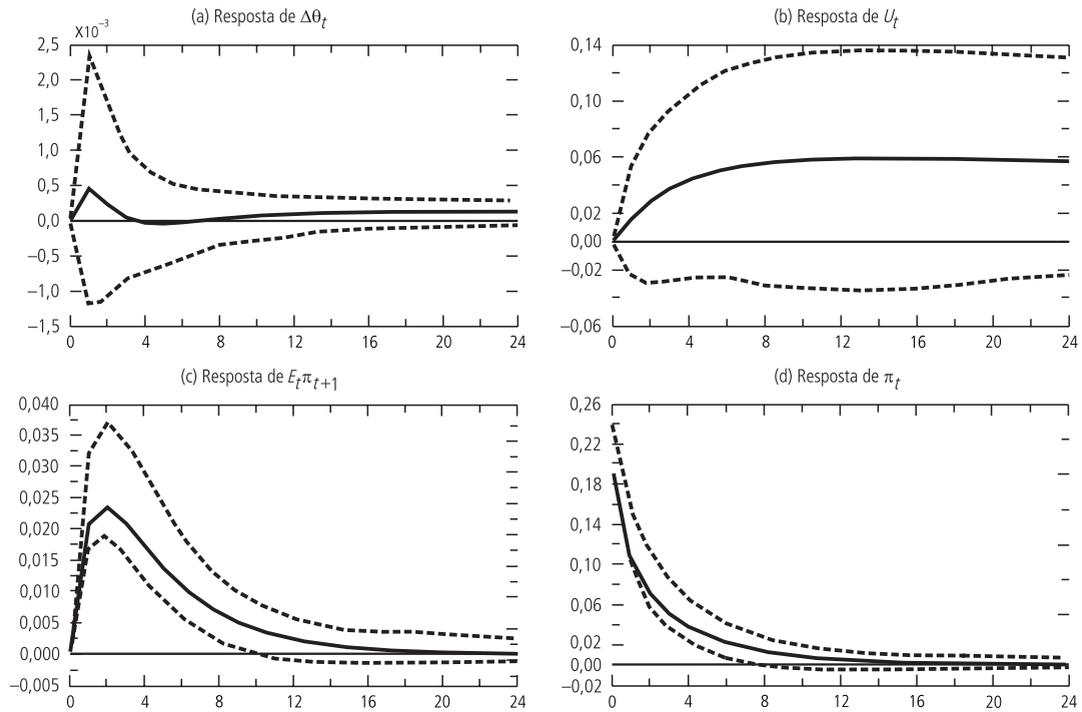
Respostas a um choque de 1 desvio-padrão na expectativa de inflação



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Intervalos de 90% de confiança calculados por *bootstrap* – intervalo percentual de Hall.

GRÁFICO A.4
Respostas a um choque de 1 desvio-padrão na inflação



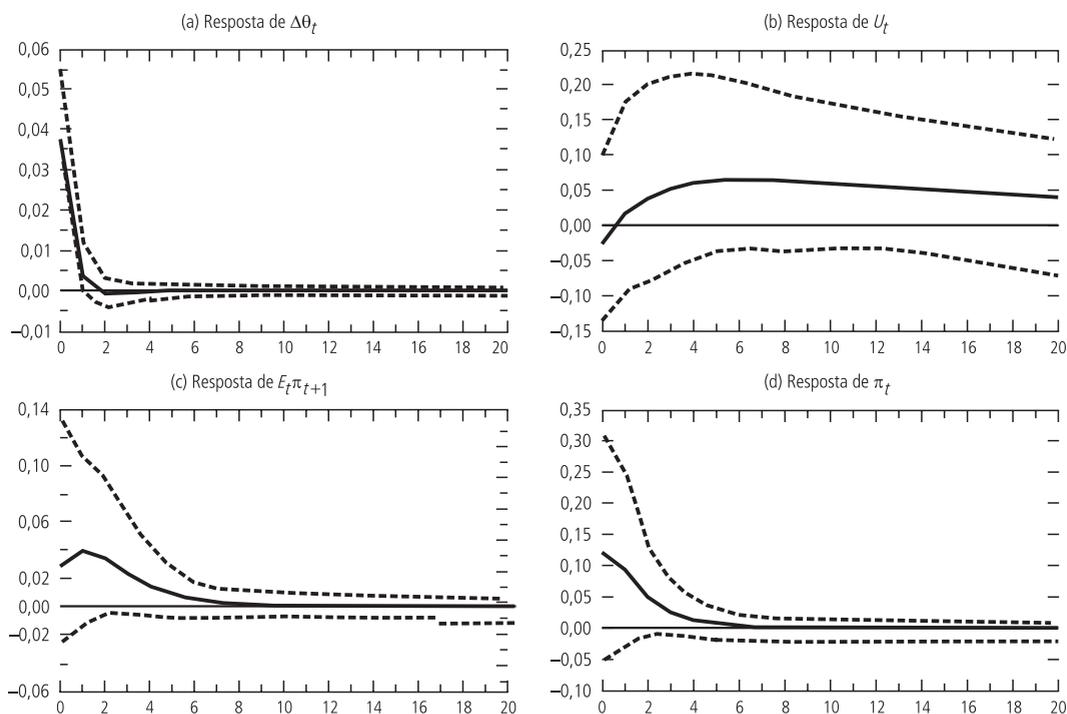
Fonte: Elaboração própria.

Nota: Intervalos de 90% de confiança calculados por *bootstrap* – intervalo percentual de Hall.

APÊNDICE B

DINÂMICA DO VAR SEM O TERMO DE TENDÊNCIA LINEAR DETERMINISTA PARA DADOS TRIMESTRAIS

GRÁFICO B.1
Respostas a um choque cambial de 1 desvio-padrão

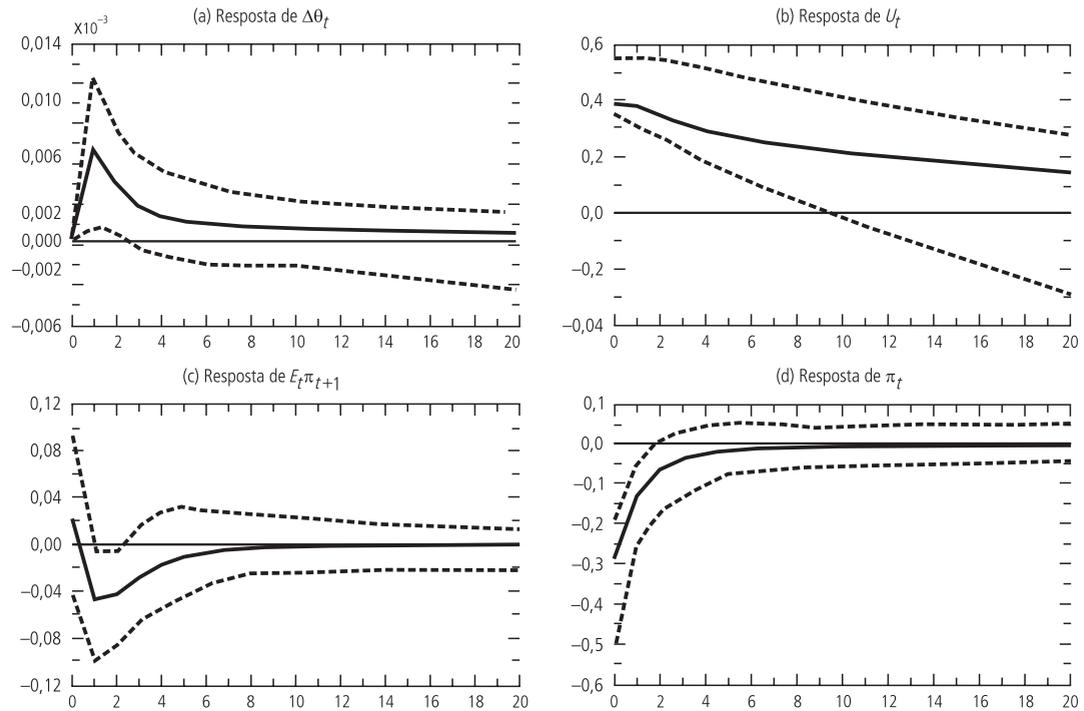


Fonte: Elaboração própria.

Nota: Intervalos de 90% de confiança calculados por *bootstrap* – intervalo percentual de Hall.

GRÁFICO B.2

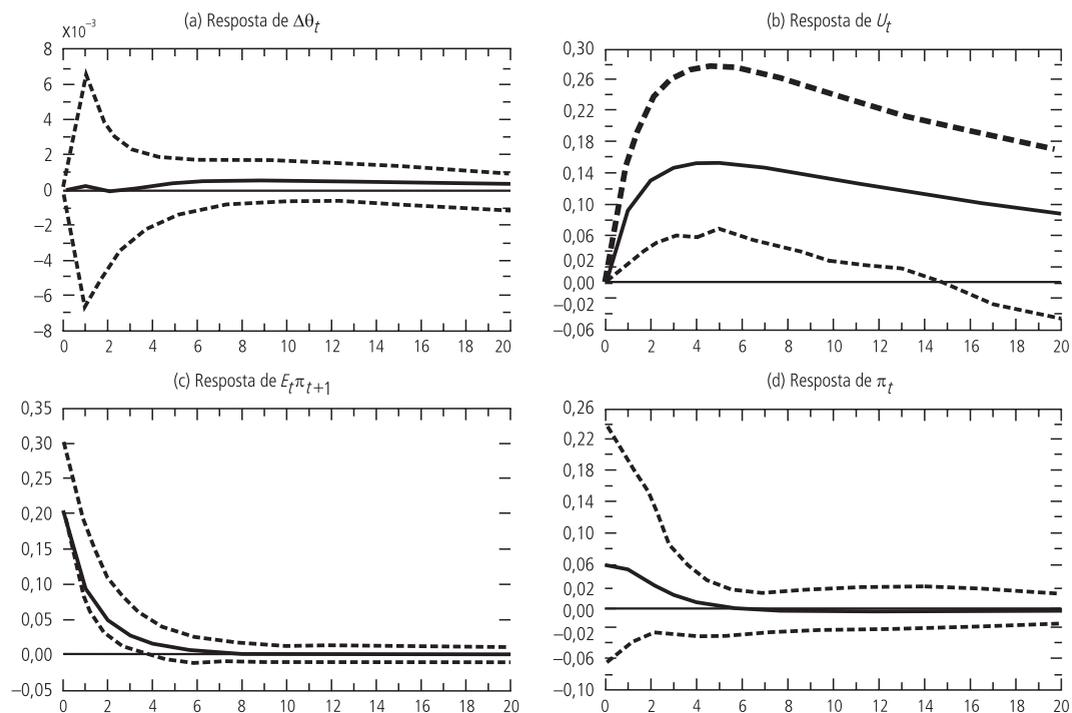
Respostas a um choque de 1 desvio-padrão na taxa de desemprego



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Intervalos de 90% de confiança calculados por *bootstrap* – intervalo percentual de Hall.

GRÁFICO B.3
Respostas a um choque de 1 desvio-padrão na expectativa de inflação

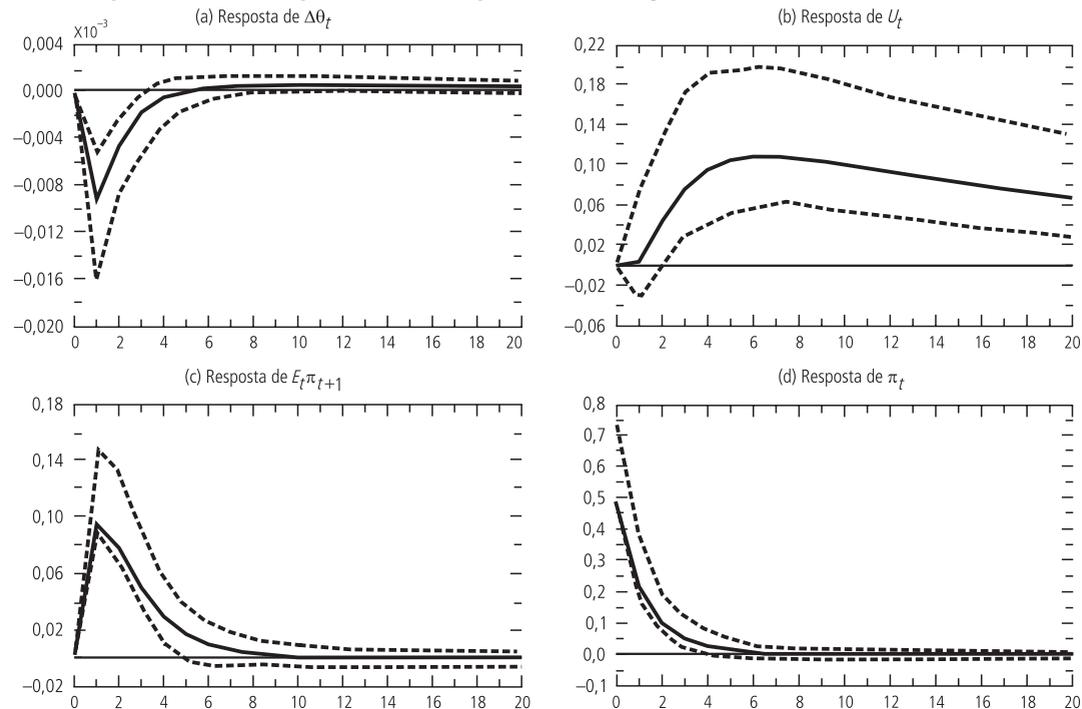


Fonte: Elaboração própria.

Nota: Intervalos de 90% de confiança calculados por *bootstrap* – intervalo percentual de Hall.

GRÁFICO B.4

Respostas a um choque de 1 desvio-padrão na inflação



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Intervalos de 90% de confiança calculados por *bootstrap* – intervalo percentual de Hall.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Fabiana da Silva Matos

Lucia Duarte Moreira

Luciana Nogueira Duarte

Míriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Maria Hosana Carneiro Cunha)

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

Tiragem: 500 exemplares

Missão do Ipea

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

