

Cavalcanti, Marco A. F. H.; Vereda, Luciano

**Working Paper**

## Propriedades dinâmicas de um modelo DSGE com parametrizações alternativas para o Brasil

Texto para Discussão, No. 1588

**Provided in Cooperation with:**

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

*Suggested Citation:* Cavalcanti, Marco A. F. H.; Vereda, Luciano (2011) : Propriedades dinâmicas de um modelo DSGE com parametrizações alternativas para o Brasil, Texto para Discussão, No. 1588, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91195>

**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.*

# 1588

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**PROPRIEDADES DINÂMICAS  
DE UM MODELO DSGE  
COM PARAMETRIZAÇÕES  
ALTERNATIVAS PARA O BRASIL**

**Marco A. F. H. Cavalcanti  
Luciano Vereda**

**Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada**

### **PROPRIEDADES DINÂMICAS DE UM MODELO DSGE COM PARAMETRIZAÇÕES ALTERNATIVAS PARA O BRASIL**

Marco A. F. H. Cavalcanti\*  
Luciano Vereda\*\*

---

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

\*\* Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF).

## **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**

Fernando Ferreira

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

Mário Lisboa Theodoro

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

José Celso Pereira Cardoso Júnior

### **Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas**

João Sicsú

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

Liana Maria da Frota Carleial

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

Márcio Wohlers de Almeida

### **Diretor de Estudos e Políticas Sociais**

Jorge Abrahão de Castro

### **Chefe de Gabinete**

Persio Marco Antonio Davison

### **Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação**

Daniel Castro

## **Texto para Discussão**

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos diretos 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.

# SUMÁRIO

---

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO .....	7
2 VISÃO GERAL DO MODELO .....	9
3 "FAIXAS ADMISSÍVEIS" DE VALORES PARA OS PARÂMETROS DO MODELO .....	12
4 FUNÇÕES DE RESPOSTA A IMPULSO SOB PARAMETRIZAÇÕES ALTERNATIVAS DO MODELO.....	26
5 CONCLUSÃO .....	35
REFERÊNCIAS .....	36
BIBLIOGRAFICA COMPLEMENTAR.....	39
ANEXO .....	40



## SINOPSE

O objetivo deste texto é analisar as propriedades dinâmicas de um modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral – Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) – para o Brasil, sob parametrizações alternativas do modelo. Inicialmente, apresenta-se uma revisão cuidadosa da literatura, de modo a identificar “faixas admissíveis” de valores para alguns dos principais parâmetros encontrados na classe de modelos DSGE. Em seguida, calculam-se funções de resposta a impulso (FRI) de interesse, sob diversas parametrizações do modelo. Em uma primeira etapa, as FRIs são calculadas variando-se o valor de alguns parâmetros de interesse, um de cada vez, de modo a analisar a sensibilidade das FRIs a cada parâmetro tomado isoladamente. Em uma segunda etapa, realiza-se uma análise de “sensibilidade global” das FRIs do modelo: *i*) sorteiam-se valores para cada parâmetro do modelo dentro das faixas de valores admissíveis identificadas previamente; *ii*) calculam-se FRIs para os choques de interesse; *iii*) repetindo tal procedimento um número grande de vezes, obtêm-se “intervalos de confiança” para as FRIs desejadas. De acordo com os resultados obtidos, as respostas de algumas das principais variáveis macroeconômicas aos choques analisados são compatíveis com fatos estilizados para a economia brasileira e são razoavelmente robustas à escolha dos parâmetros estruturais do modelo no que se refere a seu *timing*, mas não no que diz respeito à sua magnitude.

## ABSTRACT<sup>i</sup>

This paper analyzes the dynamic properties of a DSGE model for Brazil, under alternative model parameterizations. First, we carefully review the literature in order to identify “admissible ranges” for the model’s parameters. We then calculate selected impulse response functions (IRF) under various model parameterizations. We first analyze the sensitivity of IRFs to some of the model’s parameters taken one at a time. We later analyze the model’s IRFs “global sensitivity”: *i*) we randomly draw parameter values from the “admissible ranges” previously identified; *ii*) we calculate impulse response functions for selected variables and shocks under each draw; *iii*) by repeating

---

<sup>i</sup>. *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.

this procedure many times, we obtain “confidence intervals” for the desired IRFs. According to our results, responses by some of the main macroeconomic variables to the selected shocks are compatible with stylized facts for the Brazilian economy and are reasonably robust to the choice of structural parameters with regard to their timing, but not their magnitude.

## 1 INTRODUÇÃO

Ao longo da última década, o uso de modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral – Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) – se difundiu entre instituições de pesquisa e bancos centrais (BCs) ao redor do mundo enquanto importante instrumento na análise de questões macroeconômicas. Fukac e Pagan (2006) resumiram a evolução histórica dos modelos macroeconômicos de previsão e simulação usados internacionalmente (notadamente pelos BCs de países desenvolvidos), deixando evidente a tendência rumo a modelos mais consistentes do ponto de vista teórico. A atratividade dos modelos DSGEs deve-se à sua estrutura teórica rigorosa – que propicia a realização de simulações de política econômica consistentes com os *microfundamentos* do modelo – e à sua flexibilidade para explicar vários *factos estilizados* da macroeconomia.

A implementação prática de modelos DSGEs requer a atribuição de valores numéricos para seus parâmetros estruturais, o que pode ser feito a partir de estimação econométrica e/ou de procedimentos de “calibragem”. Em ambos os casos, a tarefa não é trivial. De um lado, apesar dos avanços recentes na estimação de modelos DSGEs a partir de métodos bayesianos ou de máxima verossimilhança (ver, dentre outros, SMETS; WOUTERS, 2003; AN; SCHORFHEIDE, 2007; RUGE-MURCIA, 2007; ADOLFSON *et al.*, 2008; RATTO; ROEGER; IN’T VELD, 2009), alguns desses métodos revelam-se muito sensíveis a erros de especificação, e ainda não parece haver soluções satisfatórias para os problemas de identificação que costumam afetar tais modelos (CANOVA; SALA, 2007; RUGE-MURCIA, 2007; BELTRAN; DRAPER, 2008). De outro lado, a calibragem de modelos DSGEs – exemplificada, dentre outros, por Murchison e Rennison (2006) e Medina e Soto (2006) – pode envolver a adoção de valores relativamente arbitrários para alguns parâmetros, comprometendo a confiabilidade de simulações e recomendações de política geradas a partir dos modelos. A interação entre as duas metodologias pode, contudo, auxiliar na validação de determinado modelo. Em particular, a calibragem de modelos DSGEs em uma primeira etapa pode ser útil não apenas como forma de analisar as propriedades dinâmicas dos modelos, como também para detectar características dos modelos que poderiam gerar problemas de identificação na etapa de estimação, bem como para apontar parâmetros do modelo que sejam particularmente importantes na determinação das trajetórias de equilíbrio em resposta a choques – e que, portanto, deveriam receber atenção especial na etapa de estimação. Além disso, caso calibrações alternativas do modelo deem origem,

para um ou mais choques de interesse, a funções de resposta a impulso semelhantes, há indícios de que eventuais problemas de identificação podem ter implicações pouco relevantes para as simulações de interesse.

O objetivo deste texto é analisar, no contexto de um modelo DSGE adaptado às características da economia brasileira, funções de resposta a impulso sob parametrizações alternativas do modelo. Inicialmente, apresenta-se uma revisão cuidadosa da literatura, de modo a identificar “faixas admissíveis” de valores para alguns dos principais parâmetros encontrados na classe de modelos DSGEs. Vale notar que essa revisão da literatura, por si só, é uma contribuição importante do trabalho. Em seguida, realizam-se vários exercícios de simulação do modelo, calculando-se as trajetórias de equilíbrio de algumas variáveis selecionadas – produto, consumo privado, investimento, gasto público, taxa de inflação, taxa de juros, taxa de câmbio real e saldo da balança comercial – em resposta a choques em quatro variáveis de interesse – taxa de juros, gasto público, prêmio de risco e preço dos bens importados –, sob parametrizações alternativas do modelo. Em uma primeira etapa, as funções de resposta a impulso são calculadas variando-se o valor de alguns parâmetros de interesse, um de cada vez. Essa etapa visa analisar a sensibilidade das funções de resposta a impulso a cada parâmetro tomado isoladamente, com os objetivos de: *i*) detectar parâmetros que poderiam gerar problemas de identificação na etapa de estimação; e *ii*) apontar parâmetros que sejam particularmente importantes na determinação das trajetórias de equilíbrio em resposta a choques – e que, portanto, deveriam receber atenção especial nas fases posteriores da pesquisa, quando o modelo for calibrado e estimado a partir de dados brasileiros. Em uma segunda etapa, realiza-se uma análise de “sensibilidade global”<sup>1</sup> das funções de resposta a impulso do modelo: *i*) sorteiam-se valores para cada parâmetro do modelo dentro das faixas de valores admissíveis identificadas previamente; *ii*) calculam-se funções de resposta a impulso para os choques de interesse; e *iii*) repetindo tal procedimento um número grande de vezes, obtêm-se “intervalos de confiança” para as funções de resposta a impulso desejadas. Caso as respostas das principais variáveis macroeconômicas sejam: *i*) razoavelmente robustas à escolha dos parâmetros estruturais do modelo dentro da faixa de valores admissíveis, e *ii*) compatíveis com evidências empíricas obtidas de outras fontes – por exemplo, modelos de vetores autorregressivos (VAR) –, então parece razoável concluir

---

1. Vale notar que, apesar de haver semelhanças com a metodologia usada em Ratto (2008), os objetivos da presente análise são mais modestos, não havendo pretensão de quantificar a importância de cada parâmetro do modelo para a geração das funções de resposta a impulso (FRI).

que o modelo tem potencial para reproduzir fatos estilizados da economia brasileira, e que eventuais problemas de identificação podem ter implicações pouco relevantes para a análise dos choques de interesse.

O texto é composto de cinco seções, além desta introdução. A seção 2 apresenta uma visão geral do modelo analisado. A seção 3 identifica, a partir da análise da literatura teórica e empírica para o Brasil e outros países, “faixas admissíveis” de valores para alguns dos principais parâmetros do modelo. A seção 4 apresenta as funções de resposta a impulso de interesse sob parametrizações alternativas do modelo. Por fim, a seção 5 apresenta alguns comentários à guisa de conclusão.

## 2 VISÃO GERAL DO MODELO<sup>2</sup>

O objetivo geral do modelo é identificar os impactos, no médio prazo, de diversos “choques” externos e de política econômica sobre a evolução das principais variáveis macroeconômicas. O modelo busca representar as principais características da economia brasileira no contexto de uma abordagem dinâmica de equilíbrio geral, na qual as inter-relações entre as variáveis macroeconômicas são derivadas a partir das decisões ótimas dos diversos agentes na economia (famílias, firmas e autoridades monetárias e fiscais) em face das restrições impostas pelo ambiente em que operam. O arcabouço teórico básico é importado dos modelos de Smets e Wouters (2003) e Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), que têm servido de inspiração para modelos DSGEs de médio porte adotados por diversos BCs de todo o mundo. Fundamentado no paradigma novo-keynesiano (ver, entre outros, WOODFORD, 2003), este modelo apresenta como principais características: *i*) indivíduos com expectativas racionais; *ii*) firmas com poder de mercado e, portanto, capacidade de fixar preços; *iii*) rigidez de preços e salários, que permite que a política monetária tenha efeitos reais sobre a economia; e *iv*) fricções reais, como custos de ajustamento do capital, utilização variável da capacidade instalada e formação de hábito no consumo, que ajudam a explicar vários fatos estilizados associados às flutuações do produto. A extensão do modelo para uma economia aberta segue Dib (2003) e Medina e Soto (2006).

2. Por questões de espaço, o presente texto se limita a discutir as principais características do modelo. Para uma descrição completa do modelo básico, ver Vereda e Cavalcanti (2010).

O modelo para o Brasil adiciona a essa estrutura básica algumas características típicas de economias emergentes e da economia brasileira em particular, tais como: *i*) a presença de indivíduos alijados do mercado financeiro e de trabalho, que obtêm sua renda a partir de transferências governamentais e são impedidos de suavizar seu padrão de consumo ao longo do tempo; *ii*) a divisão dos bens e serviços produzidos em itens cujos preços são “livres” (transacionados sem qualquer tipo de monitoramento ou intervenção governamental) ou “administrados” (negociados a preços fixados sob algum grau de monitoramento ou intervenção do governo); *iii*) a inserção de um prêmio de risco sobre os títulos convencionais de renda fixa emitidos pelo governo brasileiro, que depende do passivo externo líquido do país, além de fatores externos, como flutuações na propensão ao risco dos investidores internacionais; e *iv*) o uso, por parte das firmas que não escolhem preços ótimos em cada período, de uma “regra de bolso” segundo a qual os preços são reajustados automaticamente por uma média ponderada da inflação passada e da meta de inflação do BC – o que permite captar diferentes graus de credibilidade da política monetária.

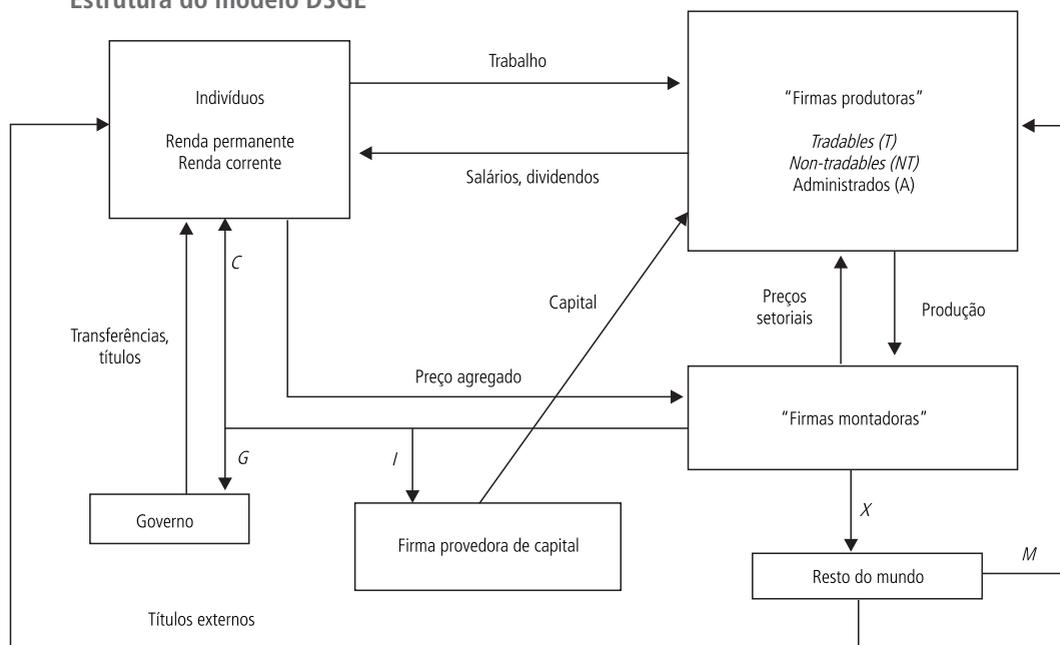
A estrutura geral do modelo é representada na figura 1. A economia inclui dois tipos de indivíduos: indivíduos que se comportam de acordo com a teoria da renda permanente (indivíduos *RP*), distribuindo seus gastos de consumo no tempo de forma ótima; e indivíduos alijados do mercado financeiro, limitados, portanto, a consumir sua renda corrente (indivíduos *RC*). A presença de indivíduos “restritos” é importante para permitir captar os efeitos das políticas fiscais (transferências e taxaço, em particular) sobre o consumo e o produto agregado. Os indivíduos *RP* ofertam trabalho às firmas e delas recebem salários e dividendos (pois também são os proprietários das firmas), enquanto os indivíduos *RC* recebem sua renda através de transferências governamentais. A existência de “formação de hábito” no consumo impõe certa inércia à dinâmica do consumo agregado, revelando-se importante para representar este fato estilizado.

Do lado da oferta, o núcleo do modelo é composto por firmas produtoras de três tipos de bens: *tradables*, *non-tradables* e administrados. Esta desagregação tem como objetivo principal captar efeitos de choques setoriais sobre as dinâmicas do nível agregado de preço e da taxa de câmbio real. A existência de firmas “montadoras”, que agregam os bens produzidos em cada setor em cestas a serem distribuídas para as famílias e para o governo, transformadas em capital novo ou exportadas, é uma conveniência técnica e não tem impacto sobre a dinâmica das variáveis. A transformação de parte

das cestas de bens em capital novo é realizada por uma firma monopolista, que oferta este capital às firmas produtoras; este processo caracteriza-se por utilização variável da capacidade instalada e custos de ajustamento do estoque de capital, que são fricções reais importantes para representar a dinâmica do investimento e produto. Cabe notar que se supõe a existência de rigidez de preços e salários, o que permite que a política monetária tenha efeitos reais sobre a economia.

A relação da economia doméstica com o resto do mundo se dá mediante fluxos comerciais e financeiros: de um lado, exporta-se parte das cestas de bens *tradables* produzidos domesticamente e importa-se parte dos insumos utilizados pelas firmas produtoras; de outro lado, os indivíduos domésticos podem investir em títulos emitidos no exterior.

FIGURA 1  
Estrutura do modelo DSGE



Fonte: Elaboração dos autores.

Em relação ao modelo descrito em Vereda e Cavalcanti (2010), o modelo usado no presente trabalho apresenta duas modificações, referentes à condução das políticas monetária e fiscal. A regra de política monetária estabelece que a taxa de juros ( $R$ ) depende de um componente inercial, do desvio da inflação esperada em relação à meta de inflação, e do hiato do produto esperado para o período seguinte, além de um choque independente e identicamente distribuído (i.i.d.):

$$\hat{R}_t = \phi_R \hat{R}_{t-1} + (1 - \phi_R) [\phi_\pi (E_t[\pi_{t+1}] - \bar{\pi}_t) + \phi_y (E_t[y_{t+1}]) + \varepsilon_t^m] \quad (1)$$

A regra de política fiscal, por sua vez, é dada por:

$$\hat{G}_t = \rho_G \hat{G}_{t-1} + (1 - \rho_G) \phi_G \hat{Y}_{t-1} + v_t^G \quad (2)$$

onde  $\hat{G}_t$  e  $\hat{Y}_t$  são, respectivamente, o gasto público e o produto e  $v_t^G$  é um choque i.i.d. Supondo  $0 < \rho_G < 1, \phi_G < 0$ , essa regra determina um comportamento anticíclico (*backward-looking*) por parte da política fiscal; por outro lado, se  $0 < \rho_G < 1, \phi_G > 0$ , a regra é compatível com uma função de reação fiscal segundo a qual os gastos diminuem (aumentam) quando o superávit primário observado no período anterior – que depende positivamente do nível do produto – diminui (aumenta). A sensibilidade das FRIs a esses parâmetros será analisada na seção 4.<sup>3</sup>

### 3 “FAIXAS ADMISSÍVEIS” DE VALORES PARA OS PARÂMETROS DO MODELO

Nesta seção, o objetivo é encontrar valores razoáveis para as dezenas de parâmetros do modelo, a partir da análise cuidadosa da literatura existente, tanto nacional quanto internacional. Acredita-se que a revisão da literatura aqui apresentada, visando buscar valores para parâmetros que figuram frequentemente ou esparsamente em modelos DSGEs, seja uma das contribuições mais relevantes deste trabalho. Cabe ressaltar que as parametrizações aqui discutidas pressupõem o uso do modelo em bases trimestrais.

---

3. O impacto de regras fiscais alternativas, dentre as quais regras que levem em consideração explicitamente a trajetória do estoque da dívida pública (como em CARVALHO; VALLI, 2010; SILVA; PORTUGAL, 2010), será analisado em trabalho futuro.

Segundo Woodford (2003), os valores escolhidos para o parâmetro  $\sigma_C$  (que mede o coeficiente de aversão relativa ao risco ou o inverso da elasticidade intertemporal de substituição dos indivíduos do tipo *RP*) são a unidade, no caso dos modelos pertencentes à literatura de *ciclos reais de negócios*, ou então valores significativamente maiores do que 1 “(...) de modo a captar a magnitude observada empiricamente dos efeitos de um choque identificado de política monetária sobre a demanda agregada”.<sup>4</sup> Com efeito, Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) assumem implicitamente que  $\sigma_C = 1$  (pois a utilidade instantânea dos indivíduos depende do logaritmo natural da quantidade consumida), enquanto Juillard *et al.* (2006) escolhem  $\sigma_C = 1.25$ . Smets e Wouters (2003), ao trabalharem com dados trimestrais coletados na Zona do Euro, escolhem uma distribuição apriorística normal com média unitária para esse parâmetro e chegam a uma distribuição *a posteriori* com mediana igual a 1.608 e onde 90% dos valores possíveis estão contidos na faixa [1.126, 2.106]. Rotemberg e Woodford (1997), por sua vez, chegam a um valor significativamente mais alto ( $\sigma_C = 6.25$ ) ao trabalharem com dados norte-americanos na frequência trimestral.

Na literatura brasileira, Kanczuk (2002), Ellery Júnior, Gomes e Sachsida (2002), Carneiro e Duarte (2001) e Carvalho e Valli (2010) assumem  $\sigma_C = 1$ , enquanto Araújo *et al.* (2006) fazem  $\sigma_C = 2.5$ . Já Silveira (2008) leva adiante um exercício econométrico no qual a estimativa pontual encontrada para  $\sigma_C$  é 2.09, com 90% de chances do parâmetro se encontrar no intervalo [1.46, 2.86].<sup>5</sup> Os resultados obtidos na literatura brasileira e internacional sugerem uma faixa admissível entre 1 e 3, onde descartamos a estimativa de Rotemberg e Woodford (1997) por ela estar em um patamar muito superior.

Os valores usualmente assumidos para o parâmetro  $\sigma_L$  (elasticidade da desutilidade marginal do trabalho) também se comportam de maneira similar. Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) assumem implicitamente que  $\sigma_L = 1$ , pois a utilidade instantânea dos indivíduos varia com o quadrado da quantidade de trabalho ofertada por cada um, enquanto Juillard *et al.* (2006) escolhem  $\sigma_L = 3$ . Smets e Wouters (2003) escolhem uma distribuição apriorística normal de média 2 e variância 0.75 (de maneira que há aproximadamente 95% de chances de o parâmetro se encontrar no intervalo

4. Tradução livre de Woodford (2003, p. 173).

5. A estimativa foi feita através de métodos bayesianos com observações retiradas do período 1999:Q3-2005:Q3 (total de observações: 25). A distribuição apriorística para  $\sigma_C$  é normal com média 1 e desvio-padrão 0.5, de forma que o intervalo de confiança de 90% “inicial” é [0.18, 1.82].

[0.5, 3.5]) e chegam a uma distribuição *a posteriori* com mediana igual a 1.188 e onde 90% dos valores possíveis estão contidos na faixa [0.439, 2.365]. Christoffel, Coenen e Warne (2008) adotam um valor igual a 2 no contexto do modelo DSGE desenvolvido para a Área do Euro, o New Area Wide Model (NAWM).

Na literatura brasileira, Kanczuk (2002) e Ellery Júnior, Gomes e Sachsida (2002) adotam uma função utilidade instantânea na qual  $\sigma_L = 0$  (ou seja, a utilidade varia linearmente – e de forma negativa, obviamente – com a quantidade de trabalho ofertada pelos indivíduos).<sup>6</sup> Carneiro e Duarte (2001), por sua vez, escolhem um parâmetro  $\sigma_L$  praticamente igual a zero.<sup>7</sup> Silveira (2008) encontra uma estimativa pontual igual a 0.77, com 90% de chances de o parâmetro se encontrar no intervalo [-0.11, 1,91].<sup>8</sup> Carvalho e Valli (2010) adotam valor igual a 2, em conformidade com o valor usado no NAWM. A análise sugere que uma faixa admissível entre 0 e 3 consegue capturar a maior parte dos valores que o parâmetro  $\sigma_L$  pode assumir.

A calibragem do fator de desconto  $\beta$  é feita de tal forma que  $\frac{1}{\beta} - 1$  iguala o valor assumido pela taxa de juros real média observada em um intervalo de tempo suficientemente longo (a fim de capturar corretamente o valor dessa variável no longo prazo) (ver WOODFORD, 2003, p. 340). Rotemberg e Woodford (1997), Smets e Wouters (2003) e Juillard *et al.* (2006) fixam  $\beta = 0.99$ , que é compatível com um juro real médio de 4% ao ano (a.a.), enquanto Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) assumem  $\beta = 0.9926$  a fim de chegar a uma taxa de juros real média de 3% a.a. A aplicação desse princípio ao caso brasileiro é mais difícil porque essa variável se alterou significativamente após as mudanças estruturais promovidas na economia brasileira a partir do Plano Real, e a diversidade de valores sugeridos reflete esse problema. Kanczuk (2002) e Araújo *et al.* (2006) assumem  $\beta = 0.99$ , enquanto Ellery Júnior, Gomes e Sachsida (2002) escolhem  $\beta = 0.89$  em um modelo ajustado a dados na frequência anual (esse valor é compatível com uma taxa de juros real média de 12% a.a.; o equivalente trimestral seria  $\beta$  igual a 0.971). Kanczuk (2004) escolhe  $\beta = 0.98$

---

6. Araújo *et al.* (2006) consideram que os indivíduos dispõem de uma unidade de trabalho que é ofertada inelasticamente, ou seja, o trabalho fornecido sempre esgota a dotação independentemente do salário recebido. A função utilidade instantânea assumida não depende da quantidade de trabalho ofertada.

7. Conforme discutido inúmeras vezes na literatura, essa opção faz com que a oferta de trabalho seja totalmente elástica.

8. A distribuição apriorística para  $\sigma_L$  é normal com média 1.5 e desvio-padrão 0.75, de forma que o intervalo de confiança de 90% “inicial” é [0.27, 2.73].

em um modelo ajustado a dados trimestrais, o que é compatível com uma taxa de juros real média de 8,4% a.a.; esse valor deve ser semelhante ao usado por Carvalho e Valli (2010), que trabalham com uma taxa de juros real em *steady-state* de 9% a.a. Silveira (2008) faz  $\beta = 0.91$ , de modo a obter aproximadamente a média histórica da taxa de juros nominal no *steady-state*. Como a base da taxa é anual, é necessário “converter” esse  $\beta$  para um número compatível com um modelo para dados trimestrais; fazendo isso obtém-se  $\beta \approx 0.977$ . Finalmente, Carneiro e Duarte (2001) fixam  $\beta = 0.93$  e comentam que “(...) a calibragem da taxa de desconto intertemporal é feita através da relação de estado estacionário desta com a taxa de juros, utilizando a média da taxa SELIC trimestral registrada de julho de 94 a dezembro de 2000”. A análise sugere uma faixa admissível entre 0.98 e 0.99, que gera um juro real médio entre 4,1% a.a. e 8,4% a.a., valores que parecem compatíveis com as conquistas proporcionadas pela maior estabilidade macroeconômica.

Os valores usualmente encontrados nas literaturas nacional e internacional para o parâmetro que mede a elasticidade de substituição entre bens diferenciados são tais que o *mark-up* registrado em *steady-state* está contido no intervalo [10%, 25%]. Com efeito, Rotemberg e Woodford (1997) usam um *mark-up* igual a 15%, enquanto Juillard *et al.* (2006) assumem que o *mark-up* é 23%. Smets e Wouters (2003) trabalham inicialmente com uma distribuição apriorística gama com 2 graus de liberdade e média 0.15 (que é compatível com um *mark-up* de 15%) e chegam a uma distribuição *a posteriori* com mediana igual a 0.162 e onde 90% dos valores estão contidos na faixa [0.139, 0.192]. Na literatura brasileira, Carneiro e Duarte (2001), Araújo *et al.* (2006) e Carvalho e Valli (2010) adotam calibragens compatíveis com *mark-ups* entre 14,3% e 20%. A análise sugere que os parâmetros  $\mu_s$  ( $s = T, NT, A$ ) devem estar contidos na faixa admissível [10%, 25%].

As referências para o parâmetro que mede a elasticidade de substituição entre tipos de trabalho diferenciados ( $\mu_w$ ) são mais escassas. Os trabalhos encontrados na literatura internacional sugerem que o *mark-up* registrado em *steady-state* está contido no intervalo [5%, 30%]. Com efeito, Juillard *et al.* (2006) assumem que esse *mark-up* é igual a 17%, o NAWM supõe um *mark-up* de 20%, enquanto Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) assumem  $\mu_w = 0.05$  (*mark-up* de 5%). Smets e Wouters (2003), por sua vez, trabalham inicialmente com uma distribuição apriorística gama com 2 graus de liberdade e média 0.25 e chegam a uma distribuição *a posteriori* com mediana igual

a 0.285 e onde 90% dos valores estão contidos na faixa [0.246, 0.331]. A literatura brasileira não traz maiores pistas porque a maioria dos modelos elaborados até agora não introduz rigidez nominal de salários e, dentre os trabalhos que apresentam tal característica, a prática é adotar valores da literatura internacional – como Carvalho e Valli (2010), que impõem um *mark-up* de 20% em consonância com o valor usado no NAWM.

No que se refere ao parâmetro que mede o grau de formação de hábito da utilidade do agente representativo, pode-se assumir que  $b \in [0,1]$  (ver WOODFORD, 2003, p. 333), mas os trabalhos encontrados na literatura internacional convergem para uma faixa mais restrita. Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) estimam valores entre 0.4 e 0.8 ao trabalhar com sete variantes do modelo básico por eles desenvolvido. Smets e Wouters (2003) trabalham inicialmente com uma distribuição apriorística beta com média e desvio-padrão iguais a 0.70 e 0.10, respectivamente, e chegam a uma distribuição *a posteriori* com mediana igual a 0.552 e onde 90% dos valores estão contidos na faixa [0.416, 0.681]. Já Juillard *et al.* (2006) também trabalham inicialmente com uma distribuição apriorística beta de média 0.9 e desvio-padrão 0.05, chegando a uma distribuição *a posteriori* de média 0.83 e onde 90% dos valores estão contidos na faixa [0.75, 0.9].

Há poucas referências na literatura brasileira acerca dos valores prováveis de  $b$  porque os modelos DSGEs desenvolvidos até mais recentemente simplesmente não incorporavam esse atributo. As exceções são Araújo *et al.* (2006), que testam dois valores para  $b$  (0.4 e 0.8) e Silveira (2008), que parte de uma distribuição *a priori* beta para  $b$  com média 0.5 e desvio-padrão 0.18 (logo o intervalo de confiança de 90% “inicial” é [0.2, 0.8]) e chega em uma *posteriori* com média igual a 0.69 e uma probabilidade de 90% de o parâmetro se encontrar entre 0.55 e 0.81. Carvalho e Valli (2010) adotam valor igual ao usado no NAWM (0.6). A análise sugere que a faixa admissível [0.4, 0.9] é bastante razoável.

É difícil encontrar na literatura internacional algum modelo DSGE que incorpore capital à função de produção utilizada pelas firmas e não assuma desde o início que a sua taxa de depreciação seja igual a 0.025 (ou 10% em termos anuais). Com efeito, essa hipótese é adotada em Smets e Wouters (2003), Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) e Juillard *et al.* (2006). A literatura brasileira, porém, é caracterizada por uma divergência maior. Carvalho e Valli (2010) seguem a literatura internacional e supõem

taxa de depreciação de 2,5% ao trimestre, mas Kanczuk (2002) assume  $\delta = 4.8\%$  a.a. (ou 1,2% ao trimestre), Ellery Júnior, Gomes e Sachsida (2002) adotam  $\delta = 17\%$  a.a. (ou 4,25% ao trimestre), Kanczuk (2004) fixa  $\delta = 1.7\%$  ao trimestre e Carneiro e Duarte (2001) adotam o espantoso valor  $\delta = 39\%$  ao trimestre. Tendo em vista esses indícios, decidimos não nos afastar do padrão estabelecido na literatura internacional, de maneira que fixamos  $\delta = 0.025$ .

Nos artigos que adotam uma função de produção da forma Cobb-Douglas com dois argumentos, quais sejam, capital e trabalho, o expoente desse último costuma ser escolhido com o objetivo de tornar a fatia da renda nacional destinada à remuneração do trabalho igual ao valor médio observado em uma amostra suficientemente longa. Na literatura internacional essa fatia se situa entre 0.6 e 0.7,<sup>9</sup> mas os dados brasileiros sugerem um expoente algo menor. Com efeito, Kanczuk (2002) calibra o expoente do capital em 0.39, enquanto Ellery Júnior, Gomes e Sachsida (2002) assumem que esse valor é igual a 0.49 e Carvalho e Valli (2010) adotam um expoente de 0.30. Kanczuk (2004) torna o expoente do capital igual a 0.4, que é o mesmo valor que Carneiro e Duarte (2001) parecem utilizar. Esses indícios sugerem uma estratégia para calibrar os parâmetros  $\eta_K^s$  e  $\eta_L^s$ , qual seja, escolher valores compatíveis com os fatores capital e trabalho se apropriando de fatias iguais da renda nacional e fazer pequenas mudanças em torno dessa referência.<sup>10</sup>

Uma maneira prática de implementar essa ideia é escolher  $\eta_K^A = \eta_K^T = \eta_K^{NT} = \eta_L^A = \eta_L^T = \eta_L^{NT} = \Omega$  como referência e fazer  $\Omega$  variar entre 0.4 e 0.45. O “excedente”  $1 - (\eta_K^s + \eta_L^s)$  (que pertence à faixa [0.1, 0.2]) está ligado à fatia da renda nacional enviada para o exterior a fim de remunerar as importações. Com efeito, o formato Cobb-Douglas assumido para a função de produção permite que calculemos facilmente a razão entre os pagamentos efetuados a um insumo produtivo específico (trabalho, capital ou importações) e os pagamentos totais destinados aos fatores de produção. Quando variamos  $\eta_K^s$  e  $\eta_L^s$  dentro da faixa estabelecida, a razão entre os

9. Em um modelo ajustado para dados da Zona do Euro, Smets e Wouters fixam esse expoente em 0.7, enquanto Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) usam um valor igual a 0.64 e Juillard et al. (2006) adotam um expoente igual a 0.58.

10. É claro que essa estratégia falha quando a importância dos insumos produtivos na função de produção (que é incorporada pelos parâmetros  $\eta_K^s$  e  $\eta_L^s$ ) varia significativamente com  $s$ . Estamos supondo implicitamente, portanto, que não há grandes diferenças nas funções de produção utilizadas pelas firmas “produtoras” dos três subsetores.

pagamentos destinados às importações e o custo total de produção se situa entre 9% e 20%, intervalo que consideramos satisfatório.<sup>11</sup>

O parâmetro que mede os custos de ajustamento do capital é  $\diamond = \frac{1}{\frac{\partial^2 S}{\partial(\arg S)^2} \Big|_{SS}}$ ,

onde  $S$  é uma função que assume valor zero quando não há choques que elevem o custo e quando o investimento não varia. Quanto maior o custo de ajustamento do capital, menor o valor de  $\diamond$ . Quando a função  $S$  é quadrática,  $\frac{\partial^2 S}{\partial(\arg S)^2} \Big|_{SS} = 2$  e  $\diamond = \frac{1}{2}$ , sendo

$\diamond < \frac{1}{2}$  caso o grau da função  $S$  supere 2. A evidência empírica acumulada na literatura internacional parece apontar para circunstâncias desse tipo. Para a Área do Euro, Smets e Wouters (2003) trabalham inicialmente com uma distribuição apriorística normal com média 5 e desvio-padrão 1.5 (de maneira que 95% dos valores cabíveis se situam na faixa [2, 8]), e chegam a uma distribuição *a posteriori* com mediana igual a 5.974 e onde 90% dos valores estão contidos na faixa [4.321, 7.973]. Posteriormente (SMETS; WOUTERS, 2005), os autores obtêm resultados semelhantes para os Estados Unidos. Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), por sua vez, estimam para os Estados Unidos valores entre 1 e 10 ao trabalhar com sete variantes do modelo básico por eles desenvolvido. Em Woodford (2003), o investimento necessário para fazer com que o estoque de capital passe de  $K_t$  para  $K_{t+1}$  é  $I_t = I\left(\frac{K_{t+1}}{K_t}\right)K_t$ , onde a função  $I$  é tal que  $\frac{\partial^2 I}{\partial(\arg I)^2} \Big|_{SS} = \varepsilon_\psi > 0$  ( $\varepsilon_\psi$ : notação utilizada pelo autor). Woodford afirma que  $\varepsilon_\psi = 3$  é o valor considerado “empiricamente mais plausível”, o que fortalece a hipótese de que

$\diamond < \frac{1}{2}$ . Na literatura brasileira, Carvalho e Valli (2010) estimam um valor de  $\diamond$  próximo de 1/7; os demais modelos desenvolvidos não dispõem de capital (SILVEIRA, 2008; ARAÚJO *et al.*, 2006) ou a lei de movimento para o estoque de capital não incorpora esse atributo (KANCZUK, 2002; ELLERY JÚNIOR; GOMES; SACHSIDA, 2002;

11. De fato, esse intervalo reflete bem a faixa de valores ocupada pela razão entre as importações de bens e serviços e o PIB a preços de mercado apurada desde janeiro de 2001, de acordo com dados retirados do Sistema de Contas Nacionais Trimestrais – Sistema IBGE de Recuperação Automática (Sidra)/Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

KANCZUK, 2004). Essas informações nos fazem adotar uma faixa admissível na qual  $\diamond$  varia entre 1/8 e 1/2 (ou seja,  $\frac{\partial^2 S}{\partial(\arg S)^2} \Big|_{SS} \in [2, 8]$ ).

O custo incorrido pela firma produtora de capital quando ela decide ceder o seu capital fora da capacidade plena é representado pela elasticidade  $\Lambda = \frac{d^2 \Psi}{du_t^2} \Big|_{SS} / \frac{d\Psi}{du_t} \Big|_{SS}$ , onde a função  $\Psi(K)$  é estritamente convexa e seu valor sob plena utilização do capital (ou seja,  $u_t = 1$ ) é zero ( $\Psi(1) = 0$ ). Para os Estados Unidos e a Área do Euro, as estimativas de Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), Christoffel, Coenen e Warne (2008) e Smets e Wouters (2003, 2005) para essa elasticidade se situam no intervalo  $[0, 0.4]$ . Na ausência de estimativas para o Brasil, Carvalho e Valli (2010) seguem o NAWM e adotam o valor 0.007. A partir dessas informações, opta-se por definir a faixa admissível  $[0, 0.5]$ .

O próximo passo é calibrar os parâmetros  $\eta$  e  $\psi$ , que definem as elasticidades de substituição entre bens *tradables* e *non-tradables* e bens livres e administrados, respectivamente. Como é a primeira vez que essa decomposição é incorporada a modelos DSGEs aplicados ao Brasil e como essa classificação não é relevante na literatura internacional, segue que não há nenhum trabalho que dê pistas para a calibragem. Mas sabemos que os bens administrados são essencialmente serviços públicos e bens cuja demanda é inelástica (energia elétrica, por exemplo), de maneira que a substituição deles por bens livres deve ser relativamente difícil, o que recomenda utilizar um parâmetro  $\psi$  de valor elevado (digamos, acima de 5). O mesmo pode ser dito sobre o relacionamento entre bens *tradables* e *non-tradables*, pois os primeiros podem ser transacionados no mercado internacional e os últimos, por serem basicamente serviços, não podem ser enviados ao exterior. Dessa maneira, assume-se que a substituição de *tradables* por *non-tradables* também é relativamente difícil, o que recomenda utilizar um parâmetro  $\eta$  de valor elevado (digamos, acima de 5).

Os parâmetros  $\gamma$  e  $\phi$  são ajustados em  $\gamma = 0.48$  e  $1 - \phi = 0.31 \Rightarrow \phi = 0.69$ , pois os pesos dos bens *tradables*, *non-tradables* e administrados no Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) são iguais a 33%, 36% e 31%, respectivamente.<sup>12</sup>

12. Dados referentes a 2009 coletados no *site* do Banco Central do Brasil (BCB) (<http://www.bcb.gov.br>) na série de indicadores econômicos consolidados preparada pelo Departamento Econômico (DEPEC)/Consultoria de Conjuntura Econômica (Coace).

A calibragem do parâmetro  $\zeta$  (medida do conjunto de indivíduos do tipo *current-income*) é tal que a faixa admissível é estipulada em  $[2, 4]$ , o que é compatível com uma razão entre o total de indivíduos do tipo *current-income* e o total de indivíduos na economia  $\left(\frac{\zeta}{1+\zeta}\right)$  no intervalo  $[0.67, 0.80]$ . Esse intervalo é compatível com as estimativas para o Brasil obtidas por Issler e Rocha (2000) e Reis *et al.* (1998), que calculam a proporção de consumidores restritos a consumir apenas a renda corrente em 74% e 80%, respectivamente.

O parâmetro  $\tau^*$ , que mede a sensibilidade da demanda externa por cestas de bens *tradables* produzidos domesticamente com relação à razão entre o preço da cesta de bens *tradables* convertido para a moeda do resto do mundo e o nível geral de preços internacional, é calibrado conforme Araújo *et al.* (2006), que estimam que a elasticidade das exportações com relação à taxa de câmbio real é 0.8, aproximadamente. Isso equivale a fazer  $\tau^* = -5$ , de maneira que um aumento de 10% na taxa de câmbio real provoca um aumento de 8% na quantidade exportada. Se ajustarmos a faixa admissível em  $[-20, -2]$ , então o citado aumento de 10% na taxa de câmbio real gera variações na quantidade exportada entre 5% e 10%.

Parâmetros vitais na estrutura do modelo são  $\alpha_p^s$  e  $\gamma_s$  ( $s = T, NT, A$ ), que medem a probabilidade da  $j$ -ésima firma “produtora” do subsetor  $s$  usar uma regra de bolso para reajustar seus preços no instante  $t$  e o peso atribuído à inflação passada nessa regra de bolso, respectivamente. A literatura internacional é pródiga em resultados para o conjunto completo de firmas. Woodford (2003), citando resenha de Blinder *et al.* (1998), afirma que o tempo médio decorrido entre mudanças de preços observado em uma amostra representativa de firmas norte-americanas é de nove meses (ou três trimestres), indicando que o parâmetro  $\alpha_p$  do conjunto de firmas como um todo deve girar em torno de  $2/3$ . Smets e Wouters (2003), por sua vez, citam artigo de Galí, Gertler e Lopez-Salido (2001), que estimam uma curva de Phillips para a Zona do Euro e encontram evidências de que  $\alpha_p$  é aproximadamente igual a  $3/4$ , indicando um tempo médio decorrido entre mudanças de preços de um ano.<sup>13</sup> Com efeito,

---

13. Esse resultado é colhido ao estimar uma curva de Phillips híbrida, que nada mais é do que uma variante da curva de Phillips novo-keynesiana tradicional após a inserção de algum tipo de sensibilidade com relação à inflação passada.

essas referências parecem influenciar bastante tanto os valores calibrados quanto as distribuições apriorísticas assumidas nas literaturas nacional e internacional.

Na literatura internacional, Rotemberg e Woodford (1997) adotam  $\alpha_p = 2/3$ , enquanto Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) encontram  $\alpha_p = 0.5$  ao estimarem o seu modelo de referência (de maneira que o tempo médio decorrido entre mudanças ótimas de preços é de dois trimestres) e valores entre 0.3 e 0.6 ao estimarem algumas variantes do mesmo. Smets e Wouters (2003) trabalham inicialmente com uma distribuição apriorística beta com média 0.75 e desvio-padrão 0.05 e chegam a uma distribuição *a posteriori* com mediana igual a 0.909 e onde 90% dos valores estão contidos na faixa [0.890, 0.927]. Esse resultado sugere que o intervalo de tempo médio observado entre dois reajustes ótimos consecutivos é de dez trimestres.

É curioso que Silveira (2008) tenha encontrado resultados semelhantes ao estimar um modelo DSGE para uma pequena economia aberta com dados brasileiros.<sup>14</sup> Com efeito, o autor estima que a probabilidade de um dado preço não ser escolhido de maneira ótima em  $t$  é 0.89, com 90% de chances de o parâmetro se encontrar entre 0.83 e 0.97 (após partir de uma distribuição apriorística beta para esse parâmetro, com média 0.5, desvio-padrão 0.18 e cujo intervalo de confiança de 90% “inicial” é [0.2, 0.8]). A estimativa foi feita através dos mesmos métodos bayesianos utilizados em Smets e Wouters (2003). O trabalho de Areosa e Medeiros (2007) reforça os resultados de Silveira (2008), pois os autores encontram uma probabilidade significativamente alta de o preço não ser reotimizado a cada instante de tempo (acima de 0.9).<sup>15</sup> Por outro lado, Carvalho e Valli (2010) estimam um intervalo de confiança a 90% para essa probabilidade entre 73% e 74%. Vale citar também os resultados encontrados em Gouvea (2007), que usa dados microeconômicos para concluir que os preços no Brasil permanecem os mesmos por três a quatro meses, o que sugere uma probabilidade baixa de eles não serem modificados a cada instante. Devemos ressaltar, porém, que a probabilidade que precisamos é a de o preço não ser escolhido otimamente a cada instante de tempo, e não a probabilidade de o preço não mudar de forma alguma.

14. Nesse modelo, os preços que não são reajustados de maneira ótima no instante  $t$  são apenas recalculados usando uma regra de bolso baseada na correção do preço vigente pelo último dado de inflação observado.

15. A formulação da curva de Phillips estimada por Areosa e Medeiros (2007) é idêntica à utilizada por Silveira (2008).

As evidências nos levam a adotar como faixa admissível o intervalo [0.70, 0.95], reproduzindo os valores elevados que foram encontrados nas literaturas nacional e internacional. Reconhecemos que o tempo médio entre dois reajustes ótimos consecutivos decorrente dessa escolha é contraintuitivo, mas ressaltamos que a probabilidade que devemos incorporar é a de o preço não ser escolhido otimamente, e não a de o preço não mudar. Adicionalmente, Smets e Wouters (2003) escrevem o seguinte:

*One important reason for the relatively higher degree of nominal stickiness in prices than in wages appears to be the underlying specification of the process driving marginal costs. Whereas individual households' marginal costs of supplying labour are upward-sloping (due to the individual marginal disutility of labour), we assumed that the marginal cost curve in the intermediate goods sector is flat and the same for all firms (due to constant returns to scale). For a given elasticity of prices to real marginal cost, this will tend to bias upward the estimate of Calvo price stickiness. Indeed, using a single equation GMM approach, Gali, Gertler and Lopez-Salido (2001) find the same high degree of nominal price stickiness for the euro area when they assume constant returns to scale. Only when they assume decreasing returns to scale and an upward-sloping marginal cost curve, Gali, Gertler and Lopez-Salido (2000) estimate a more reasonable degree of price stickiness that is comparable with what we estimate for wages.*

Ou seja, a faixa admissível que adotamos também decorre da hipótese de retornos constantes de escala que assumimos ao fazer as firmas “produtoras” aplicarem uma função de produção Cobb-Douglas.

Quanto ao grau de indexação de preços  $\gamma$ , Giannoni e Woodford (2003) e Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) sugerem que  $\gamma = 1$  é a melhor opção para retratar as funções de resposta a impulsos monetários observadas empiricamente. Já Smets e Wouters (2003) partem de uma distribuição apriorística beta com média 0.75 e desvio-padrão 0.15 e chegam a uma distribuição *a posteriori* com mediana igual a 0.425 e onde 90% dos valores estão contidos na faixa [0.268, 0.597]. Na literatura nacional, o parâmetro que mede o grau de indexação de preços é estimado em 0.44 por Silveira (2008), com 90% de chances de ele se encontrar entre 0.13 e 0.71; Areosa e Medeiros (2007) situam esse parâmetro na faixa entre 0.2 e 0.75 ao trabalhar com várias especificações econométricas diferentes para a curva de Phillips; e Carvalho e

Valli (2010) estimam um valor em torno de 0.75. Esses resultados sugerem como faixa admissível o intervalo: [0.3, 0.8].<sup>16, 17</sup>

No que se refere a  $\alpha_w$ , a literatura nacional ligada ao estudo de modelos DSGEs apenas recentemente passou a incorporar esse tipo de atributo, com destaque para Carvalho e Valli (2010); esses autores, porém, simplesmente adotam o valor de 0.765 usado no NAWM do Banco Central Europeu (BCE), não fornecendo estimativas específicas para o Brasil. Na literatura internacional destacamos: Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), que encontram  $\alpha_w = 0.7$  ao estimarem o seu modelo de referência (de maneira que o tempo médio decorrido entre duas mudanças ótimas de salários é de 3.3 trimestres) e valores entre 0.7 e 0.9 ao estimarem algumas variantes do mesmo; Smets e Wouters (2003), que partem de uma distribuição apriorística beta com média 0.75 e desvio-padrão 0.05 e chegam a uma distribuição *a posteriori* com mediana igual a 0.758 e onde 90% dos valores estão contidos na faixa [0.690, 0.817]; e Christoffel, Coenen e Warne (2008), que estimam um valor de 0.765 para a Zona do Euro.

No que diz respeito a  $\gamma_w$ , mais uma vez a literatura nacional direta ou indiretamente ligada ao estudo de modelos DSGEs fornece pouca informação, exceção feita para Carvalho e Valli (2010), que estimam valores entre 0.577 e 0.614 para o grupo de trabalhadores mais qualificados, e valores entre 0.711 e 0.765 para trabalhadores menos qualificados. Na literatura internacional voltamos a destacar Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), que supõem de antemão que  $\gamma_w = 1$  ao ajustarem o seu modelo de referência, e Smets e Wouters (2003), que partem de uma distribuição apriorística beta com média 0.75 e desvio-padrão 0.15 e chegam a uma distribuição *a posteriori* com mediana igual a 0.663 e onde 90% dos valores estão contidos na faixa [0.383, 0.900].

As evidências acima nos levam a adotar como faixa admissível para  $\alpha_w$  o intervalo [0.6, 0.8], que em geral se situa abaixo do intervalo assumido para  $\alpha_p^s$  (ou seja, estamos reproduzindo a ordem encontrada por Smets e Wouters), mas que possui alguma interseção com esse último. Assume-se também que a faixa admissível para  $\gamma_w$  seja [0.4, 0.9], de acordo com os resultados de Smets e Wouters e Carvalho e Valli.

16. O sorteio dentro das faixas admissíveis se encarregará de capturar a possibilidade de  $\alpha_p^s$  e  $\gamma_s$  variarem com  $s$ .

17. É necessário comentar que Bevilaqua, Mesquita e Minella (2007) encontram evidências de que as metas de inflação são importantes "atratores das expectativas de inflação" (nas palavras dos autores), e que essa importância aumentou sobremaneira no período mais recente. Isso sugere que o peso da meta de inflação  $\bar{\pi}_t$  na regra de bolso utilizada pelas firmas deve ser relativamente alto nos dias de hoje, o que explica a inserção de valores baixos de  $\gamma_s$  na faixa admissível.

Assume-se que o parâmetro que mede a sensibilidade do prêmio de risco  $\theta_r$  com relação ao estoque de ativos externos detido pelos habitantes da economia doméstica expresso como uma proporção do produto pertence à faixa admissível  $[0.5, 1.5]$ , de maneira que uma diminuição de 10% nessa relação força um aumento de 5% a 15% no prêmio de risco. Como assumimos que o prêmio de risco em *steady-state* é zero, segue que essa variação faz com que o prêmio de risco passe para algo entre 500 e 1.500 pontos-base.

Os parâmetros da regra de Taylor são ajustados tentando reproduzir alguns resultados empíricos para o Brasil. Inicialmente, cabe destacar o seguinte “fato estilizado”, extraído de Minella *et al.* (2003):

*The first noteworthy result is the high degree of interest-rate smoothing. The coefficient on the lagged interest rate is between 0.7 and 0.9. Most importantly, the point estimates of the coefficient on inflation expectations are greater than one and significantly different from zero in all specifications... Therefore, we can conclude that the Central Bank has been reacting strongly to expected inflation. It conducts monetary policy on a forward-looking basis, and responds to inflationary pressures.*

Esse resultado é compatível com várias outras estimativas para o Brasil, tais como, *inter alia*: Carvalho e Valli (2010), que chegam a um valor em torno de 0.9 para o coeficiente associado à taxa de juros defasada e a um valor entre 1.7 e 1.8 para o coeficiente de resposta à inflação; Silva e Portugal (2010), que obtêm valores em torno de 0.87 e 1.6 para os mesmos parâmetros; e Salgado, Garcia e Medeiros (2005), com estimativas em torno de 0.9 e 2 para tais parâmetros. No que se refere ao coeficiente associado ao hiato do produto, as evidências são menos robustas; alguns estudos, como Silva e Portugal (2010), obtêm estimativas positivas, mas baixas (por exemplo, em torno de 0.2), enquanto outros estudos, como Salgado, Garcia e Medeiros (2005), obtêm estimativas não significativamente diferentes de zero. A análise dessa literatura sugere as faixas admissíveis  $[0.7, 0.9]$ ,  $[1.5, 3]$  e  $[0, 0.5]$  para os parâmetros  $\phi_R$ ,  $\phi_\pi$  e  $\phi_y$ , respectivamente.

No que se refere aos parâmetros da regra fiscal, até recentemente a maioria dos modelos DSGEs supunha que os gastos públicos fossem gerados a partir de um processo autorregressivo de ordem 1 – AR(1) – não dependendo, portanto, de nenhuma outra variável endógena do sistema. Isso decorria do fato de que o foco desses modelos

era basicamente na análise de questões ligadas à política monetária. Nos últimos anos, porém, o interesse na análise da política fiscal aumentou, levando à adoção de especificações variadas de regras de política fiscal no contexto de modelos DSGEs. Em geral, tais regras envolvem a determinação dos gastos públicos ou do superávit primário do governo a partir da trajetória da dívida pública e/ou do produto, bem como de um componente autorregressivo destinado a captar a “suavização” observada empiricamente nas variáveis fiscais. Uma análise detalhada do impacto de diferentes regras fiscais foge ao escopo deste trabalho e será objeto de estudo futuro; para os presentes fins, a regra fiscal definida em (2) acima parece suficiente. No contexto dessa regra, os parâmetros de interesse se referem ao componente autorregressivo dos gastos públicos e ao coeficiente de resposta ao produto; para tal especificação, parece razoável considerar valores para o componente autorregressivo entre 0.4 e 0.9, em conformidade com os resultados apresentados e discutidos em Silva e Portugal (2010) e Carvalho e Valli (2010); para o coeficiente de resposta ao produto, consideram-se valores entre  $-0,5$  e  $+0,5$ , de modo a permitir que a política fiscal atue de forma anticíclica ou com o objetivo de estabilizar o superávit primário.

TABELA 1  
“Faixas admissíveis” para os parâmetros do modelo

Parâmetro	Faixa admissível	Parâmetro	Faixa admissível
$\sigma_c$	[1, 3]	$\psi$	[5, 100]
$\sigma_l$	[0, 3]	$\gamma$	0.48
$\beta$	[0.98, 0.99]	$\phi$	0.69
$\mu_s$	[0.1, 0.25]	$\zeta$	[2, 4]
$\mu_w$	[0.05, 0.3]	$\tau^*$	[-20, -2]
$H$	[0.4, 0.9]	$\alpha_p^s$	[0.70, 0.95]
$\delta$	0.025	$\gamma_s$	[0.3, 0.8]
$\eta_k^s$	[0.4, 0.45]	$\alpha_w$	[0.6, 0.8]
$\eta_l^s$	[0.4, 0.45]	$\gamma_w$	[0.4, 0.9]
$\diamond$	[1/8, 1/2]	$\theta$	[0.5, 1.5]
$\Lambda$	[0, 0.5]	$\phi_z$	[0.7, 0.9]
$\eta$	[5, 100]	$\phi_\pi$	[1.5, 3]
$\rho_G$	[0.4, 0.9]	$\phi_y$	[0, 0.5]
$\phi_G$	[-0.5, 0.5]		

Fonte: Elaboração dos autores.

## 4 FUNÇÕES DE RESPOSTA A IMPULSO SOB PARAMETRIZAÇÕES ALTERNATIVAS DO MODELO

Esta seção analisa as funções de resposta a impulso das principais variáveis macroeconômicas (produto, consumo privado, investimento, gasto público, inflação de bens finais, taxa de juros, taxa de câmbio real e saldo comercial) quando a economia é perturbada por choques monetários, fiscais, no prêmio de risco e no preço externo dos produtos importados. Esse exercício é executado em duas etapas: primeiro, as funções de resposta a impulso são calculadas variando-se o valor de alguns parâmetros de interesse, um de cada vez, de modo a analisar a sensibilidade das funções de resposta a impulso a cada parâmetro tomado isoladamente; em seguida, realiza-se uma análise de “sensibilidade global” das funções de resposta a impulso do modelo, sorteando-se valores para todos os parâmetros do modelo, dentro das respectivas faixas de valores admissíveis identificadas previamente, e calculando-se as funções FRIs de interesse. O modelo é resolvido em MATrix LABoratory (MATLAB) através do pacote de rotinas Dynare, que também computa as FRIs desejadas.

Vale ressaltar que as FRIs apresentadas nas figuras a seguir são calculadas sob a hipótese de que os choques estruturais correspondentes são ruído branco. Garante-se, assim, que a dinâmica das variáveis em resposta aos choques seja determinada unicamente em função dos mecanismos de transmissão internos ao modelo, e não pela persistência intrínseca (exógena) dos choques.

### 4.1 SENSIBILIDADE DAS FUNÇÕES DE RESPOSTA A IMPULSO A PARÂMETROS ESPECÍFICOS DO MODELO

A fim de analisar a sensibilidade das funções de resposta a impulso a cada parâmetro do modelo tomado isoladamente, procede-se da seguinte forma: *i*) fixam-se os valores de todos os parâmetros do modelo, menos um, nos pontos médios dos respectivos intervalos de valores admissíveis da tabela 1; *ii*) consideram-se três valores para o parâmetro restante – um valor “baixo”, um “intermediário” e um “alto” – e calculam-se as FRIs de interesse sob cada parametrização; e *iii*) analisam-se os resultados graficamente.

Por questões de espaço, opta-se por apresentar os resultados completos desse exercício no anexo; a seguir, discutem-se apenas os principais resultados:

- 1) Como esperado, a variabilidade do consumo total e do produto diante de choques diminui com o aumento da proporção de indivíduos “restritos” na população, pois tais indivíduos não têm capacidade de reagir aos choques. É interessante notar, porém, que a resposta do investimento aos choques vai em sentido contrário, aumentando com o número de indivíduos restritos; observa-se, por exemplo, que um choque de risco tem efeito contracionista mais forte sobre o investimento quando a proporção de indivíduos restritos é maior. Parte da explicação reside justamente no fato de que o maior número de indivíduos restritos torna o produto menos sensível ao choque contracionista: com o produto caindo relativamente menos, a inflação tenderia a permanecer relativamente elevada, levando o BC a manter a taxa de juros em patamar mais alto; a mera expectativa de que isso ocorra se traduz em um menor preço-sombra do capital, o que afeta negativamente o investimento.
- 2) O grau de formação de hábito é um importante determinante da dinâmica do produto e do consumo em resposta a choques. Para choques de política monetária, de prêmio de risco e no preço dos bens importados, o padrão é bastante semelhante: à medida que o grau de formação de hábito aumenta, a magnitude do impacto imediato do choque diminui e as trajetórias do produto e do consumo apresentam evolução em forma de  $u$ , com persistência cada vez mais elevada e com o ponto de maior perda de produto/consumo situando-se cada vez mais distante do momento inicial. No caso de um choque de gasto público, graus mais altos de formação de hábito também estão associados a menor impacto inicial e maior persistência, sendo que a resposta do produto converge monotonicamente para zero, não apresentando forma de  $u$ . As implicações da formação de hábito para as respostas das demais variáveis aos choques não apresentam padrão definido, mas é importante destacar que as magnitudes dos efeitos de alguns choques podem variar com esse atributo de forma não desprezível.
- 3) O valor da elasticidade intertemporal de substituição afeta predominantemente as FRIs associadas ao choque monetário, cujas magnitudes podem variar substancialmente dependendo do valor desse coeficiente. Em particular, quanto maior essa elasticidade (ou seja, quanto menor o valor do parâmetro

$\sigma_c$ ), maiores os efeitos do choque monetário sobre as variáveis reais. No que tange aos demais choques, o valor desse parâmetro parece ser relativamente pouco importante – exceção feita para os efeitos sobre o consumo privado.

- 4) A magnitude e a persistência de quase todas as FRIs consideradas aumentam com os valores da elasticidade da desutilidade marginal do trabalho ( $\sigma_l$ ) e do *mark-up* de *steady-state*.
- 5) A magnitude do custo de ajustamento do capital e do custo de utilização do estoque de capital fora da capacidade plena afeta de forma significativa as respostas das variáveis reais aos choques considerados. Quanto maiores tais custos, menores são as respostas do investimento e maiores as respostas do consumo aos choques. Por outro lado, a inflação tende a responder mais intensamente aos choques à medida que tais custos aumentam.
- 6) A elasticidade do prêmio de risco em relação à razão ativos externos/Produto Interno Bruto (PIB) tem impacto não desprezível no padrão e magnitude das funções de resposta a impulso. Com exceção do caso do choque no prêmio de risco, para os demais choques as respostas do investimento e do consumo são menores quanto maior é a sensibilidade do prêmio de risco.
- 7) O grau de indexação dos salários à inflação passada é um determinante crucial das FRIs. Para a maioria dos choques considerados, as respostas das variáveis reais diminuem à medida que aumenta o grau de indexação dos salários, enquanto a resposta da inflação se torna mais intensa e persistente.
- 8) O grau de indexação dos preços também afeta de forma importante as FRIs. De modo geral, quanto maior o valor desse parâmetro, menor tende a ser o impacto imediato do choque sobre a inflação, que passa a apresentar evolução em forma de  $u$ , com persistência cada vez mais elevada e com o ponto de maior impacto situando-se cada vez mais distante do momento inicial. O grau de indexação dos preços se revela um atributo importante para suavizar o efeito de vários choques e gerar persistência das FRIs, notadamente no caso do choque no preço dos bens importados.
- 9) Os graus de rigidez de preços e salários também se revelam parâmetros cruciais na determinação da magnitude e padrão das FRIs. No que se refere às trajetórias das variáveis reais, em geral a rigidez de preços e salários tende a amplificar as respostas aos choques. Em relação à resposta da inflação, como

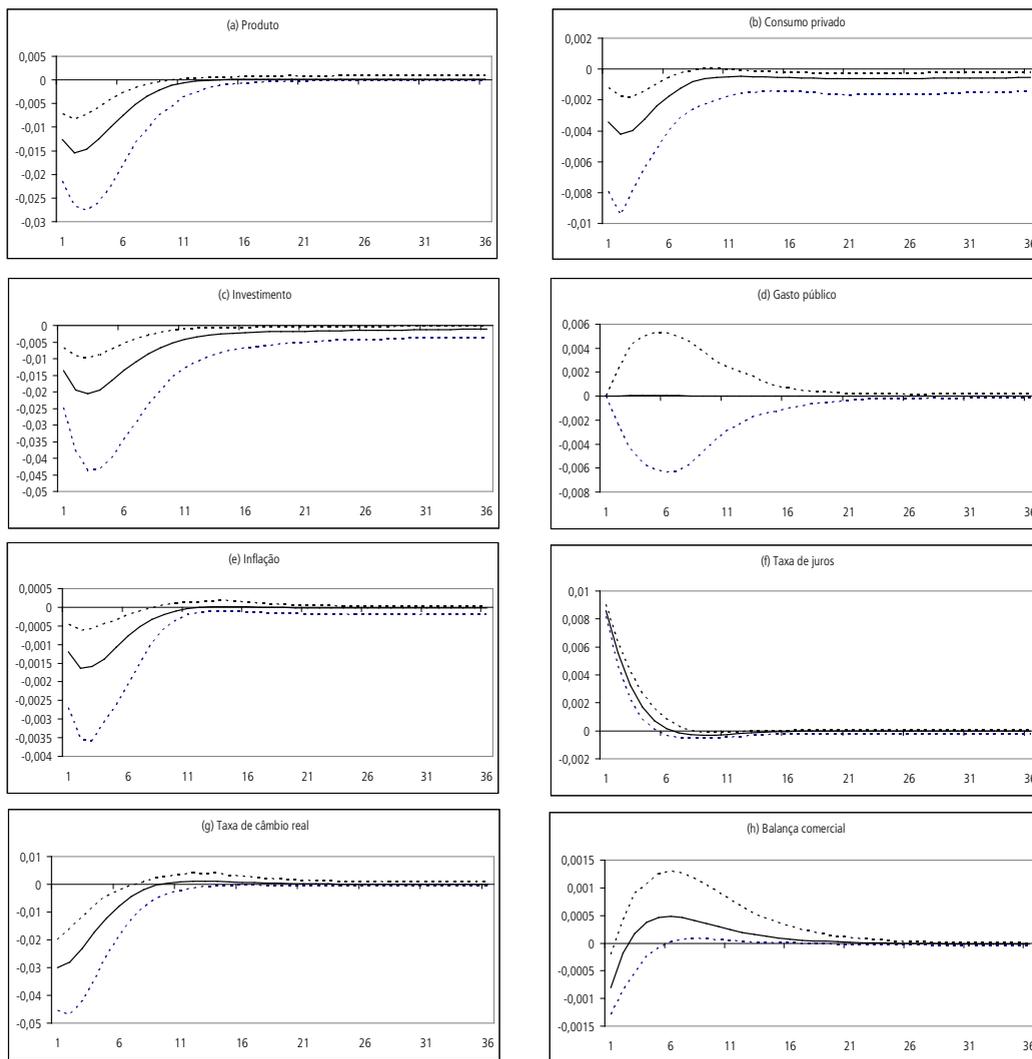
seria de se esperar, o efeito dos choques tende a ser menor, quanto maior o grau de rigidez nominal na economia. Um ponto interessante diz respeito ao efeito inicial de um choque de gasto público sobre a inflação: para valores baixos de rigidez nominal, o aumento do gasto público causa um aumento imediato da inflação (que, posteriormente, cai em virtude do aumento da taxa de juros), enquanto para valores altos de rigidez a inflação começa a cair imediatamente após o choque.

- 10) Todos os parâmetros da regra de política monetária afetam de forma crucial as FRIs. Os efeitos de choques monetários e fiscais serão maiores, quanto maior o coeficiente associado aos juros defasados e menores os coeficientes associados à inflação e ao produto.
- 11) A regra de política fiscal também se revela importante na determinação das FRIs. O coeficiente autorregressivo dos gastos públicos se revela fundamental para gerar respostas persistentes de todas as variáveis, em particular do produto, a um choque de gasto. O coeficiente associado ao produto, por sua vez, pode atenuar ou amplificar as respostas a choques; no caso de um choque monetário, por exemplo, um coeficiente positivo (que indicaria uma resposta pró-cíclica dos gastos, possivelmente como consequência de alguma preocupação com o superávit primário) tende a amplificar a perda de produto, enquanto um coeficiente negativo (que apontaria para um comportamento anticíclico da política fiscal) deve atenuar a queda do produto.

#### 4.2 SENSIBILIDADE “GLOBAL” DAS FUNÇÕES DE RESPOSTA A IMPULSO

Os gráficos a seguir apresentam os resultados da análise de “sensibilidade global” das funções de resposta a impulso do modelo.

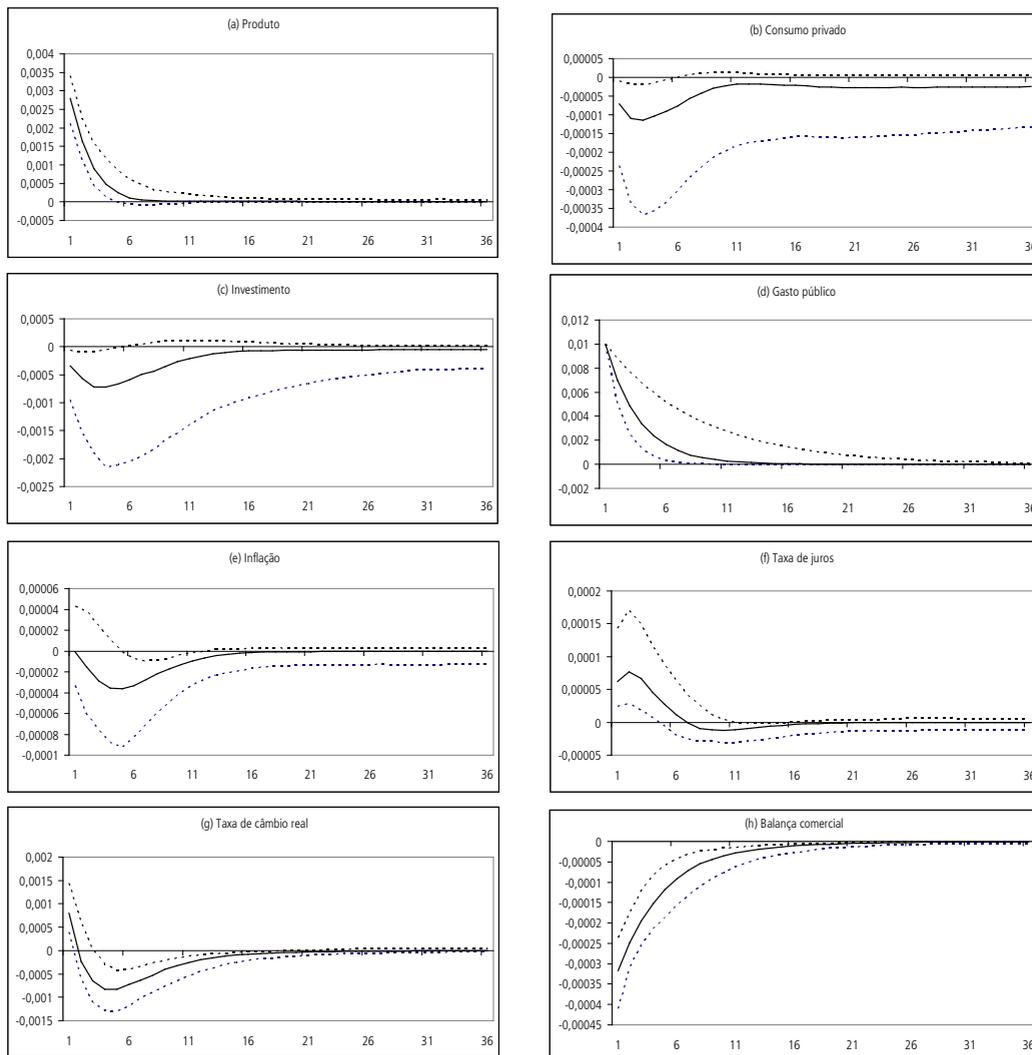
### GRÁFICO 1 Efeitos de um choque monetário sobre variáveis selecionadas



Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: As linhas sólidas representam as medianas das FRIs calculadas, e as linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança a 90%.

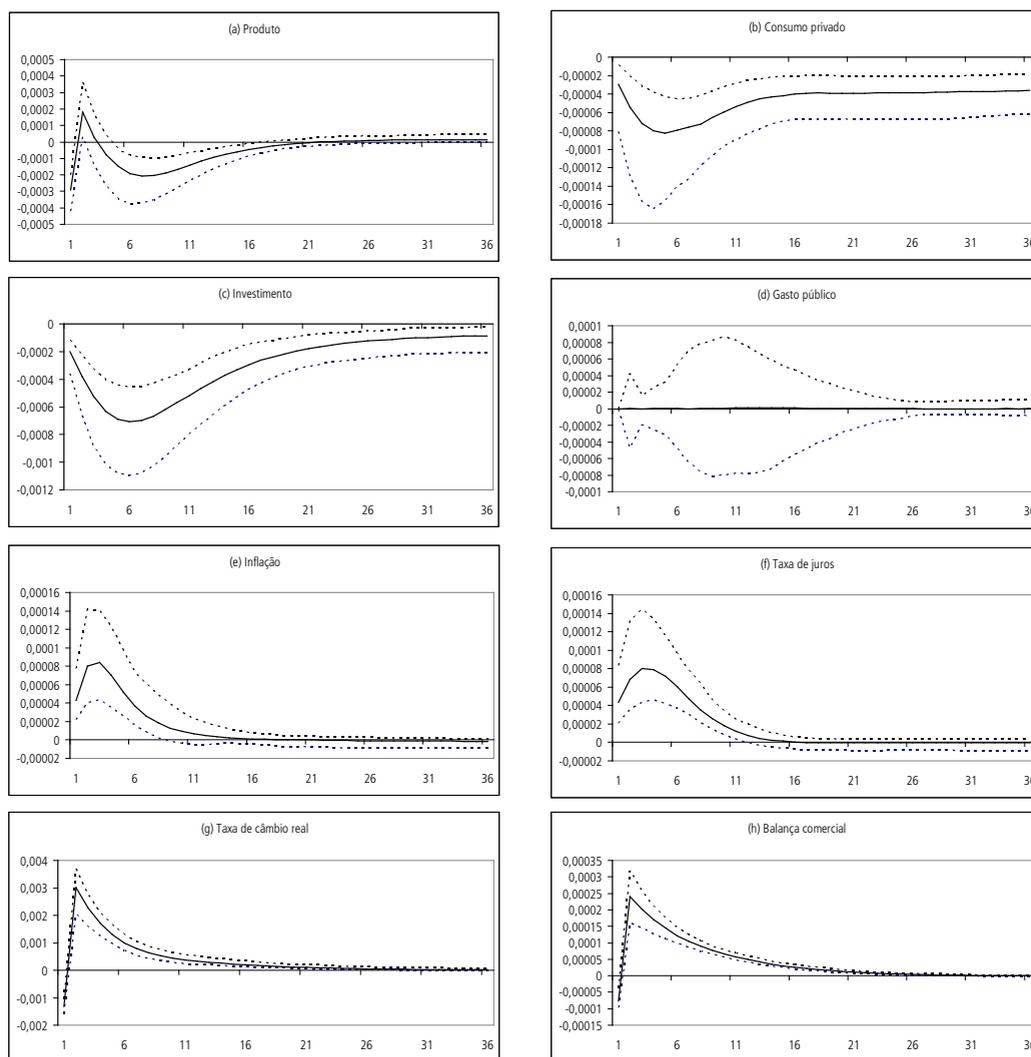
GRÁFICO 2  
Efeitos de um choque de gasto público sobre variáveis selecionadas



Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: As linhas sólidas representam as medianas das FRIIs calculadas, e as linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança a 90%.

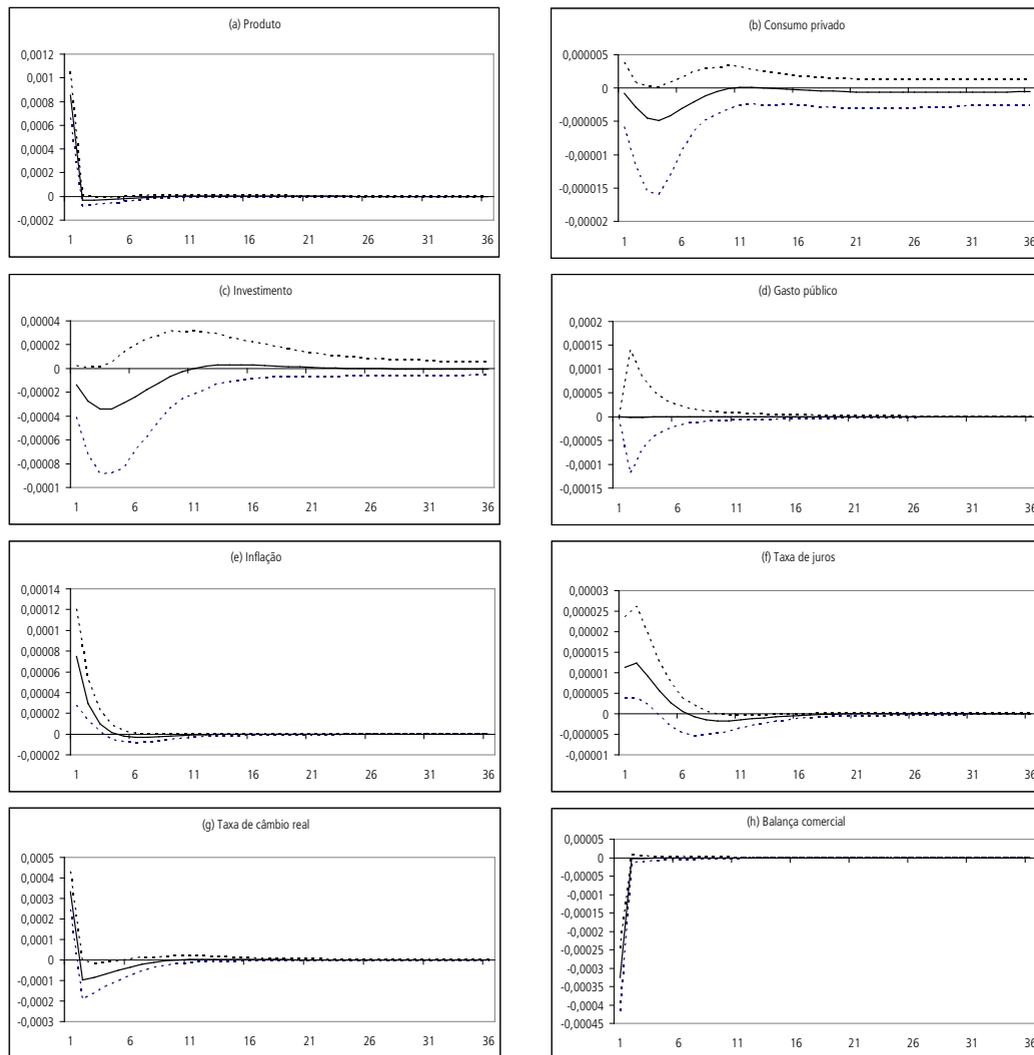
**GRÁFICO 3**  
**Efeitos de um choque no prêmio de risco sobre variáveis selecionadas**



Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: As linhas sólidas representam as medianas das FRIs calculadas, e as linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança a 90%.

GRÁFICO 4  
Efeitos de um choque no preço dos bens importados sobre variáveis selecionadas



Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: As linhas sólidas representam as medianas das FRIs calculadas, e as linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança a 90%.

As FRIs dessas figuras parecem, *grosso modo*, compatíveis com algumas evidências empíricas acerca dos efeitos de choques na economia brasileira. No que se refere ao choque monetário, por exemplo, tanto o produto quanto a inflação respondem negativamente, atingindo um ponto de mínimo cerca de dois a três trimestres após o choque e permanecendo abaixo do seu nível de *steady-state* por um intervalo de tempo considerável. Este resultado parece estar de acordo com o padrão identificado em vários trabalhos empíricos (ver, por exemplo, MINELLA, 2003; FERNANDES; TORO, 2005; CESPEDES; LIMA; MAKKA, 2008; CATÃO; LAXTON; PAGAN, 2008). Vale notar que a valorização da taxa de câmbio real compensa a queda do produto, mantendo a balança comercial relativamente estável diante do choque monetário. É interessante enfatizar que a dinâmica das variáveis em resposta ao choque monetário é explicada unicamente em função dos mecanismos de transmissão internos ao modelo, o que confere maior confiança no potencial do modelo para análises de política monetária.

Comentários semelhantes se aplicam ao choque de prêmio de risco; de fato, a sensibilidade das variáveis macroeconômicas a um choque de prêmio de risco é compatível com os resultados, entre outros, de Minella (2003), e o modelo se mostra capaz de produzir respostas persistentes a partir de seus próprios mecanismos de transmissão.

No caso do choque de gasto público, os resultados também são condizentes com alguns argumentos teóricos e estudos empíricos para o Brasil. De fato, o produto reage positivamente ao aumento de gasto público, e os gastos privados de consumo e investimento se reduzem, indicando a existência de um efeito de *crowding-out*, em conformidade com a visão “convencional” (keynesiana) da política fiscal e com os resultados de alguns estudos (ver, por exemplo, PERES; ELLERY JÚNIOR, 2009). Por outro lado, vale notar que outros estudos empíricos apontam para a possível ocorrência de “efeitos não keynesianos da política fiscal” no Brasil (por exemplo, MENDONÇA; MEDRANO; SACHSIDA, 2009; CAVALCANTI; SILVA, 2010). A fim de captar efeitos dessa natureza, seria necessário considerar com maior cuidado a existência de preocupação com a sustentabilidade da política fiscal, o que aponta para a necessidade de novos esforços de modelagem nessa área.

No que se refere ao efeito da escolha dos parâmetros estruturais sobre as FRIs, nota-se que os resultados são bastante robustos com relação ao *timing* das respostas aos choques; por exemplo, o efeito do choque monetário sobre o produto é máximo após

dois, três trimestres, independentemente da parametrização considerada. Por outro lado, a magnitude das respostas pode variar substancialmente em função dos valores sorteados para os parâmetros do modelo. Isso indica que, para fins de previsão e de recomendações de política, alguns dos resultados gerados pelo modelo devem ser encarados com cautela em face da incerteza sobre os valores “corretos” dos parâmetros estruturais.

## 5 CONCLUSÃO

Este texto realiza um estudo, no contexto de um modelo DSGE adaptado às características da economia brasileira, das FRIs sob parametrizações alternativas do modelo.

Inicialmente, analisa a sensibilidade das funções de resposta a impulso aos principais parâmetros do modelo tomados isoladamente. Os resultados indicam que a maioria dos parâmetros afeta de forma não desprezível as FRIs, e apontam alguns parâmetros particularmente importantes na determinação das trajetórias de equilíbrio em resposta a choques – e que, portanto, deverão receber atenção especial nas fases posteriores da pesquisa, quando o modelo for calibrado e estimado a partir de dados brasileiros. É o caso, em particular, dos parâmetros que retratam o grau de rigidez nominal da economia e dos parâmetros das regras de política monetária e fiscal.

Em uma segunda etapa, faz-se uma análise de “sensibilidade global” das FRIs do modelo, sorteando-se valores para todos os parâmetros do modelo, dentro das respectivas faixas de valores admissíveis identificadas previamente, e calculando-se as FRIs de interesse. De acordo com os resultados obtidos, as respostas de algumas das principais variáveis macroeconômicas aos choques analisados são compatíveis com fatos estilizados para a economia brasileira e são razoavelmente robustas à escolha dos parâmetros estruturais do modelo no que se refere a seu *timing*, mas não no que diz respeito à sua magnitude.

Tais resultados sugerem que o modelo tem potencial para reproduzir diversos fatos estilizados da economia brasileira e que alguns de seus resultados parecem razoavelmente robustos aos valores adotados para os parâmetros estruturais. Entretanto, para fins de previsão e de recomendações de política, as magnitudes das respostas a choques geradas pelo modelo devem ser encaradas com cautela ante a incerteza sobre os valores “corretos” desses parâmetros.

## REFERÊNCIAS

- ADOLFSON, M. *et al.* Evaluating an estimated new Keynesian small open economy model. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 32, p. 2.690-2.721, 2008.
- AN, S.; SCHORFHEIDE, F. Bayesian analysis of DSGE models. **Econometric Reviews**, v. 26, n. 2-4, p. 113-172, 2007.
- ARAÚJO, M. *et al.* **The effect of adverse supply shocks on monetary policy and output.** Banco Central do Brasil, 2006 (Texto para Discussão, n. 103).
- AREOSA, W. D. E.; MEDEIROS, M. Inflation dynamics in Brazil: the case of a small open economy. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 27, n. 1, p. 131-166, 2007.
- BELTRAN, D.; DRAPER, D. **Estimating the parameters of a small open economy DSGE model: indentifiability and inferential validity.** Board of Governors of the Federal Reserve System, Nov. 2008 (International Finance Discussion Papers, n. 955).
- BEVILAQUA, A.; MESQUITA, M.; MINELLA, A. **Brazil: taming inflation expectations.** Banco Central do Brasil, 2007 (Texto para Discussão, n. 129).
- CANOVA, F.; SALA, L. **Back to square one: identification issues in DSGE models.** Banco de España, 2007 (Documentos de Trabajo, n. 0715).
- CARNEIRO, D.; DUARTE, P. **Inércia de juros e regras de Taylor: explorando as funções de resposta a impulso em um modelo de equilíbrio geral com parâmetros estilizados para o Brasil.** Rio de Janeiro: Pontifícia Universidade Católica (PUC), Departamento de Economia, jul. 2001 (Texto para Discussão, n. 450).
- CARVALHO, F. A.; VALLI, M. **An estimated DSGE model with government investment and primary surplus rule: the Brazilian case.** ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 32., Salvador-BA: SBE, 2010.
- CATÃO, L.; LAXTON, D.; PAGAN, A. **Monetary transmission in an emerging targeter: the case of Brazil.** 2008 (IMF Working Paper, n. 08-191).
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; SILVA, N. L. C. **Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma Abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008.** Ipea, 2010 (Texto para Discussão, n. 1.491).
- CESPEDES, B.; LIMA, E.; MAKI, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 2, p. 123-160, abr./jun. 2008.
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Nominal rigidities and the dynamic effects to a shock of monetary policy. **Journal of Political Economy**, v. 113, p. 1-45, 2005.

CHRISTOFFEL, K.; COENEN, G.; WARNE, A. **The new area wide model of the Euro-Area: a micro-founded open-economy model for forecasting and policy analysis.** European Central Bank, Oct. 2008 (Working Paper, n. 944).

DIB, A. **Monetary policy in estimated models of small open and closed economies.** Bank of Canada, 2003 (Working Paper, n. 27).

ELLERY JÚNIOR, R.; GOMES, V.; SACHSIDA, A. Business cycle fluctuations in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 56, n. 2, p. 269-308, abr./jun. 2002.

FERNANDES, M.; TORO, J. O Mecanismo de transmissão monetária na economia brasileira pós-Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 1, p. 5-32, 2005.

FUKAC, M.; PAGAN, A. **Issues in adopting DSGE models for use in the policy process.** The Australian National University, 2006 (CAMA Working Paper Series, n. 10).

GIANNONI, M.; WOODFORD, M. **Optimal inflation targeting rules.** Aug, 2003 (NBER Working Paper, n. 9.939).

GOUVEA, S. **Price rigidity in Brazil: evidence from CPI micro data.** Banco Central do Brasil, 2007 (Working Paper Series, n. 143).

ISSLER, J. V.; ROCHA, F. P. Consumo, restrição a liquidez e bem-estar no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 4, n. 4, p. 637-665, 2000.

JUILLARD, M. *et al.* **Welfare-based monetary policy rules in an estimated DSGE model of the US economy.** 2006 (ECB Working Paper, n. 613).

KANCZUK, F. Juros reais e ciclos reais brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, v. 56, n. 2, p. 249-267, abr./jun. 2002.

\_\_\_\_\_. Choques de oferta em modelos de metas inflacionárias. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 4, p. 559-581, out./dez. 2004.

MEDINA, J. P.; SOTO, C. **Model for analysis and simulations: a small open economy DSGE for Chile.** Central Bank of Chile, 2006 (Conference Paper).

MENDONÇA, M. J. C.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. **Avaliando os efeitos da política fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica.** Rio de Janeiro: Ipea, 2009 (Texto para Discussão, n. 1.377).

MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 3, p. 605-635, 2003.

MINELLA, A. *et al.* **Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges.** Banco Central do Brasil, 2003 (Texto para Discussão, n. 53).

- MURCHISON, S.; RENNISON, A. **ToTEM**: the Bank of Canada's new quarterly projection model. Bank of Canada, 2006 (Technical Report, n. 97).
- PERES, M. A. F.; ELLERY JÚNIOR, R. G. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do Governo Central no PIB do Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 39, n. 2, 2009.
- RATTO, M. Analysing DSGE models with global sensitivity analysis. **Computational Economics**, v.31, n.2, p.115-139, 2008.
- \_\_\_\_\_.; ROEGER, W.; IN'T VELD, J. An estimated open-economy DSGE model of the euro area with fiscal and monetary policy. **Economic Modelling**, v. 26, p. 222-233, 2009.
- REIS, E. *et al.* Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 28, n. 2, p. 233-272, 1998.
- ROTEMBERG, J.; WOODFORD, M. An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. In: BERNANKE, B. S.; ROTEMBERG, J. J. (Ed.). **NBER Macroeconomics Annual 1997**. Cambridge: MIT Press, 1997. p. 297-346.
- RUGE-MURCIA, F. J. Methods to estimate dynamic stochastic general equilibrium models. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 31, p. 2.599-2.636, 2007.
- SALGADO, M. J. S.; GARCIA, M.; MEDEIROS, M. C. Monetary policy during Brazil's real plan: estimating the central bank's reaction function. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 1, 2005.
- SILVA, F. S.; PORTUGAL, M. **O impacto de choques fiscais na economia brasileira: uma abordagem DSGE**. Trabalho apresentado no XXXII Encontro Brasileiro de Econometria (SBE), Salvador-BA, 2010.
- SILVEIRA, M. A. C. Using a Bayesian approach to estimate and compare new Keynesian DSGE models for the Brazilian economy: the role for endogenous persistence. **RBE**, v. 62, n. 3, p. 333-357, jul./sep. 2008.
- SMETS, F.; WOUTERS, R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro Area. **Journal of the European Economic Association**, MIT Press, v. 1, n. 5, 2003.
- SMETS, F.; WOUTERS, R. Comparing shocks and frictions in US and Euro Area business cycles: a bayesian DSGE approach. **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, p. 161-183, 2005.
- VEREDA, L.; CAVALCANTI, M. A. F. H. **Modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) para a economia brasileira: versão 1**. Ipea, 2010 (Texto para Discussão, n. 1.479).
- WOODFORD, M. **Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy**. Princeton University Press, 2003.

## BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ADOLFSON, M. *et al.* Ramses: a new general equilibrium model for monetary policy analysis. **Risksbank Economic Review**, v. 2, 2007a.

\_\_\_\_\_. Modern forecasting models in action: improving macroeconomic analyses at central banks. **International Journal of Central Banking**, v. 3, n. 4, p. 111-144, Dec. 2007b.

ALVAREZ-LOIS, P. *et al.* On the application and use of DSGE models. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 32, p. 2.428-2.452, 2008.

BERNANKE, B.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In: TAYLOR, J.; WOODFORD, M. (Ed.). **Handbook of Macroeconomics**, v. 1, p. 1.341-1.393, 1999.

CALVO, G. A. Staggered price setting in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, p. 383-398, 1983.

CHRISTENSEN, I.; DIB, A. The financial accelerator in an estimated New Keynesian model. **Review of Economic Dynamics**, v. 11, n. 1, p. 155-178, 2008.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. **European Economic Review**, v. 42, p. 1.033-1.067, 1998.

ELEKDAG, S.; JUSTINIANO, A.; TCHAKAROV, I. **An estimated small open economy model of the financial accelerator**. 2005 (IMF Working Paper, n. 05/44).

FUJIWARA, I. *et al.* **The Japanese Economic Model (JEM)**. Monetary and Economic Studies, May 2005.

GOUVEA, S. *et al.* **Samba**: stochastic analytical model with a Bayesian approach – DSGE model project for Brazil's economy. Banco Central do Brasil, Research Department, X Seminar on Inflation Targeting, Aug. 4th, 2008. Disponível em: <[http://www.bcb.gov.br/Pec/Depep/Seminarios/2008\\_XSemAnnualMetasInflBCB/Arquivos/2008\\_XSemAnnualMetasInflBCB\\_AndreMinella.pdf](http://www.bcb.gov.br/Pec/Depep/Seminarios/2008_XSemAnnualMetasInflBCB/Arquivos/2008_XSemAnnualMetasInflBCB_AndreMinella.pdf)>

HARRISON, R. *et al.* **The Bank of England quarterly model**. Bank of England, 2005.

LEES, K.; MATHESON, T.; SMITH, C. **Open economy DSGE-VAR forecasting and policy analysis**: head to head with the RBNZ published forecasts. Reserve Bank of New Zealand, 2007 (Discussion Paper Series, n. 01).

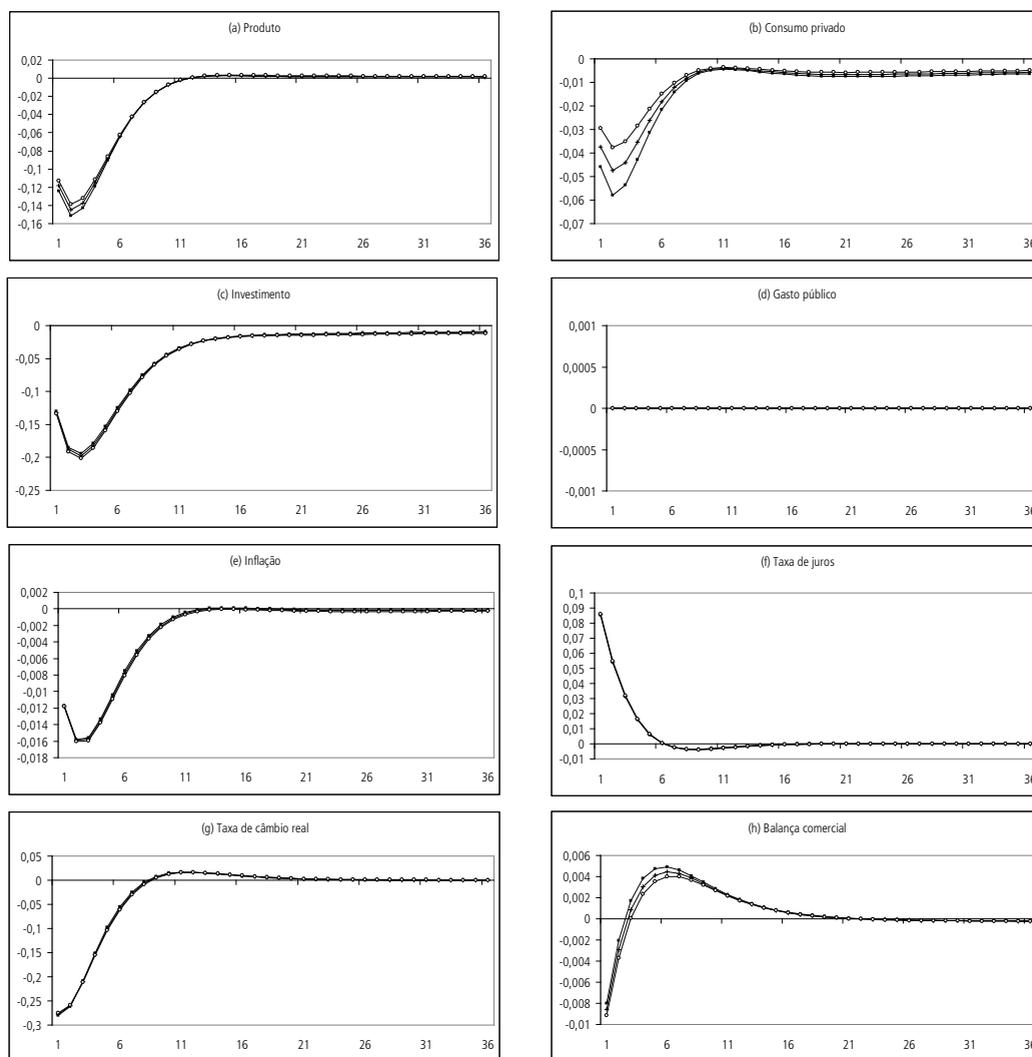
MINELLA, A. *et al.* **Inflation targeting in Brazil**: constructing credibility under exchange rate volatility. Banco Central do Brasil, 2003 (Texto para Discussão, n. 77).

TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Series on Public Policy**, v. 39, p. 195-214, 1993.

TOVAR, E. C. **DSGE models and central Banks**. Bank for International Settlements, 2008 (BIS Working Paper, n. 258).

## ANEXO

GRÁFICO A.1  
 Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\zeta$  (número de indivíduos "restritos" na população): choque monetário

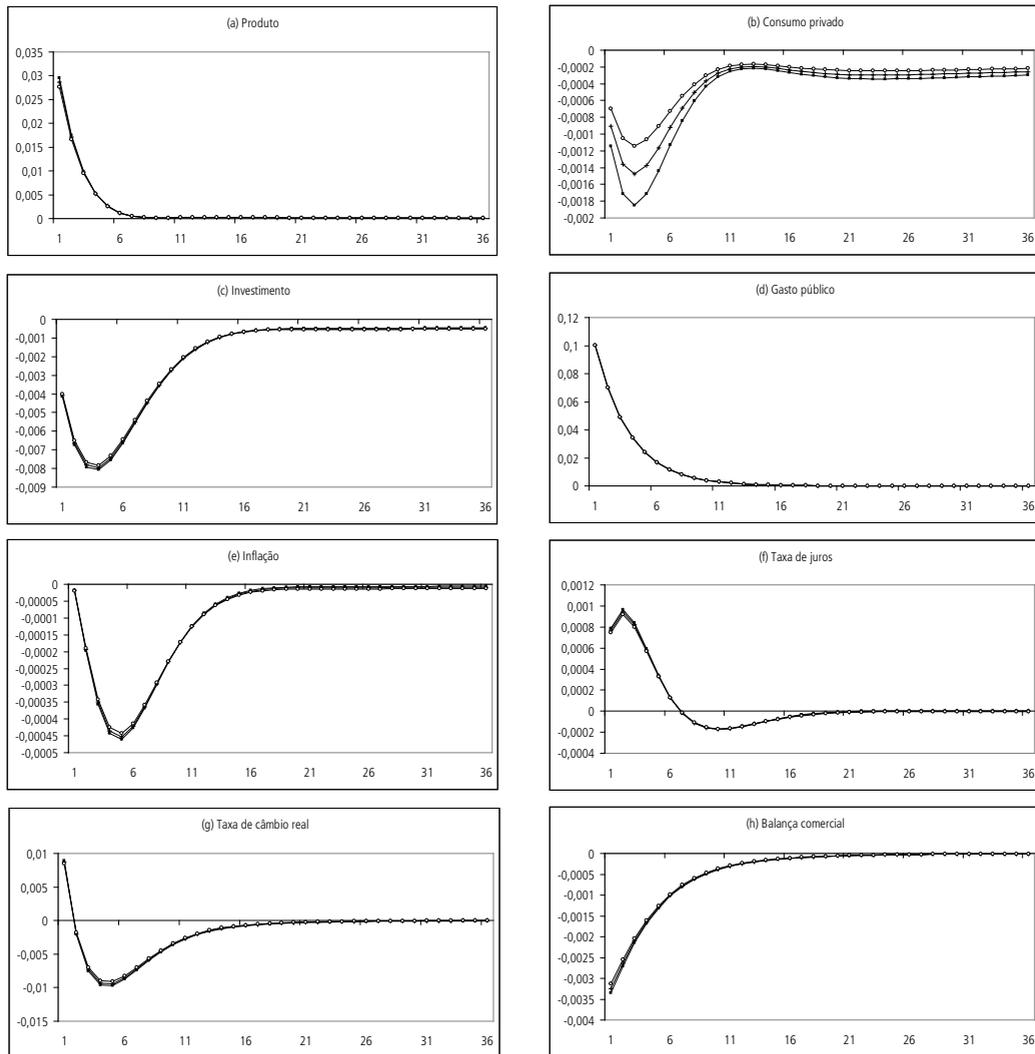


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 2 e 4. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.2

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\zeta$  (número de indivíduos "restritos" na população): choque de gasto público

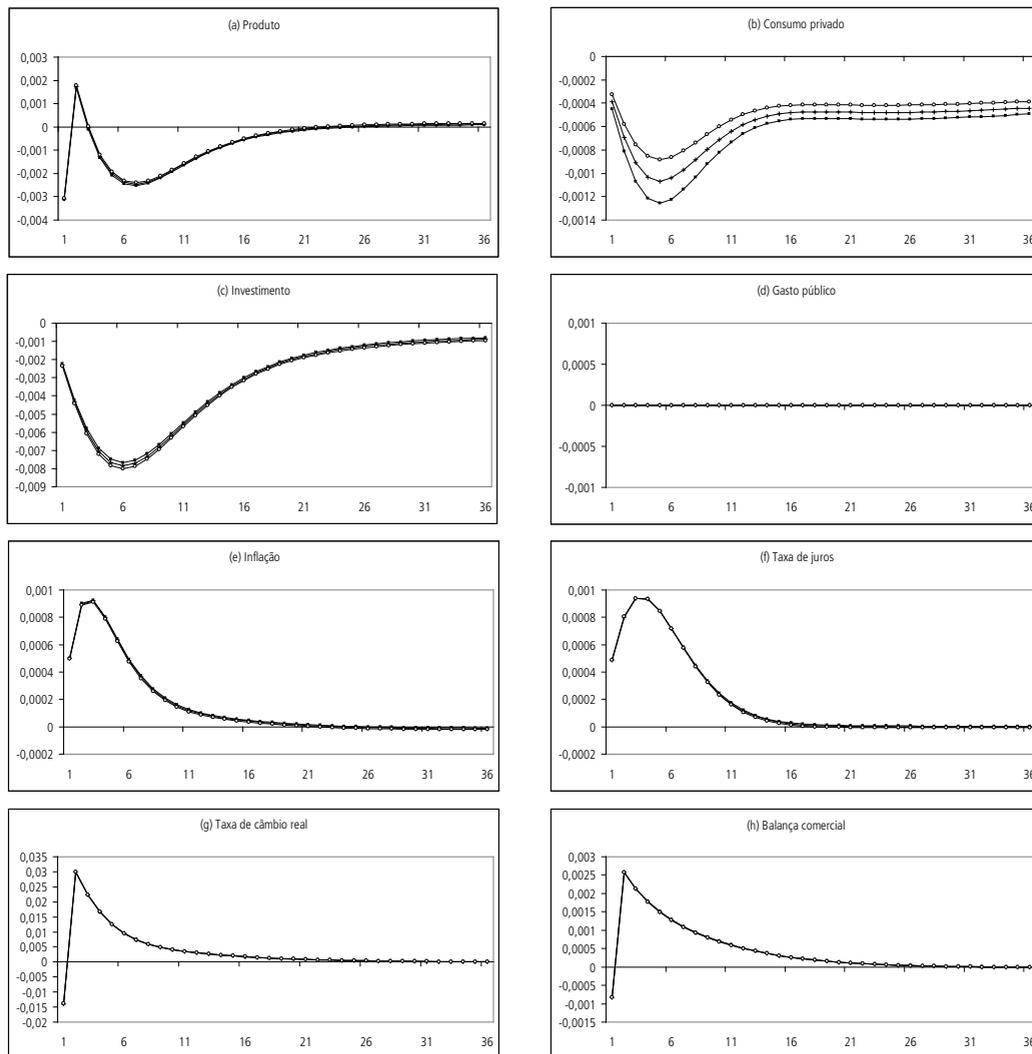


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 2 e 4. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.3

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\zeta$  (número de indivíduos "restritos" na população): choque de prêmio de risco

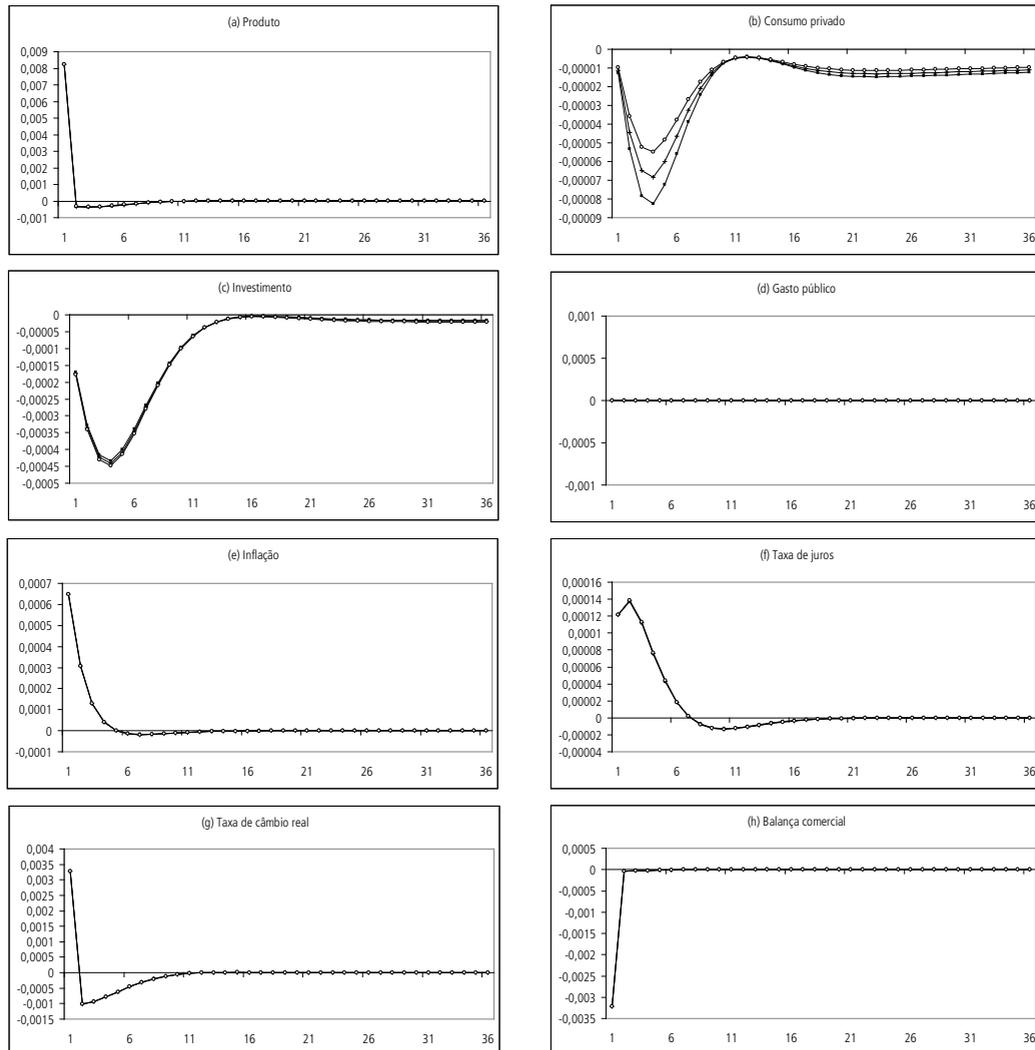


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 2 e 4. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.4

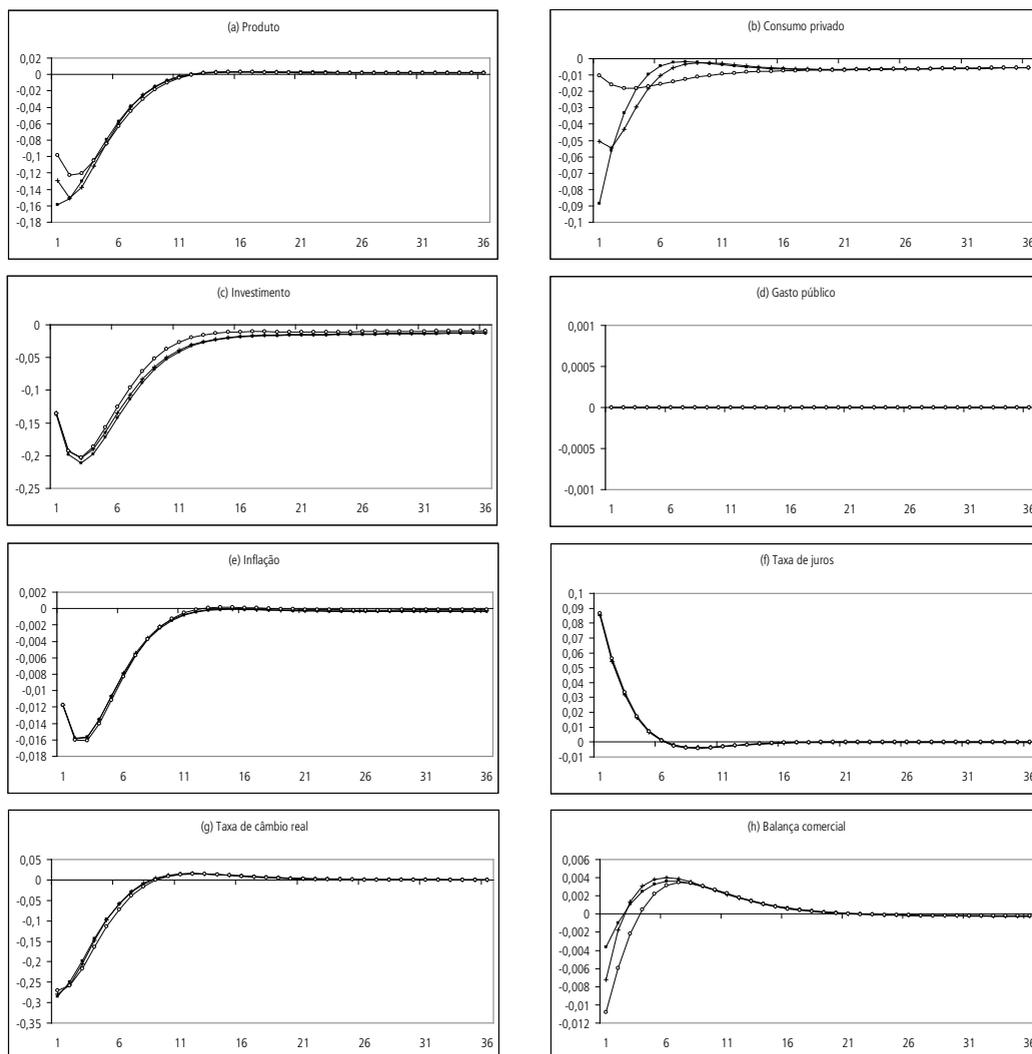
Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\zeta$  (número de indivíduos "restritos" na população): choque no preço dos bens importados



Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 2 e 4. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

**GRÁFICO A.5**  
**Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $h$  (grau de "formação de hábito"): choque monetário**

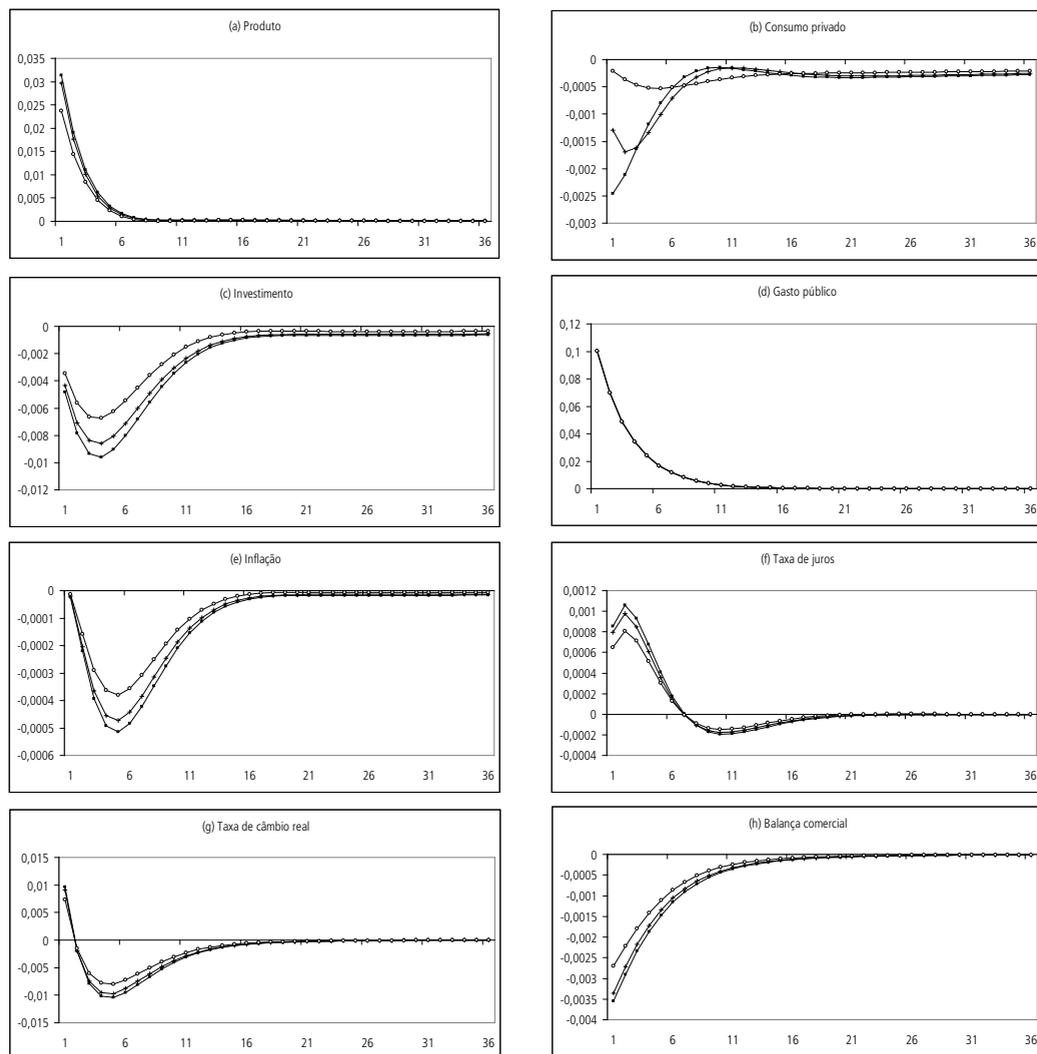


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.6

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $h$  (grau de "formação de hábito"): choque de gasto público

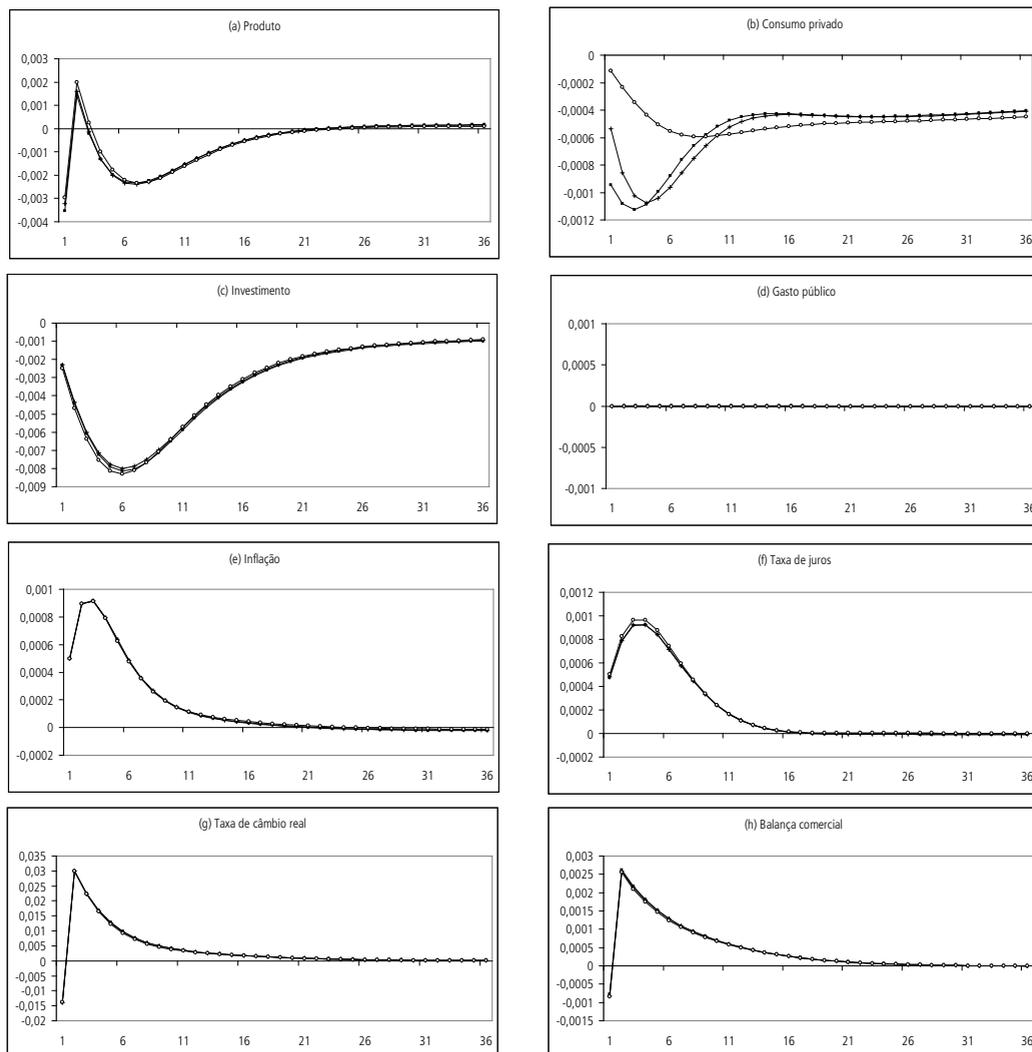


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.7

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $h$  (grau de "formação de hábito"): choque de prêmio de risco

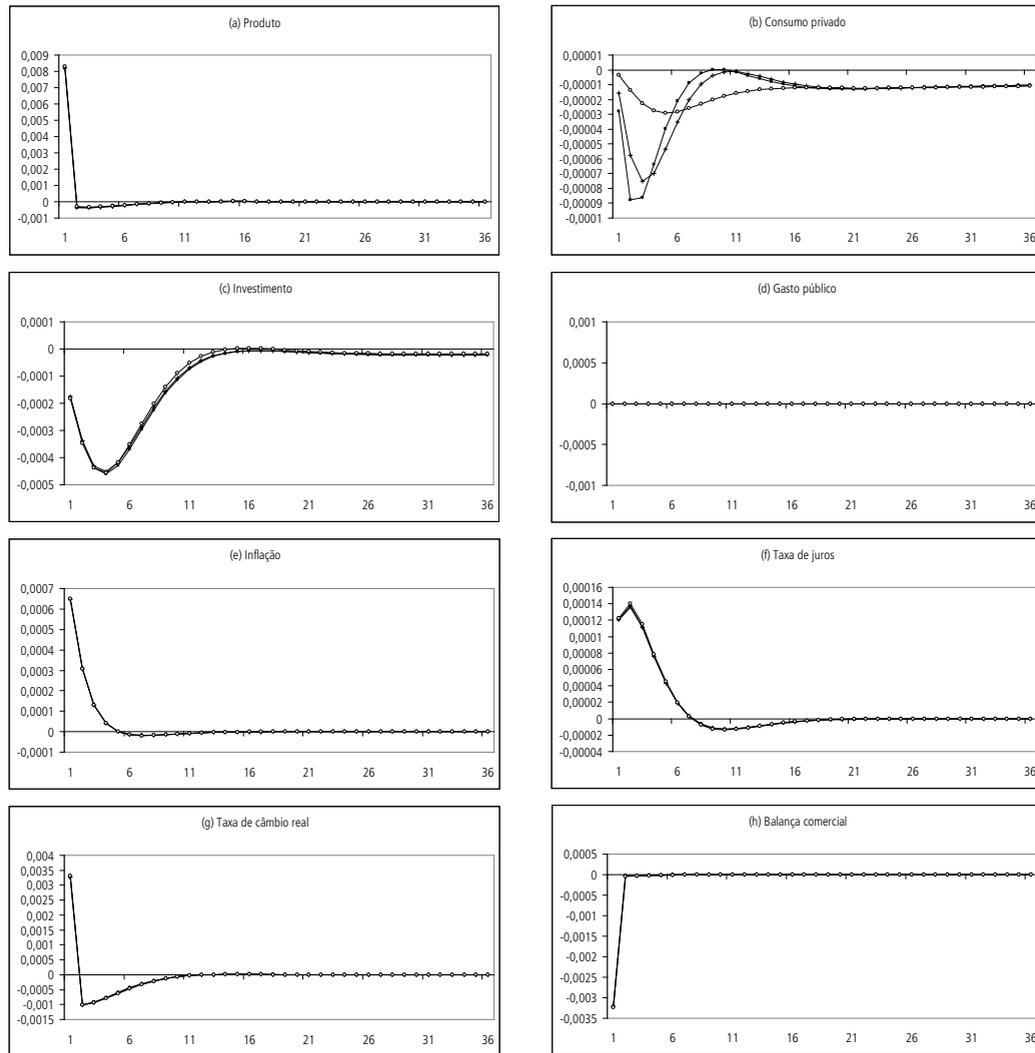


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.8

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $h$  (grau de "formação de hábito"): choque no preço dos bens importados

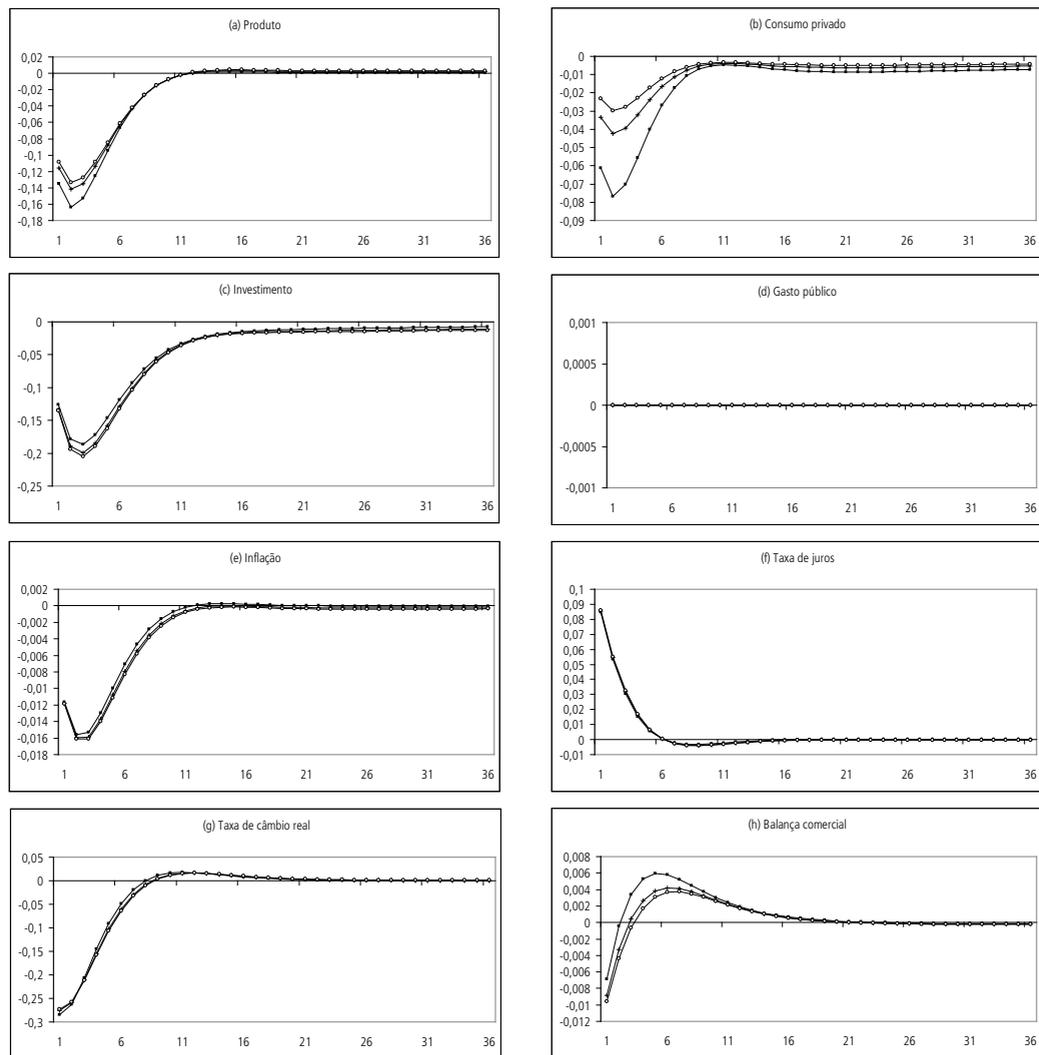


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.9

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\sigma_C$  (inverso da elasticidade intertemporal de substituição): choque monetário

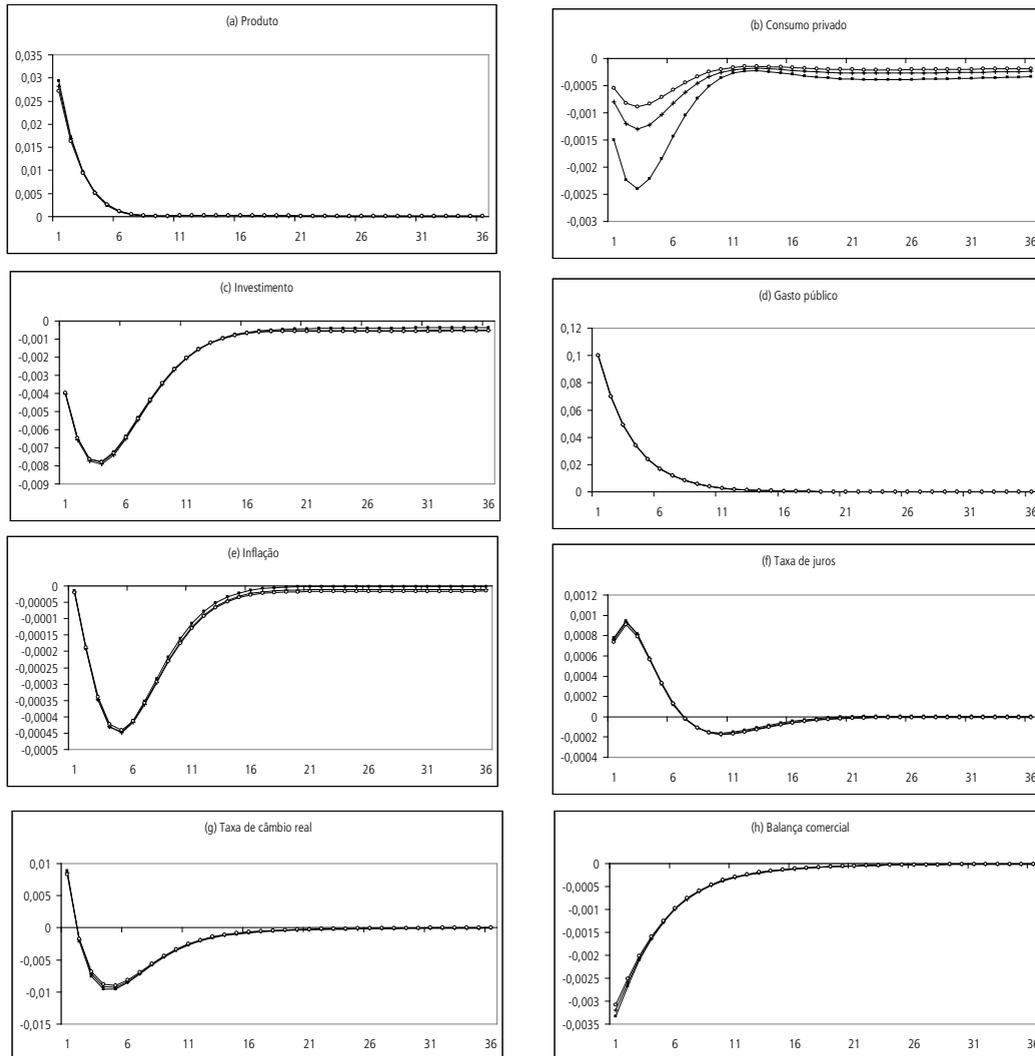


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 1, 2 e 3. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.10

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\sigma_C$  (inverso da elasticidade intertemporal de substituição): choque de gasto público

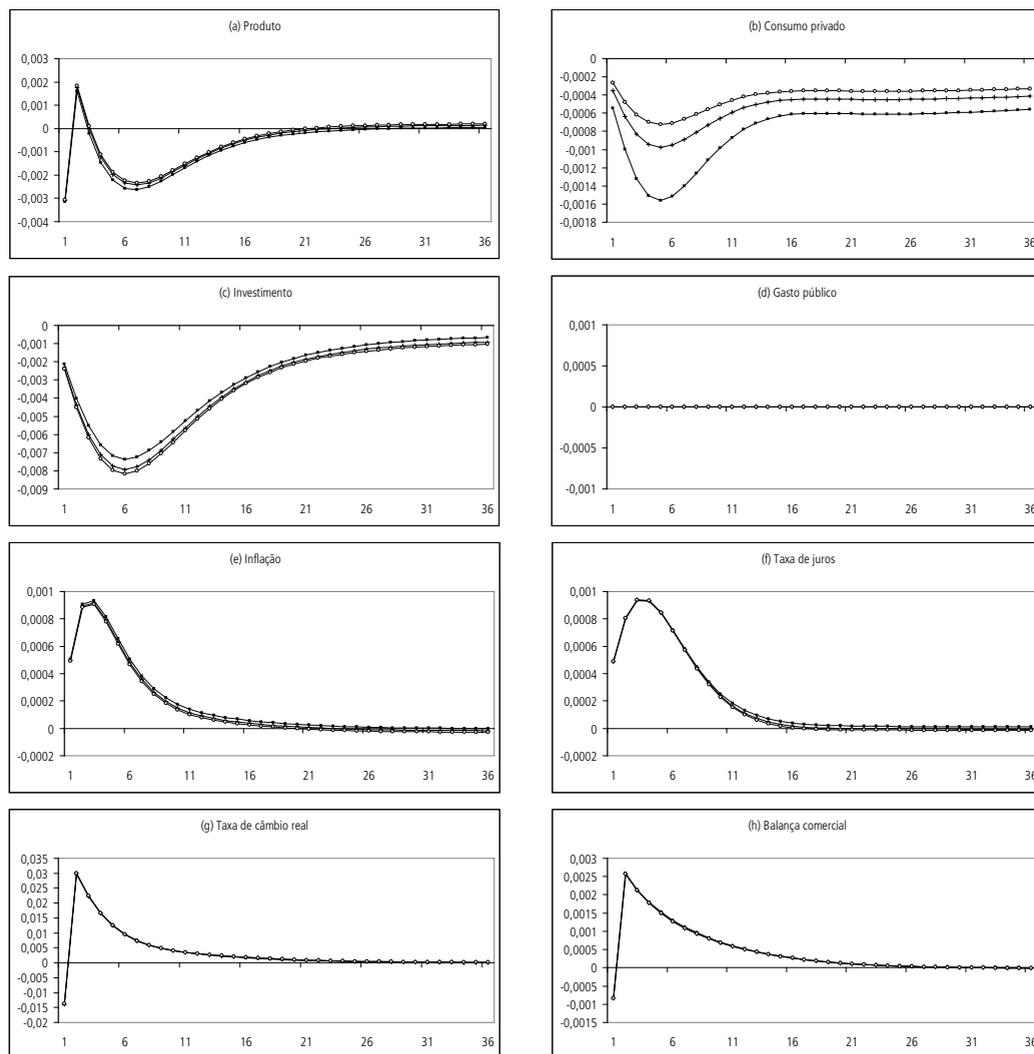


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 1, 2 e 3. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.11

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\sigma_C$  (inverso da elasticidade intertemporal de substituição): choque de prêmio de risco

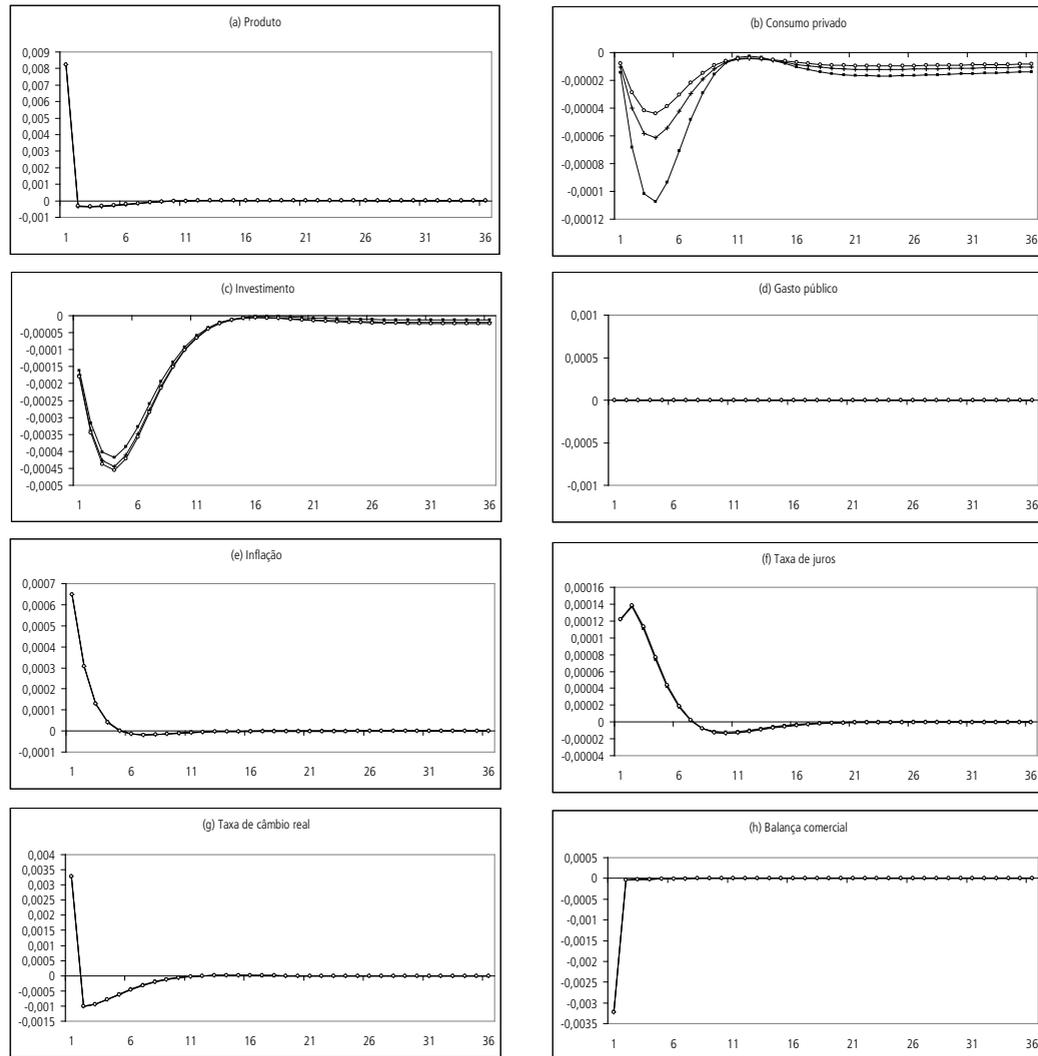


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 1, 2 e 3. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.12

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\sigma_C$  (inverso da elasticidade intertemporal de substituição): choque no preço dos bens importados

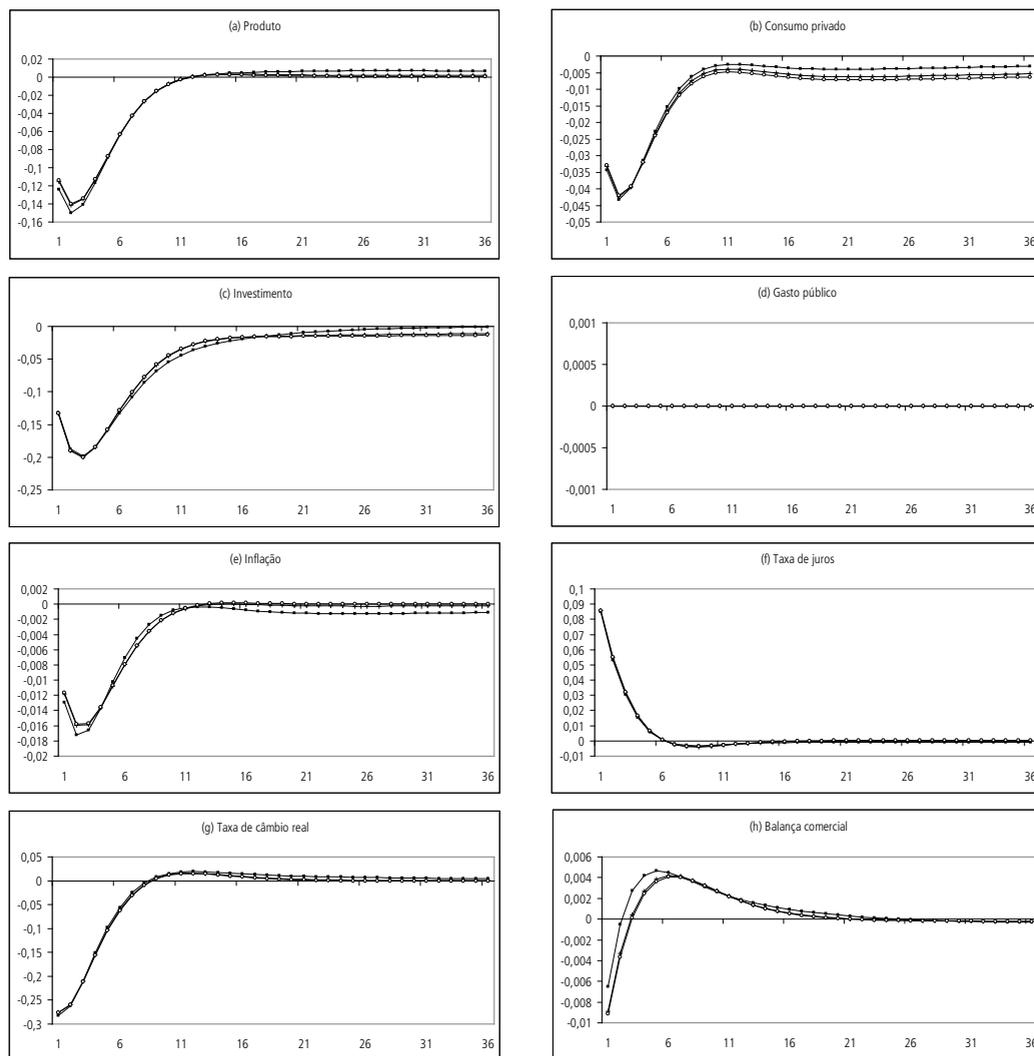


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 1, 2 e 3. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.13

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\sigma_L$  (elasticidade da desutilidade marginal do trabalho): choque monetário

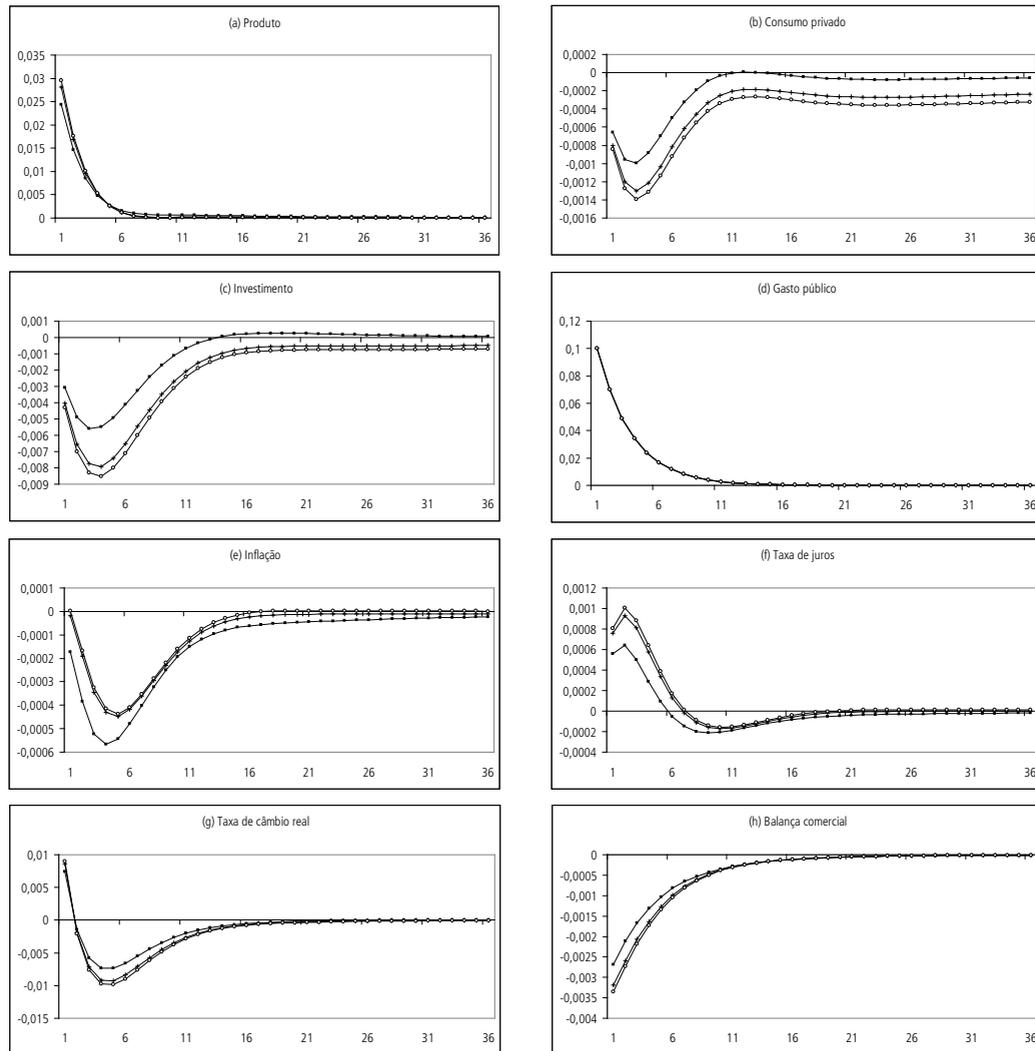


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 1,5 e 3. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.14

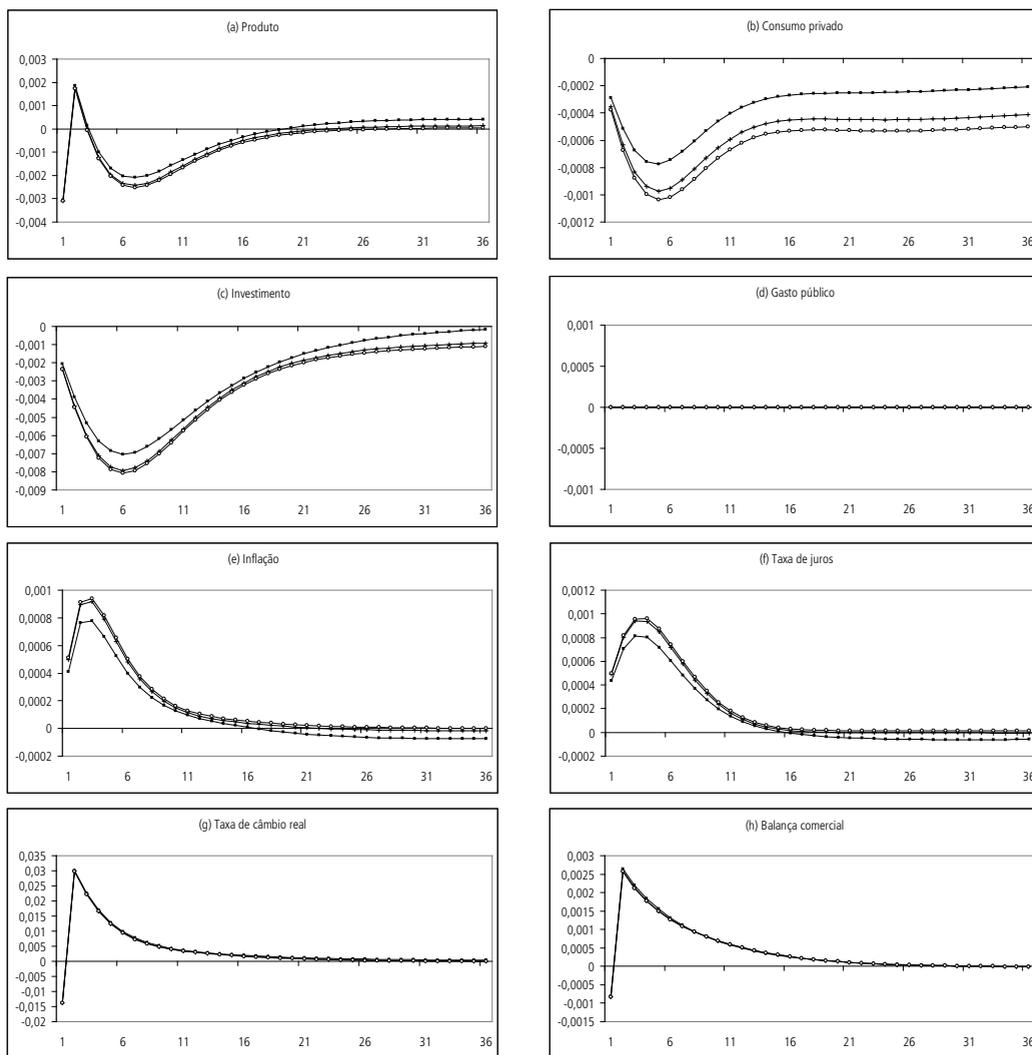
Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\sigma_L$  (elasticidade da desutilidade marginal do trabalho): choque de gasto público



Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 1,5 e 3. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

**GRÁFICO A.15**  
**Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\sigma_L$  (elasticidade da desutilidade marginal do trabalho): choque no prêmio de risco**

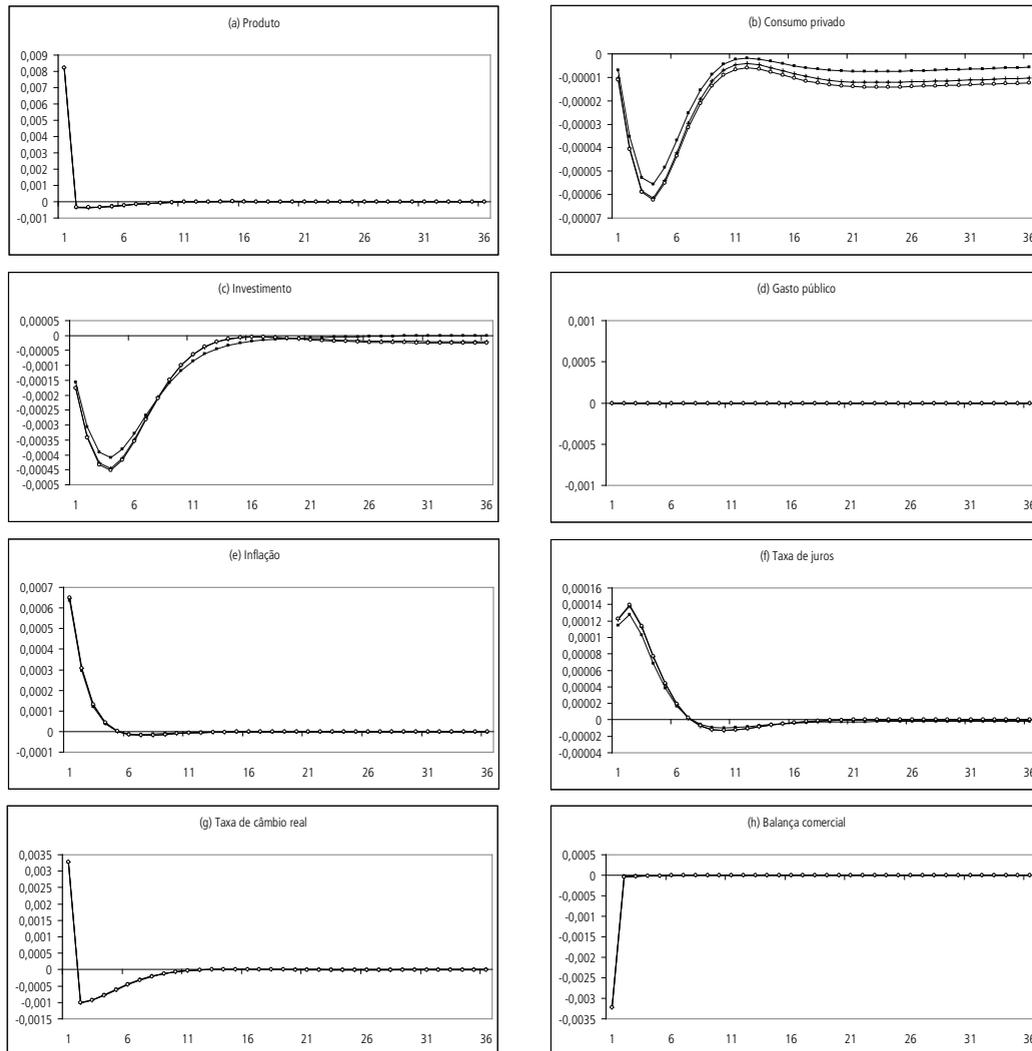


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 1,5 e 3. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.16

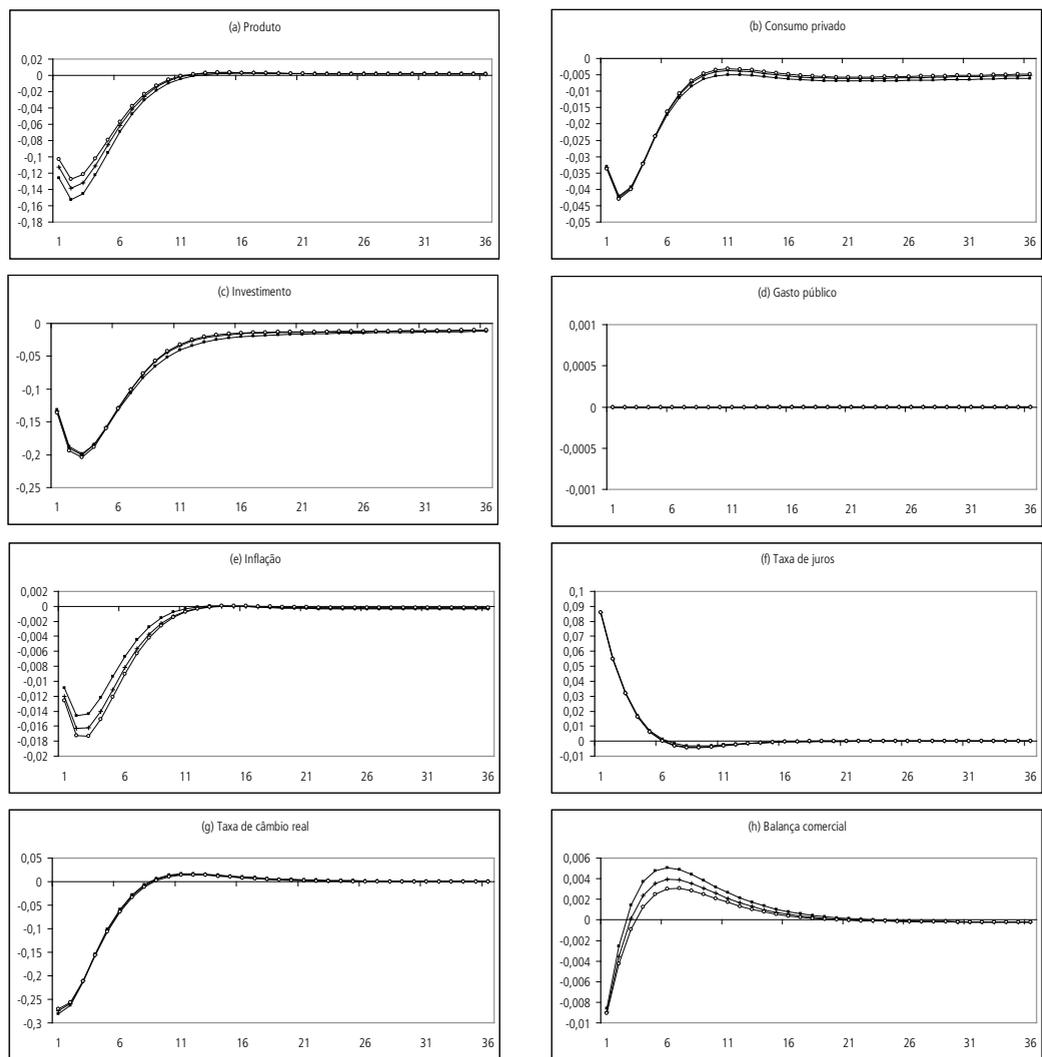
**Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\sigma_L$  (elasticidade da desutilidade marginal do trabalho): choque no preço dos bens importados**



Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideraram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 1,5 e 3. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.17  
 Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\mu_s$  (*mark-up* em *steady-state*):  
 choque monetário

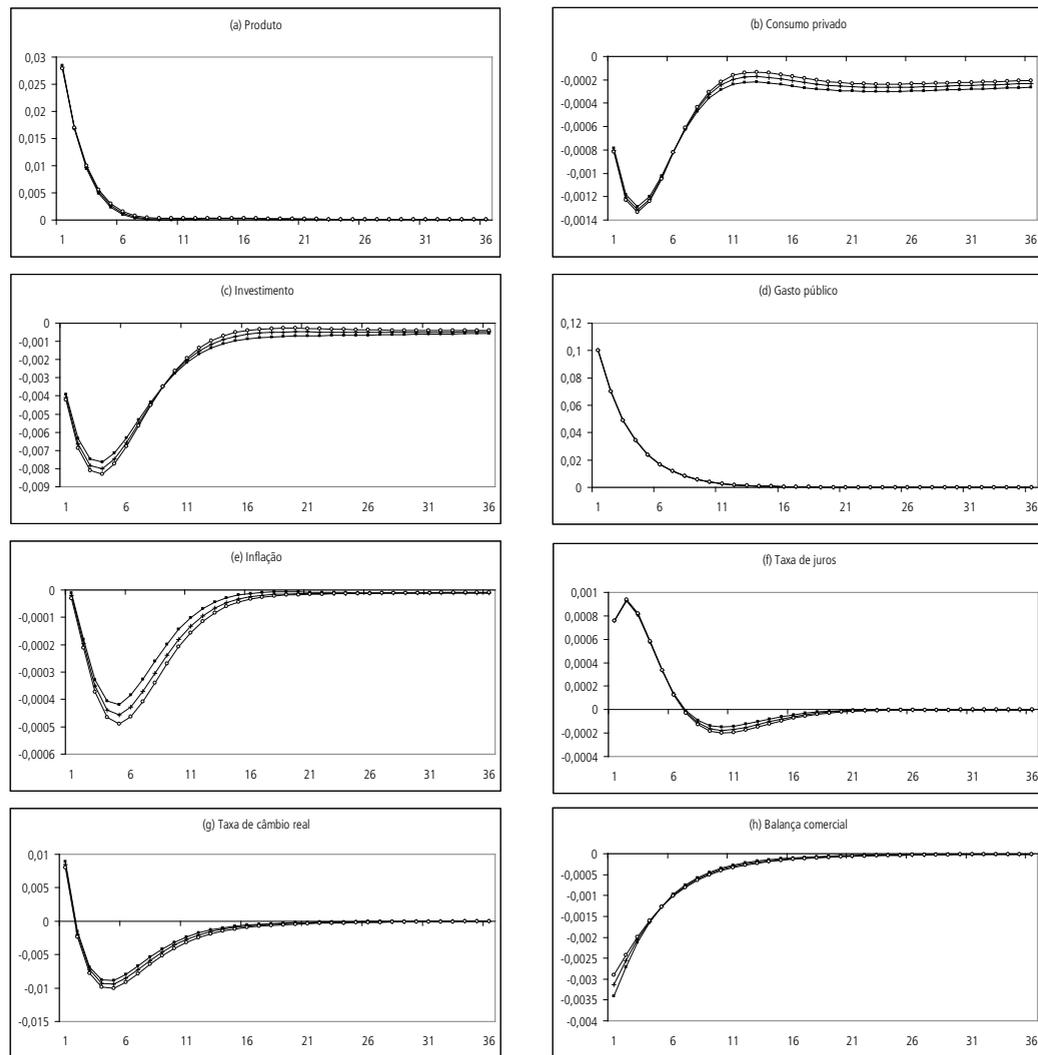


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 1, 0,2 e 0,3. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.18

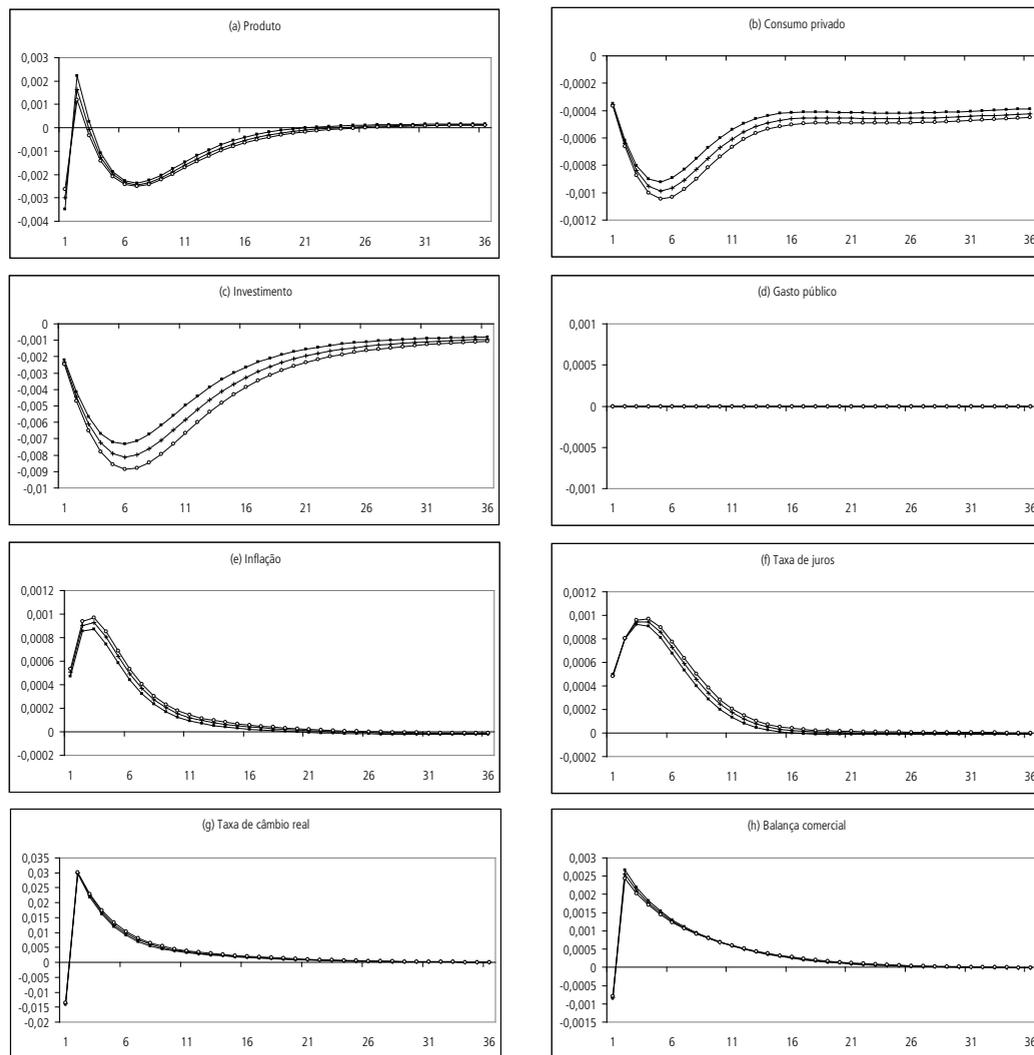
Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\mu_s$  (*mark-up* em *steady-state*):  
choque de gasto público



Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 1, 0,2 e 0,3. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.19  
 Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\mu_s$  (*mark-up* em *steady-state*):  
 choque no prêmio de risco

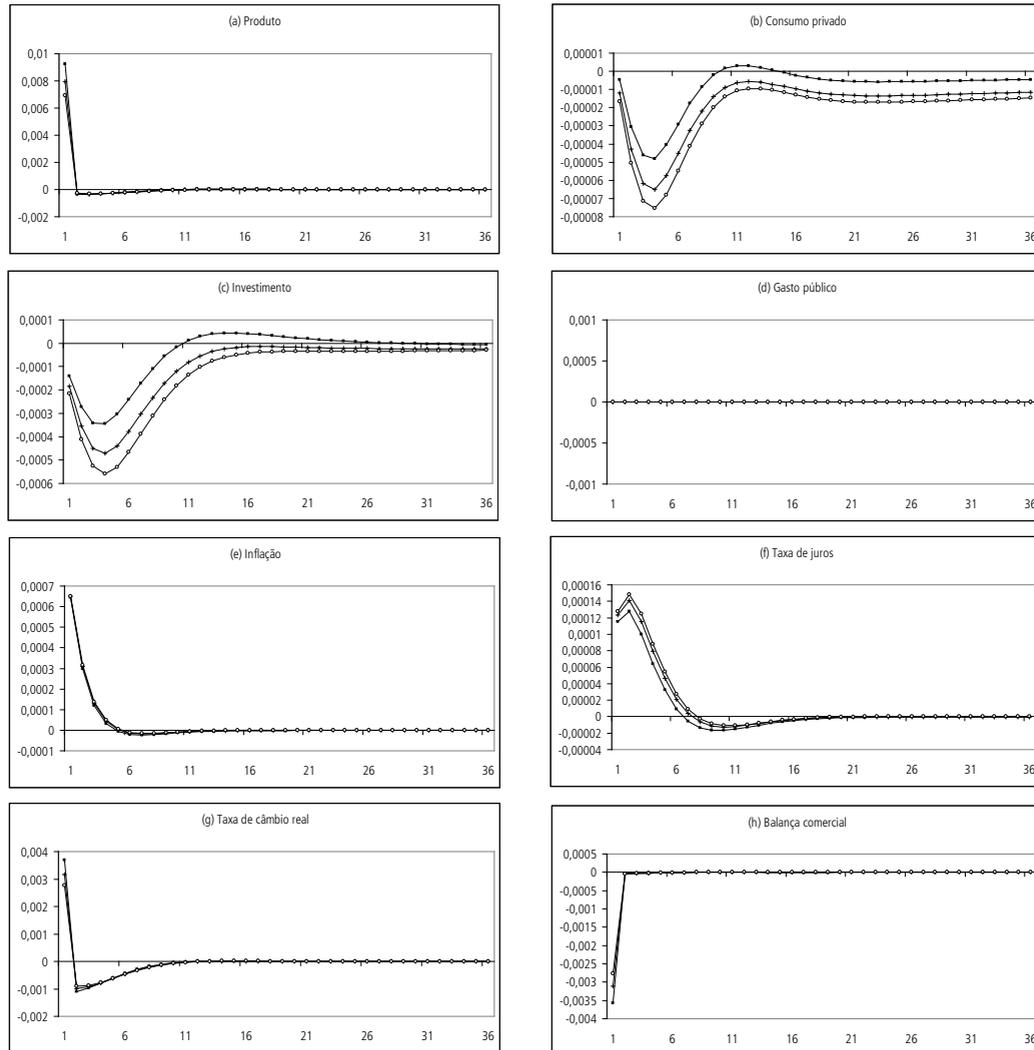


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 1, 0,2 e 0,3. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.20

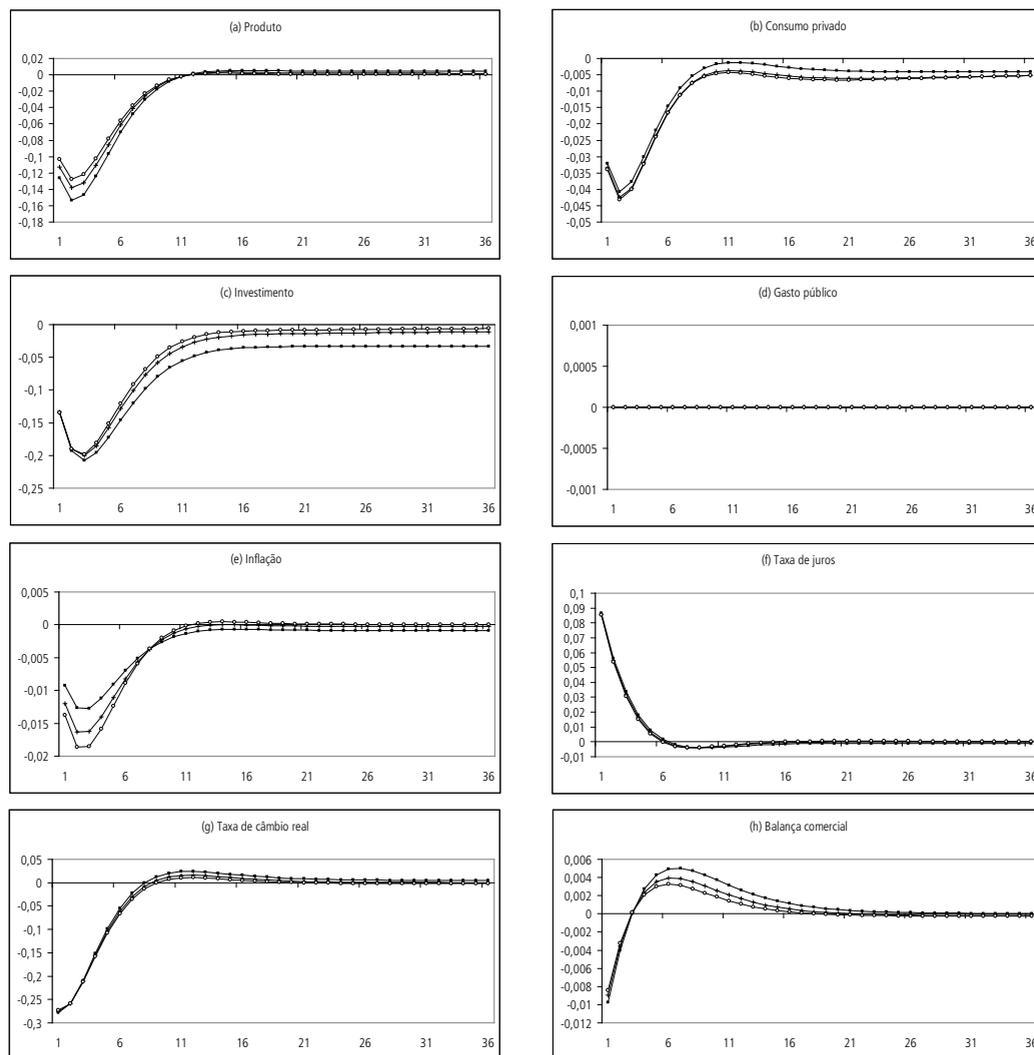
Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\mu_s$  (*mark-up* em *steady-state*):  
choque no preço dos bens importados



Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 1, 0,2 e 0,3. Nos gráficos, as FRLs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.21  
 Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\Delta$  (elasticidade do custo de utilização do capital): choque monetário

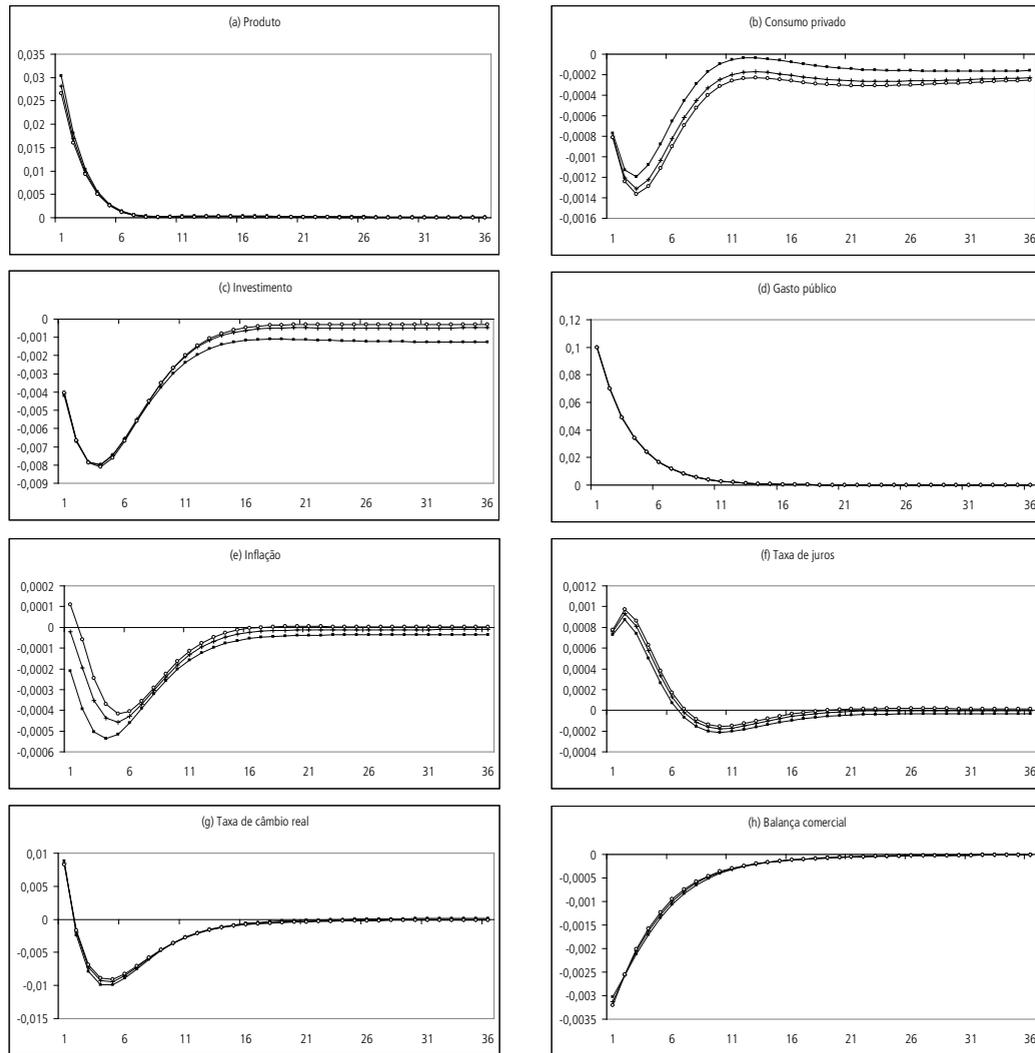


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,25 e 0,5. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.22

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\Lambda$  (elasticidade do custo de utilização do capital): choque de gasto público

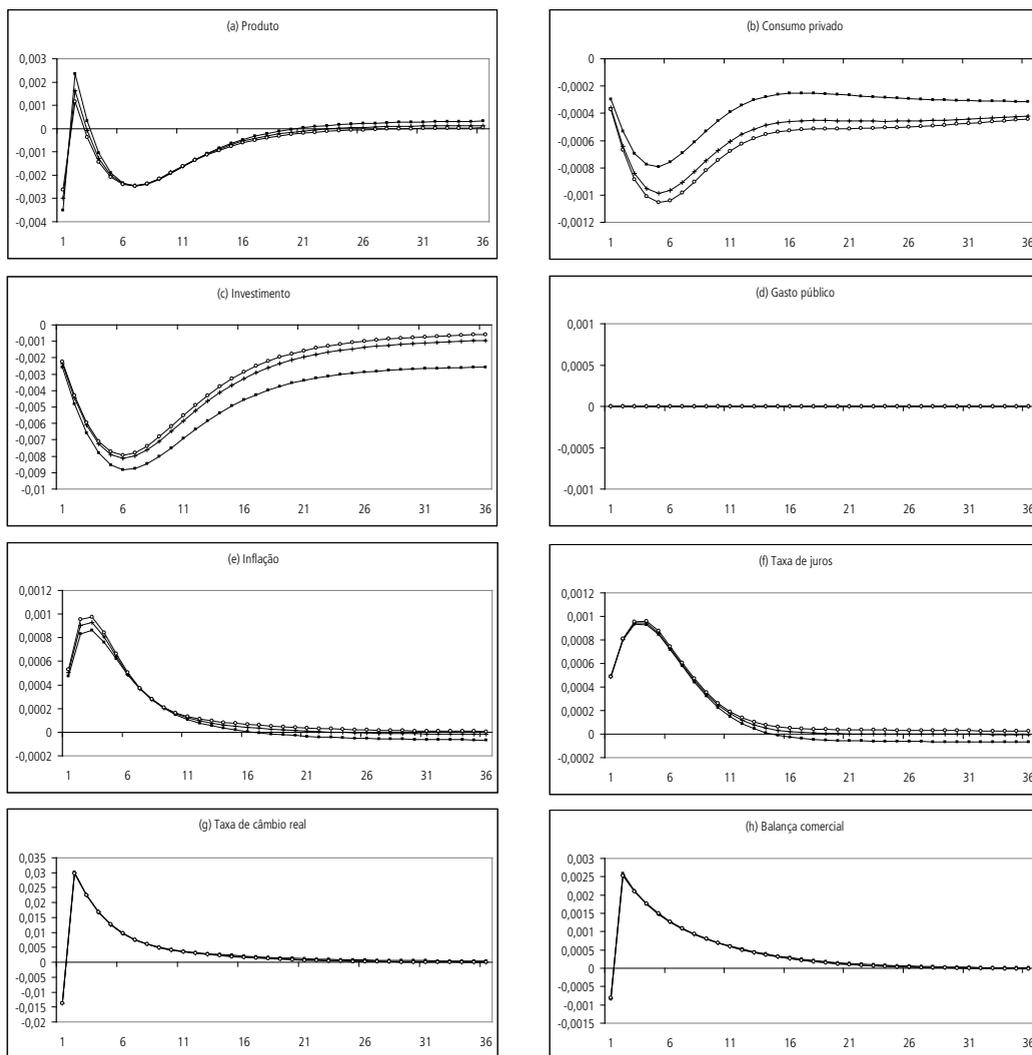


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,25 e 0,5. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.23

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\Lambda$  (elasticidade do custo de utilização do capital): choque no prêmio de risco

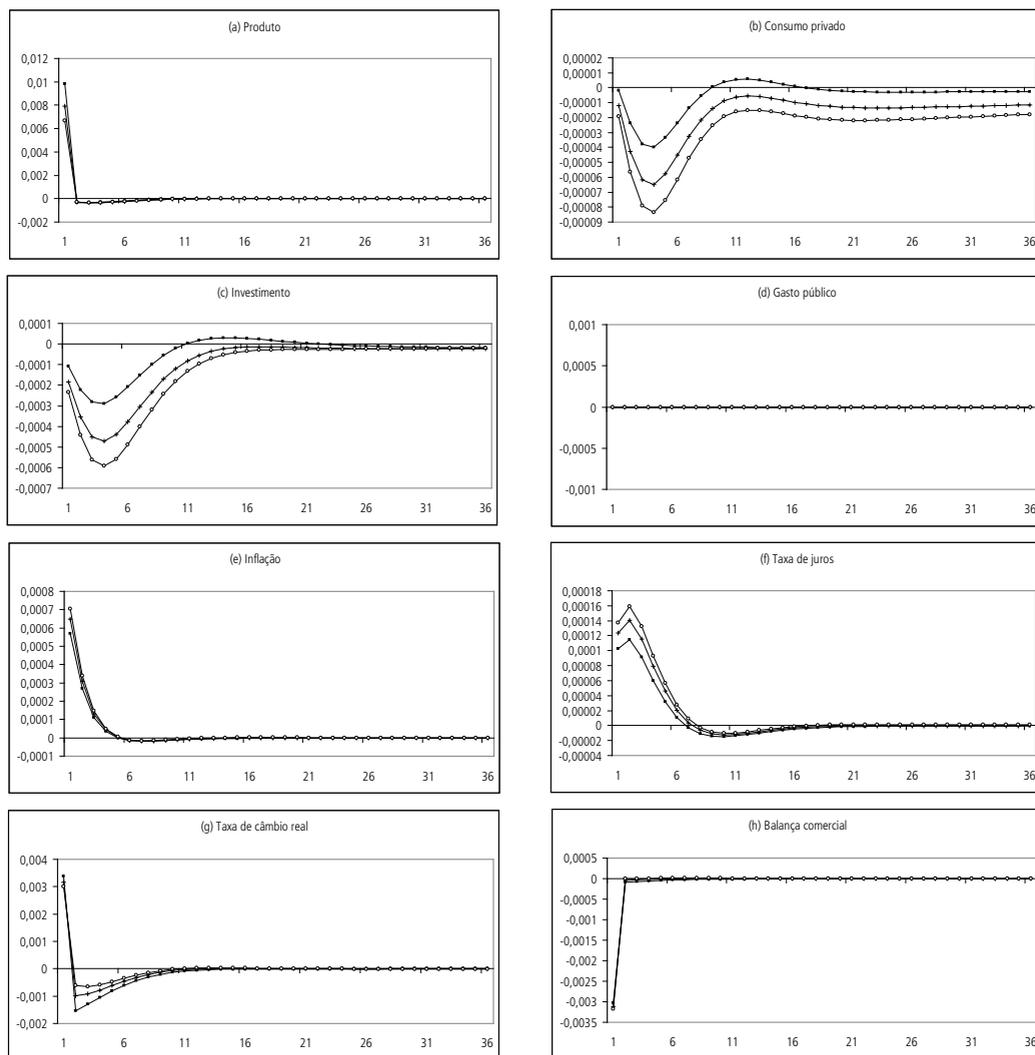


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,25 e 0,5. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.24

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\Lambda$  (elasticidade do custo de utilização do capital): choque no preço dos bens importados

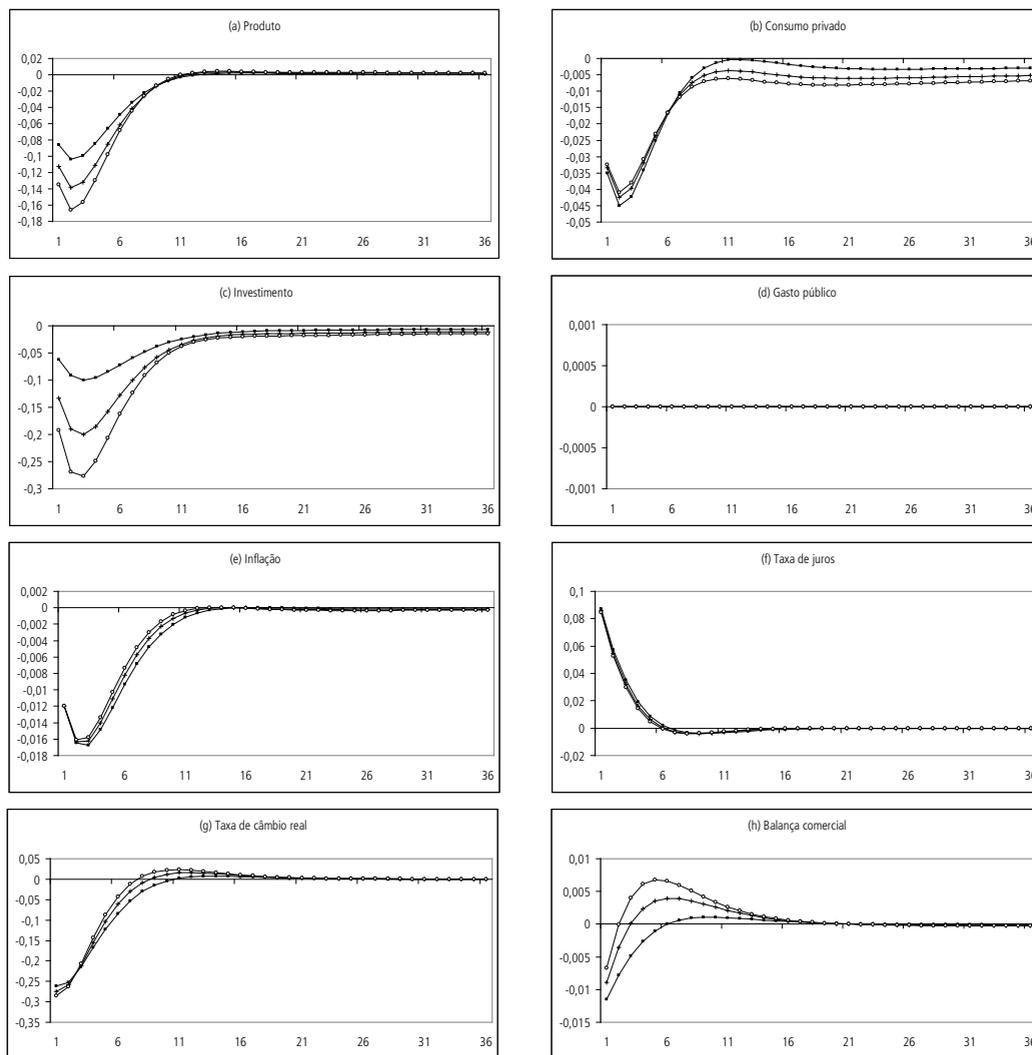


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,25 e 0,5. Nos gráficos, as FRLs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.25

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\diamond$  (inverso do custo de ajustamento de capital): choque monetário

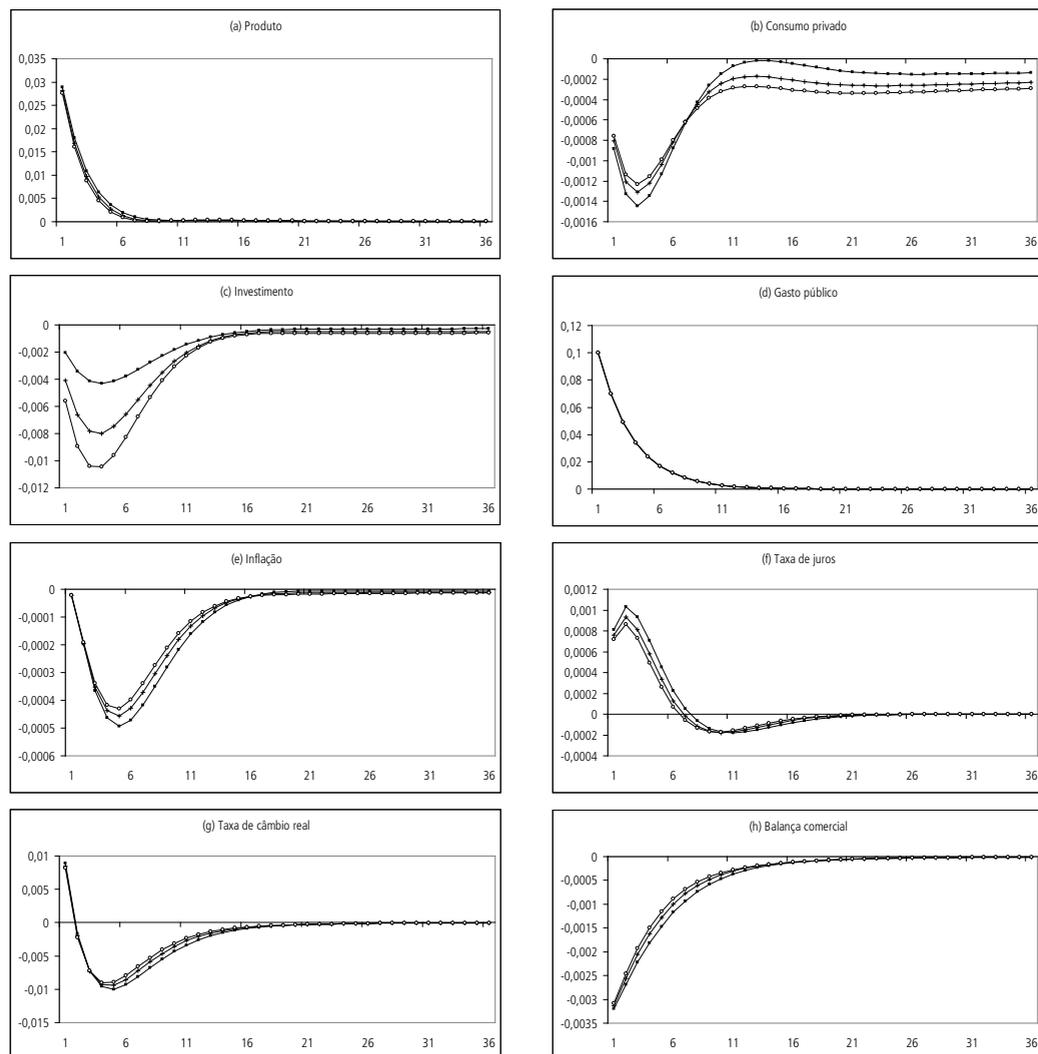


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0,125, 0,313 e 0,5. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.26

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\diamond$  (inverso do custo de ajustamento do capital): choque de gasto público

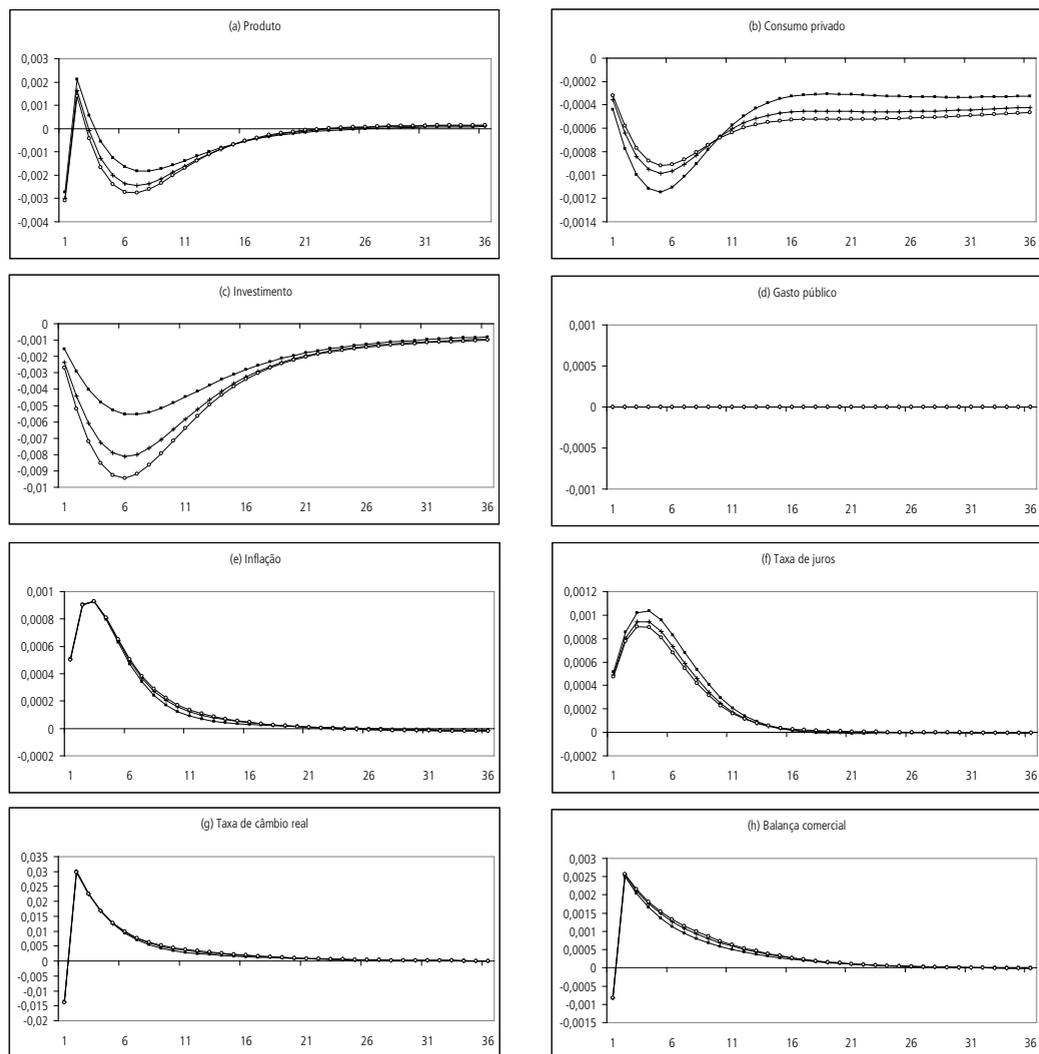


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0,125, 0,313 e 0,5. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.27

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\diamond$  (inverso do custo de ajustamento do capital): choque no prêmio de risco

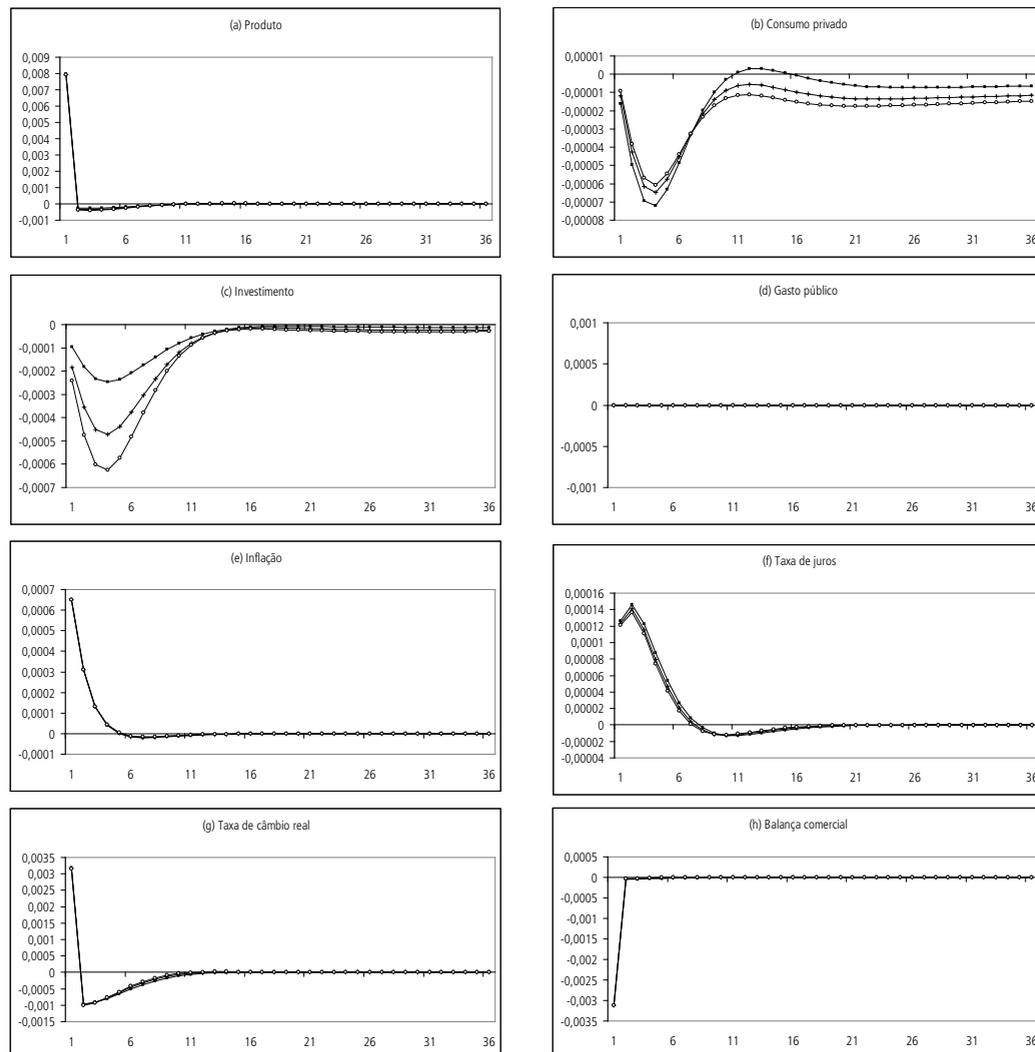


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0,125, 0,313 e 0,5. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.28

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\diamond$  (inverso do custo de ajustamento de capital): choque no preço dos bens importados

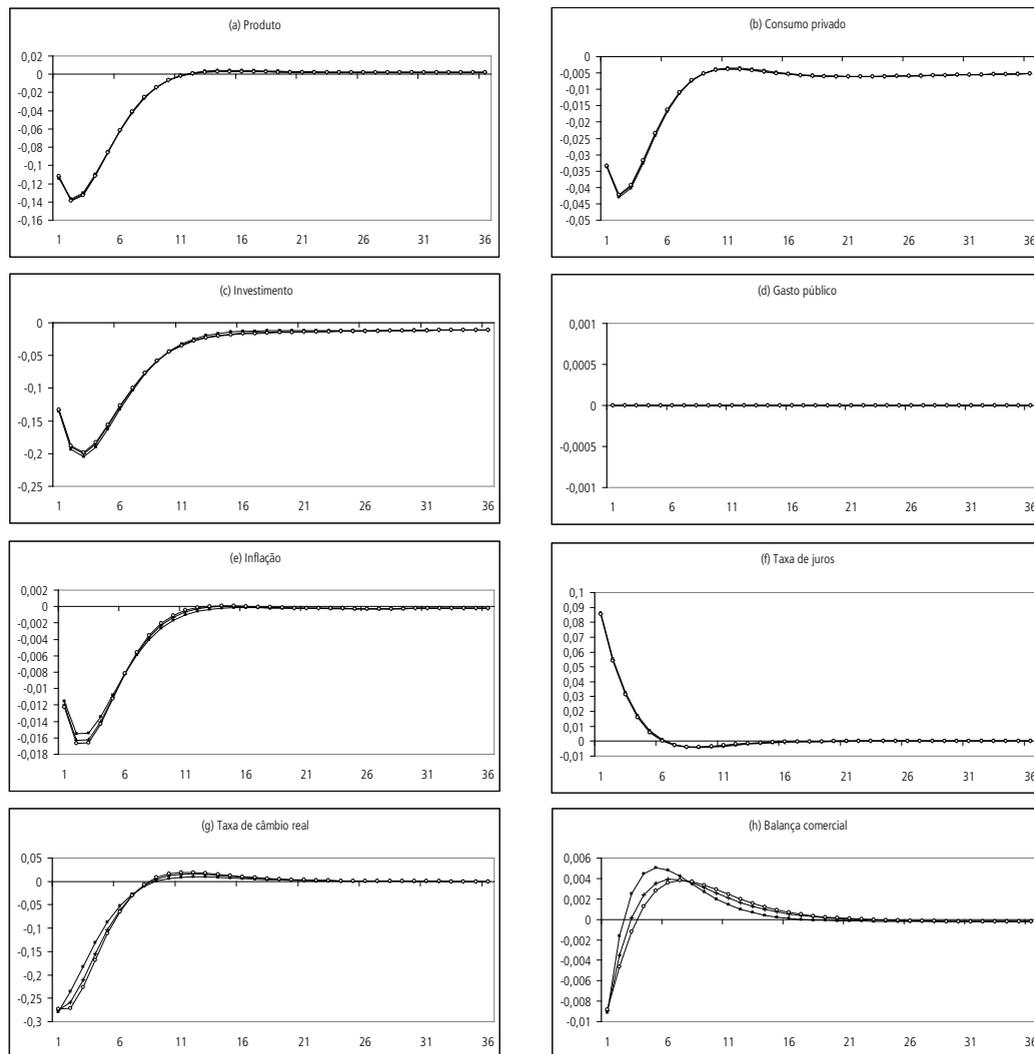


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0,125, 0,313 e 0,5. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.29

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\theta$  (elasticidade do prêmio de risco em relação ao passivo externo/PIB): choque monetário

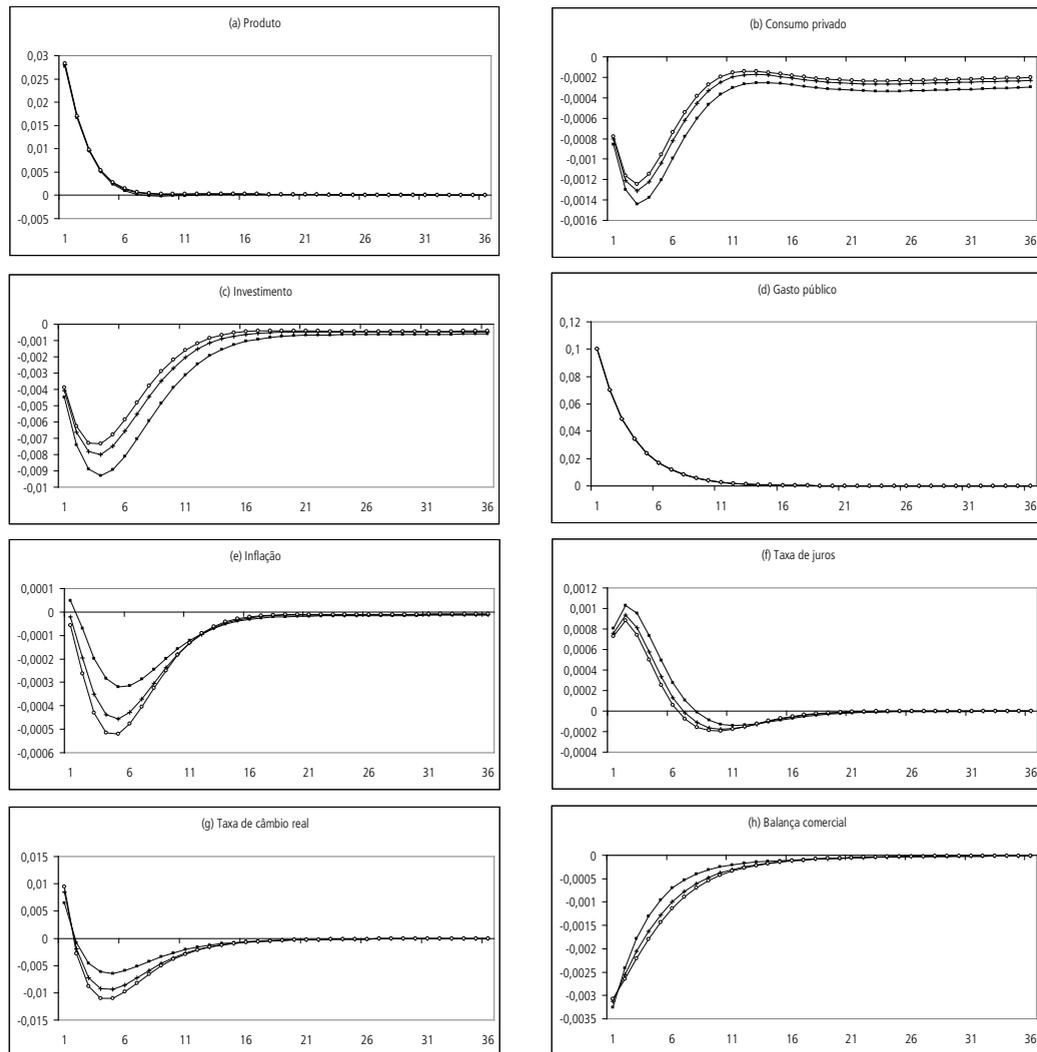


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0,5, 1 e 1,5. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.30

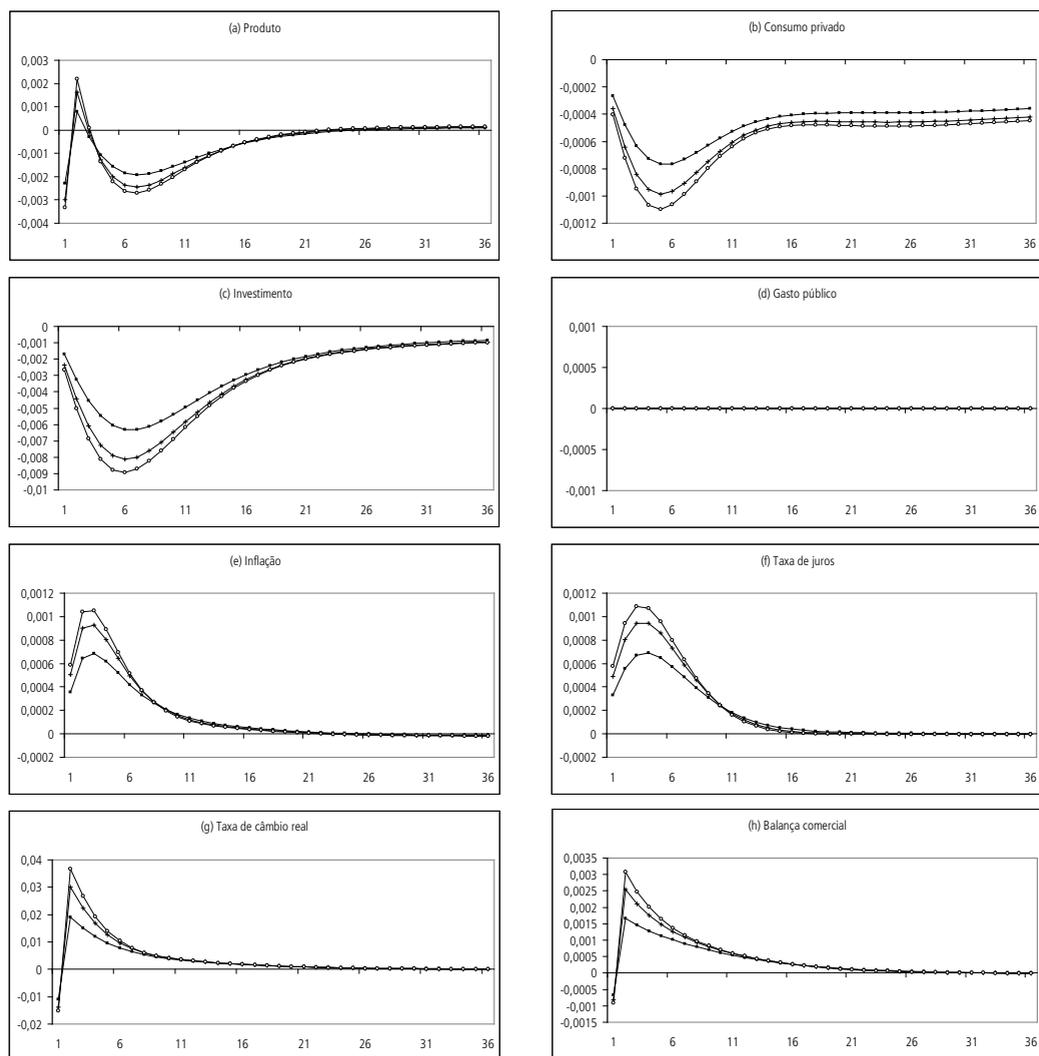
Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\theta$  (elasticidade do prêmio de risco em relação ao passivo externo/PIB): choque de gasto público



Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0,5, 1 e 1,5. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

**GRÁFICO A.31**  
**Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\theta$  (elasticidade do prêmio de risco em relação ao passivo externo/PIB): choque no prêmio de risco**

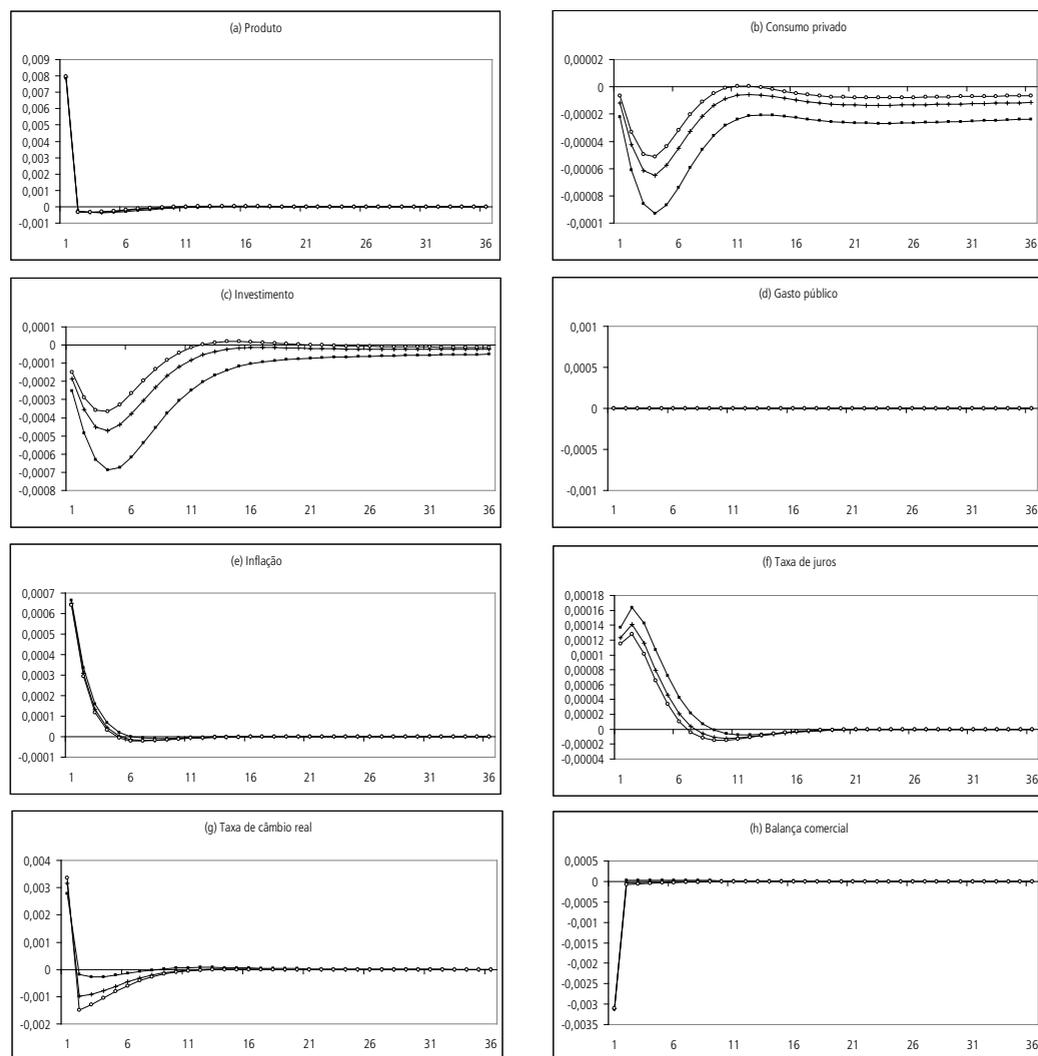


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0,5, 1 e 1,5. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.32

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\theta$  (elasticidade do prêmio de risco em relação ao passivo externo/PIB): choque no preço dos bens importados

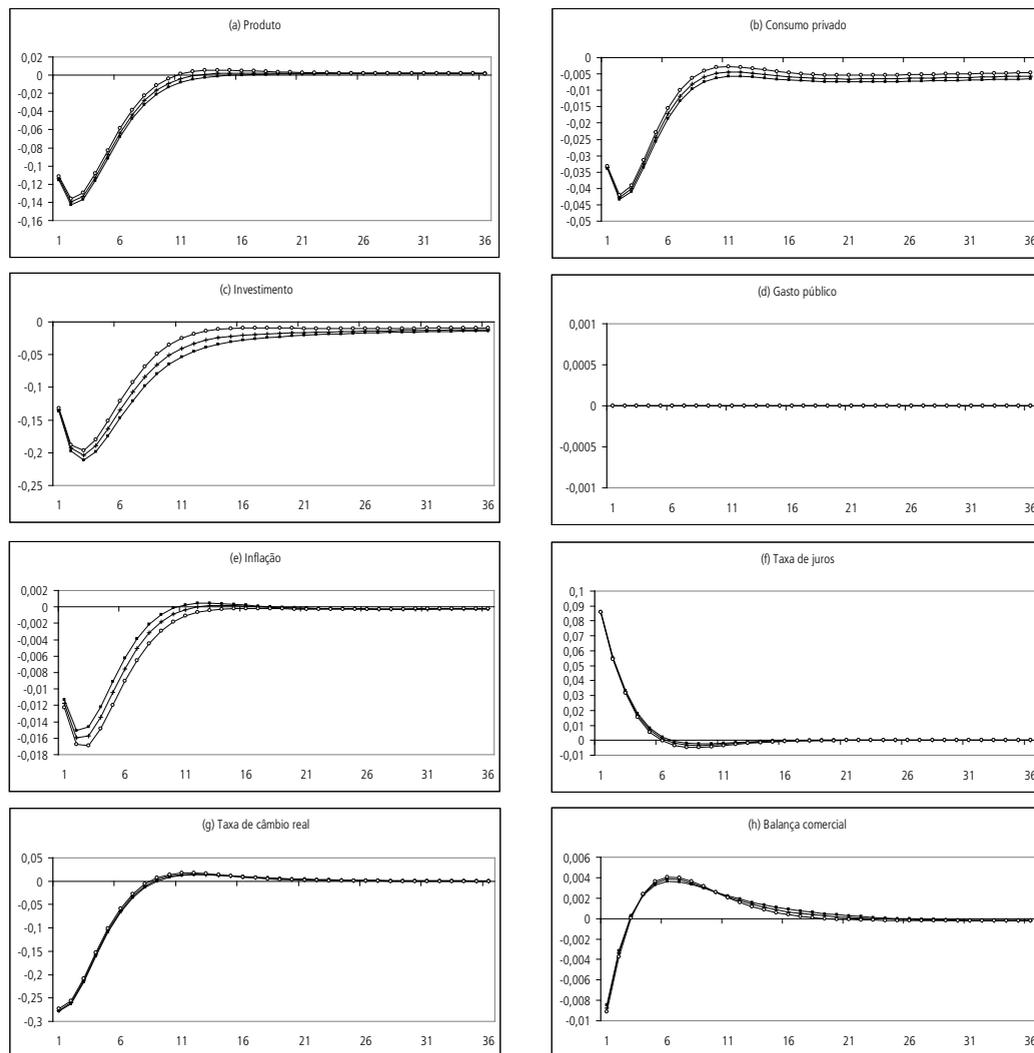


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0,5, 1 e 1,5. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.33

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\gamma_w$  (grau de indexação dos salários): choque monetário

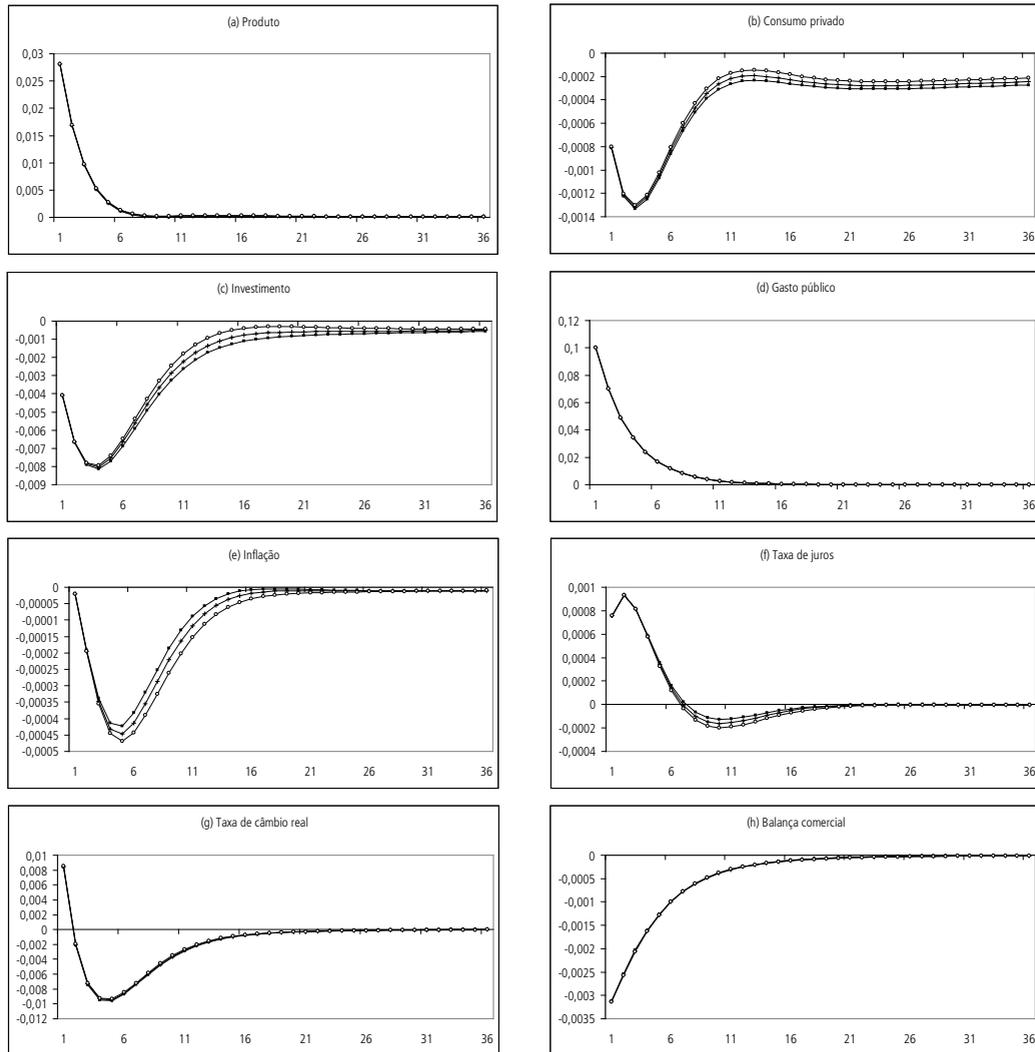


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.34

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\gamma_w$  (grau de indexação dos salários): choque de gasto público

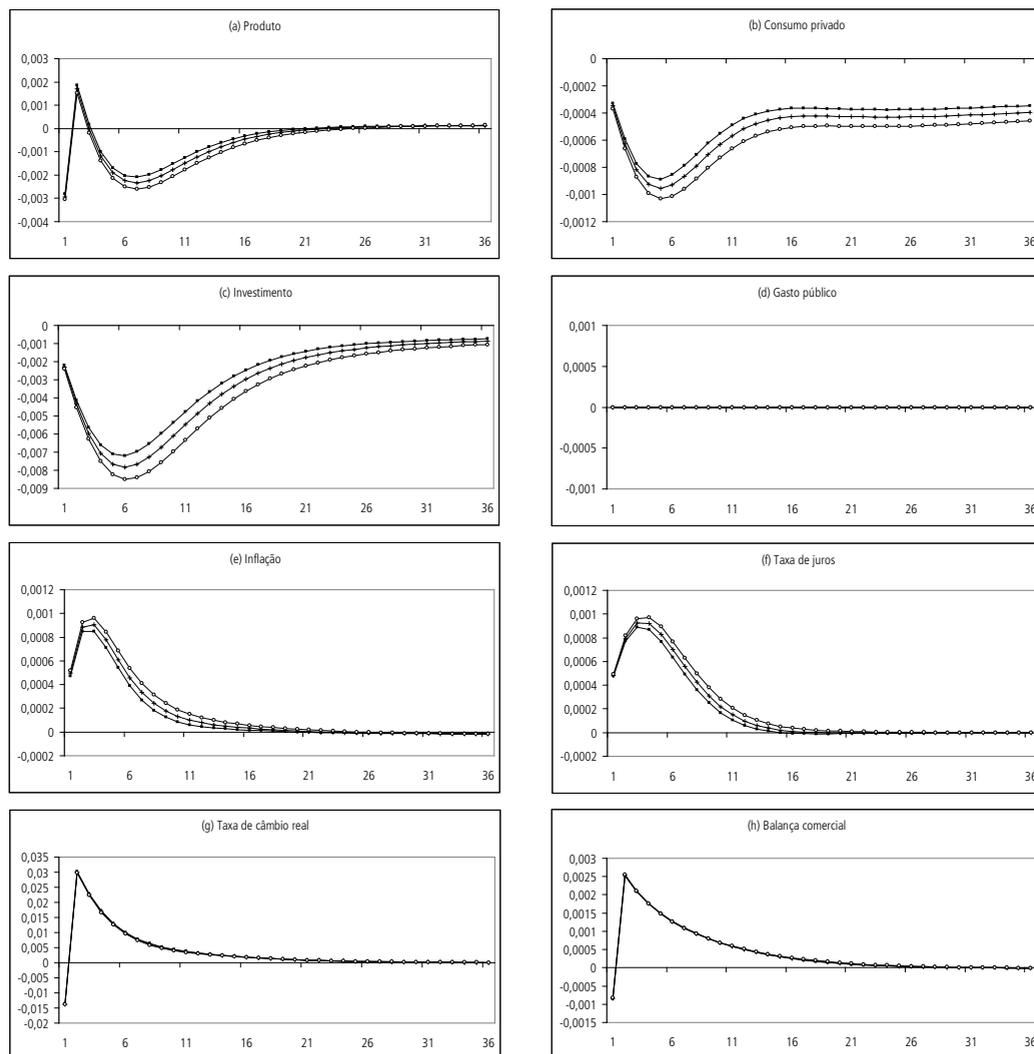


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.35

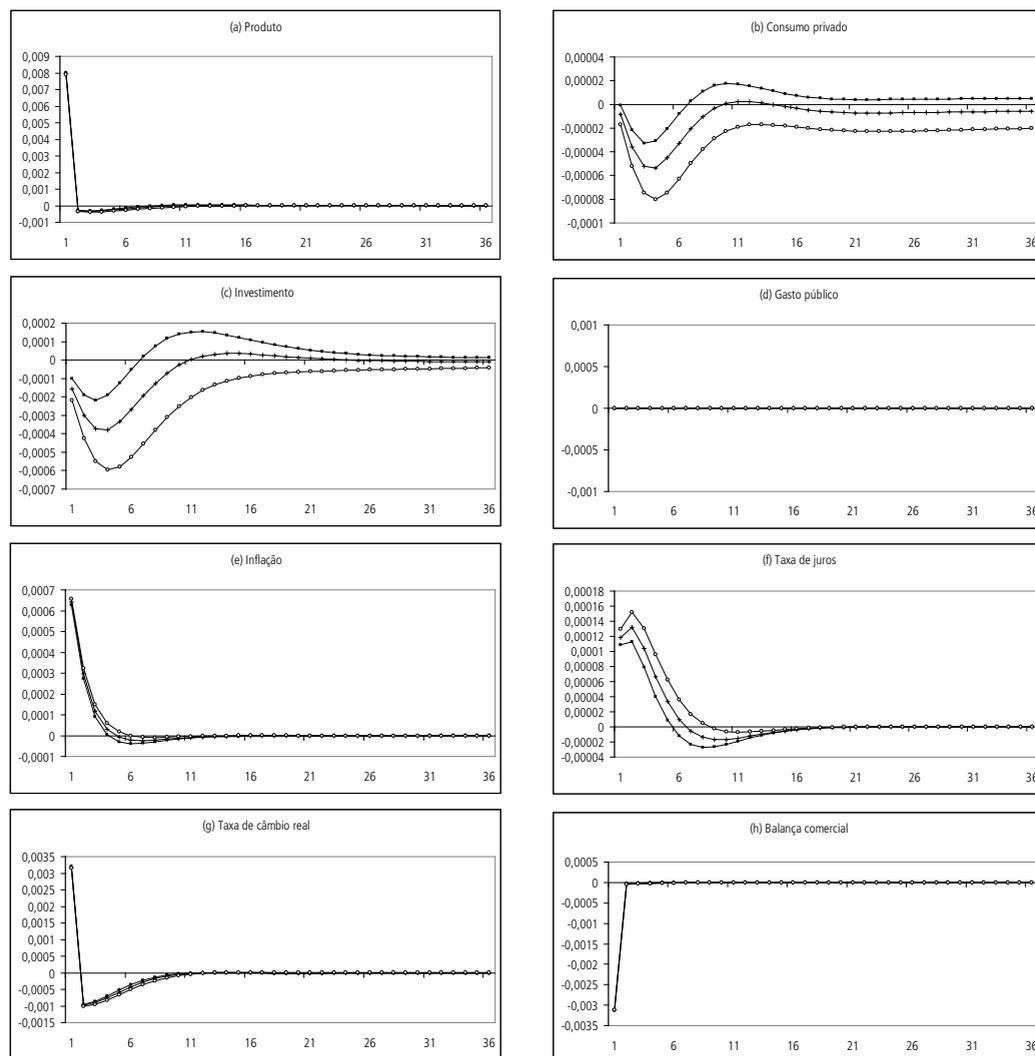
Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\gamma_w$  (grau de indexação dos salários): choque no prêmio de risco



Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.36  
Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\gamma_w$  (grau de indexação dos salários): choque no preço dos bens importados

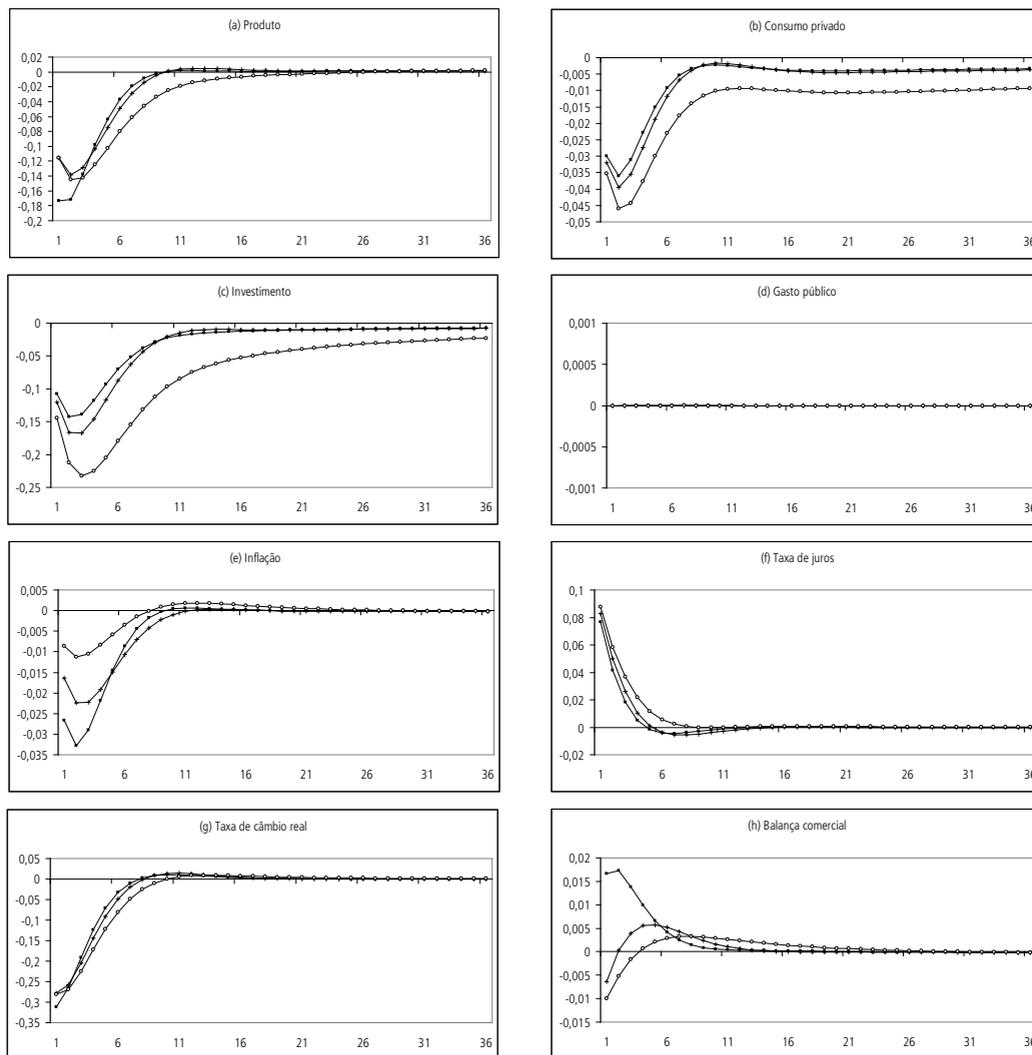


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.37

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\alpha_w$  (parâmetro de Calvo para salários): choque monetário

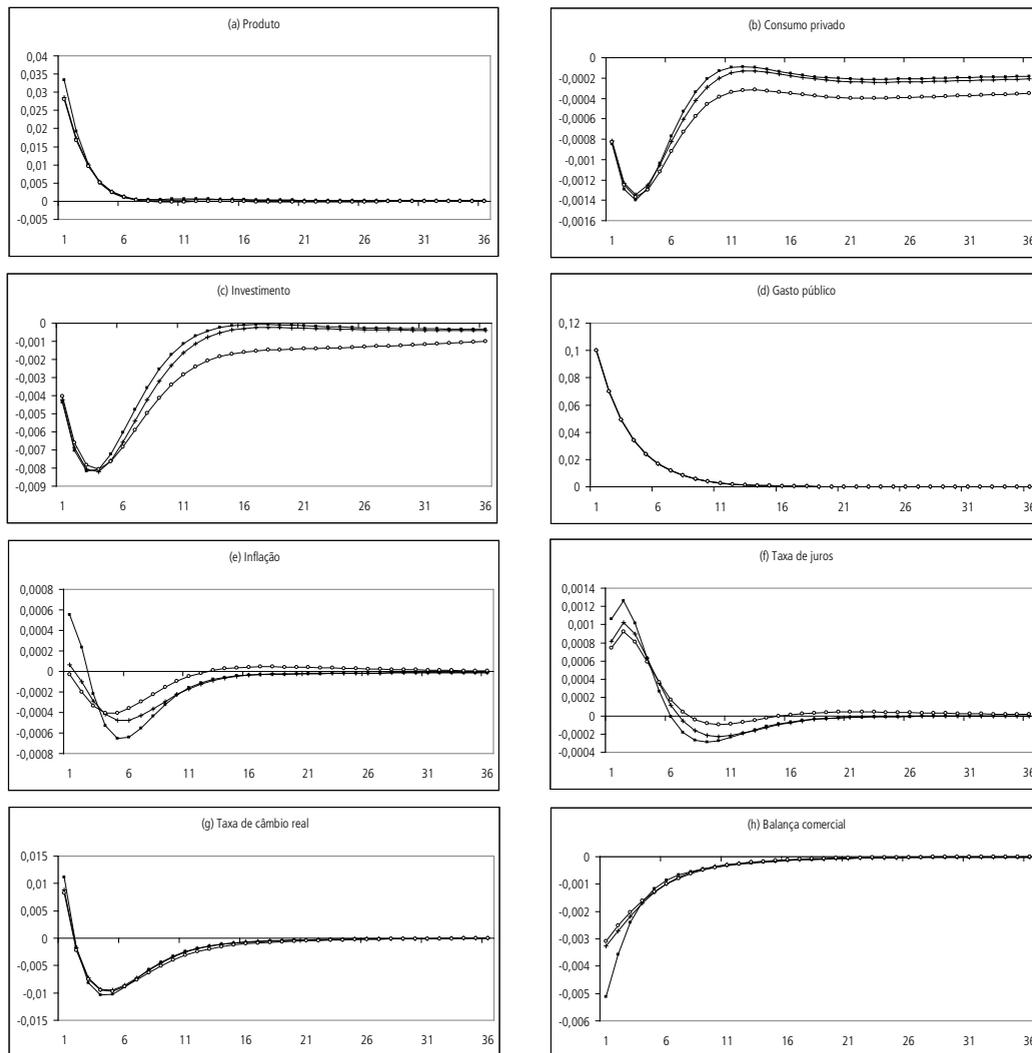


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0,01, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.38

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\alpha_w$  (parâmetro de Calvo para salários): choque de gasto público

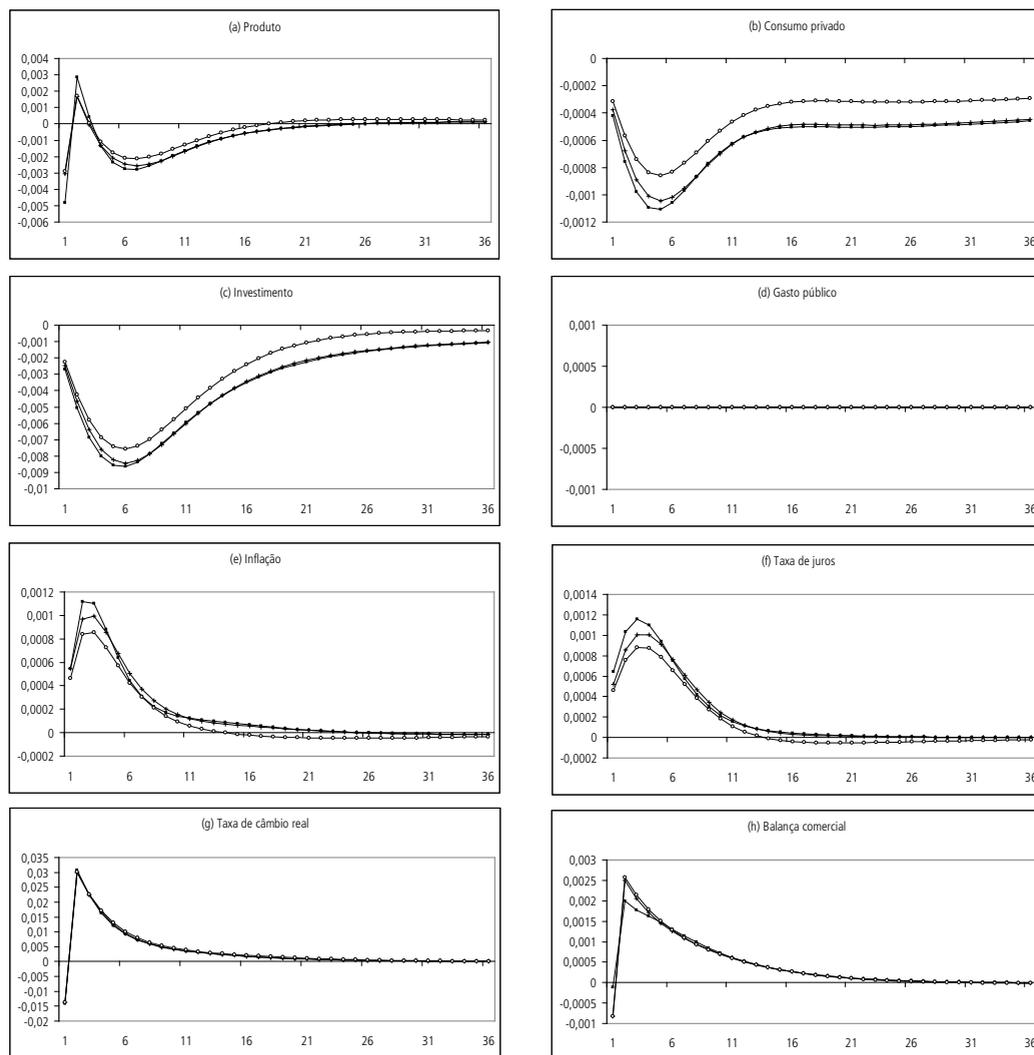


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0,01, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.39

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\alpha_w$  (parâmetro de Calvo para salários): choque no prêmio de risco

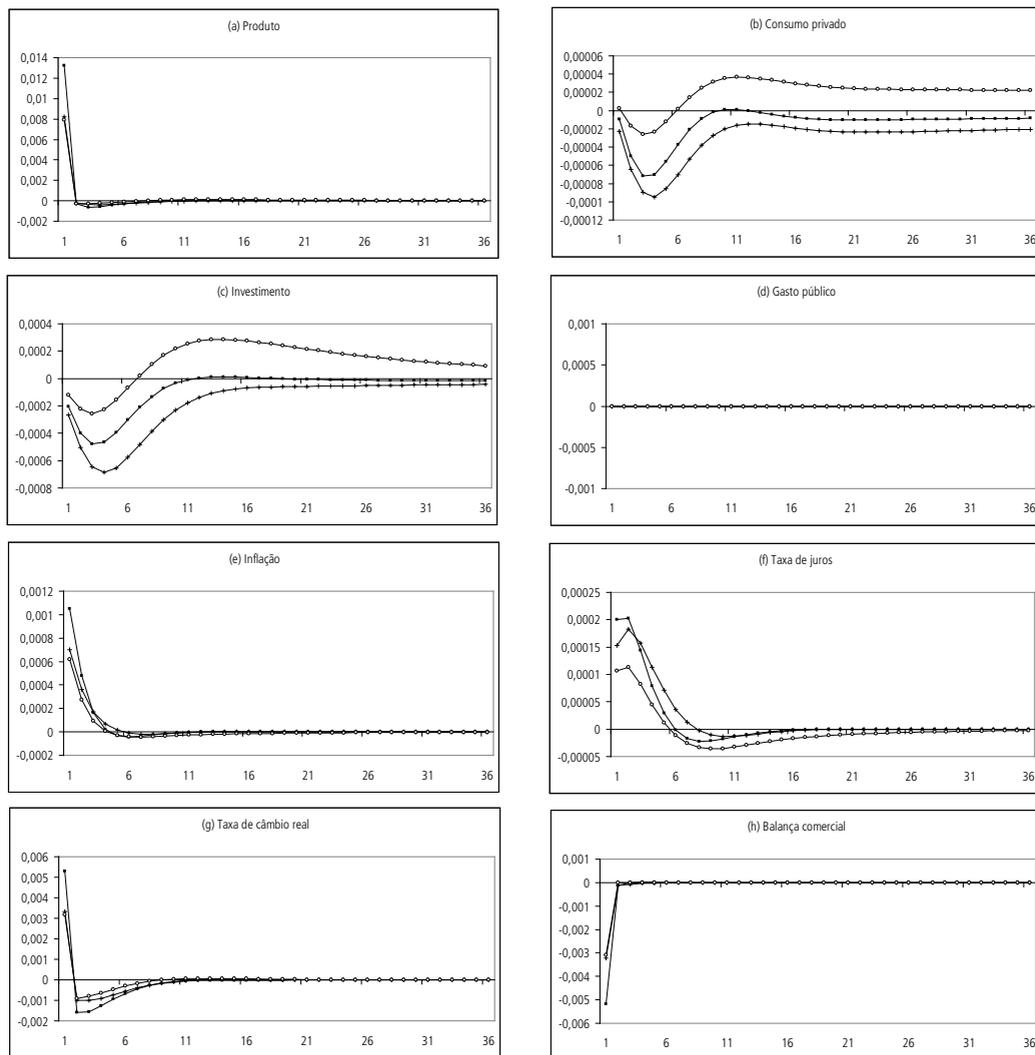


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0,01, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.40

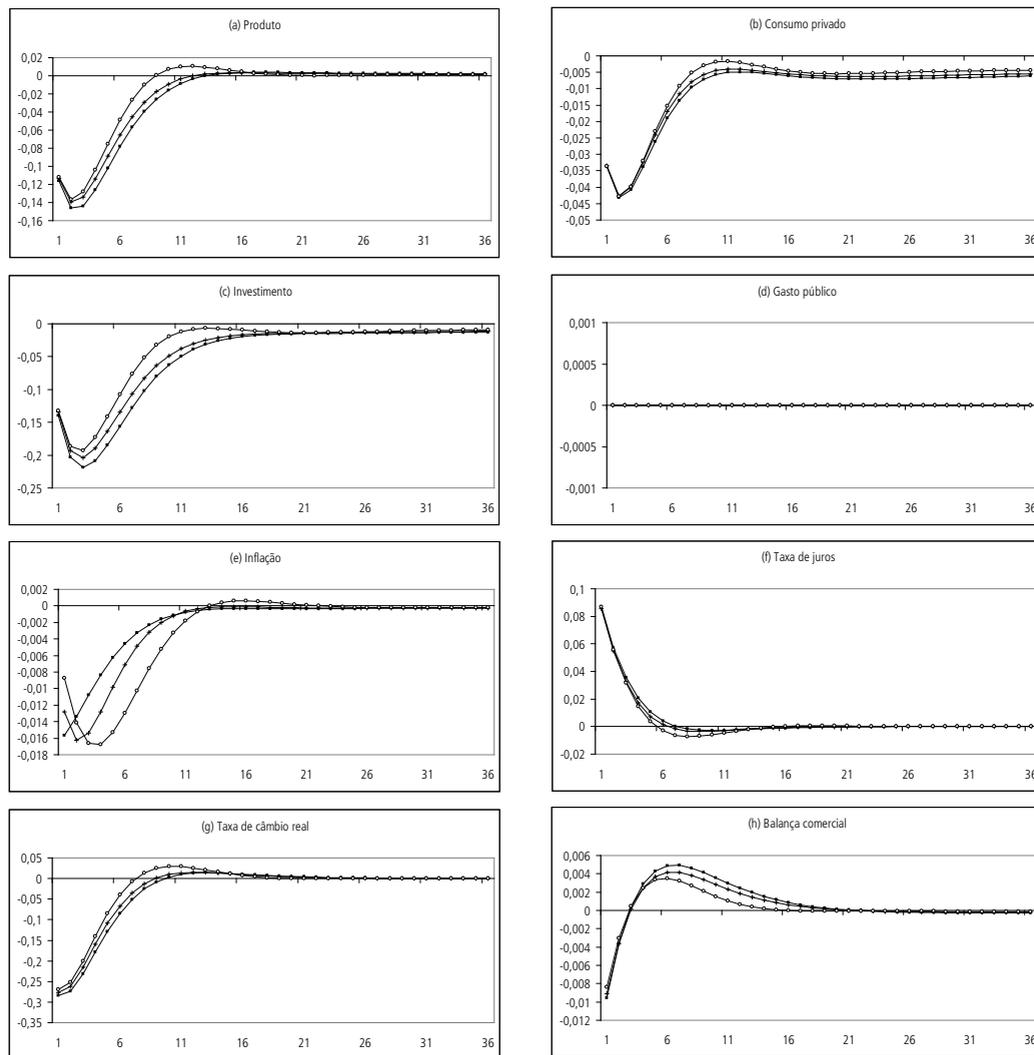
Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\alpha_w$  (parâmetro de Calvo para salários): choque no preço dos bens importados



Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0,01, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

**GRÁFICO A.41**  
**Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\gamma_p$  (grau de indexação dos preços): choque monetário**

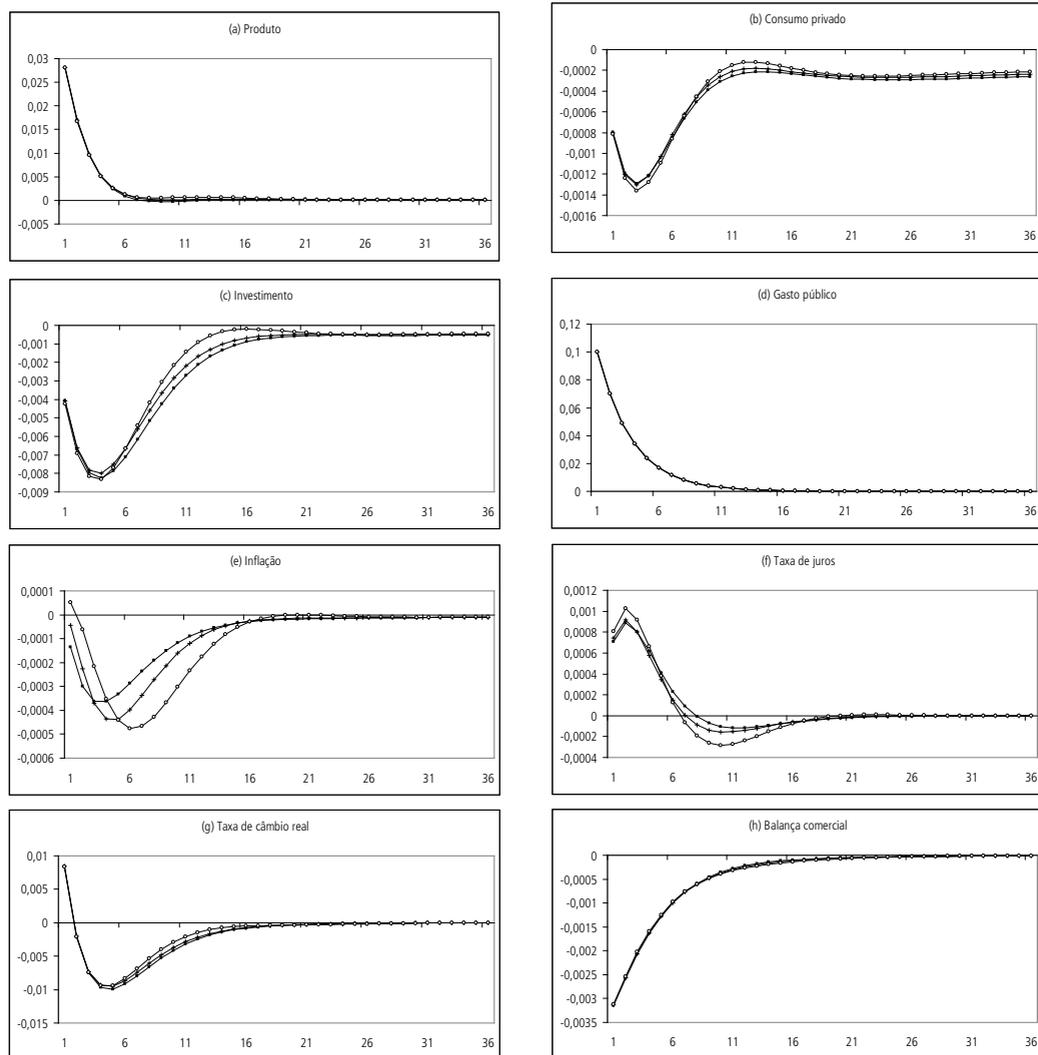


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.42

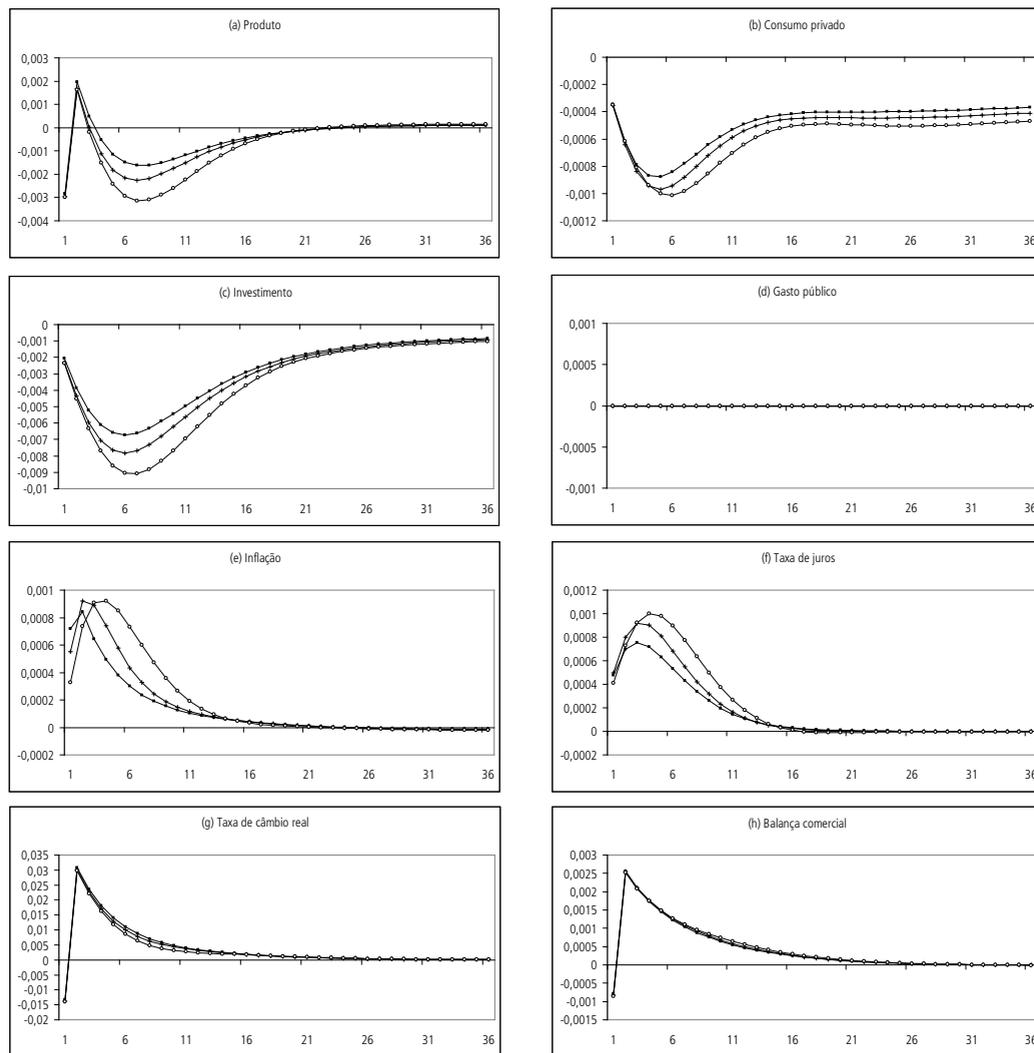
Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\gamma_p$  (grau de indexação dos preços): choque de gasto público



Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

**GRÁFICO A.43**  
**Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\gamma_p$  (grau de indexação dos preços): choque no prêmio de risco**

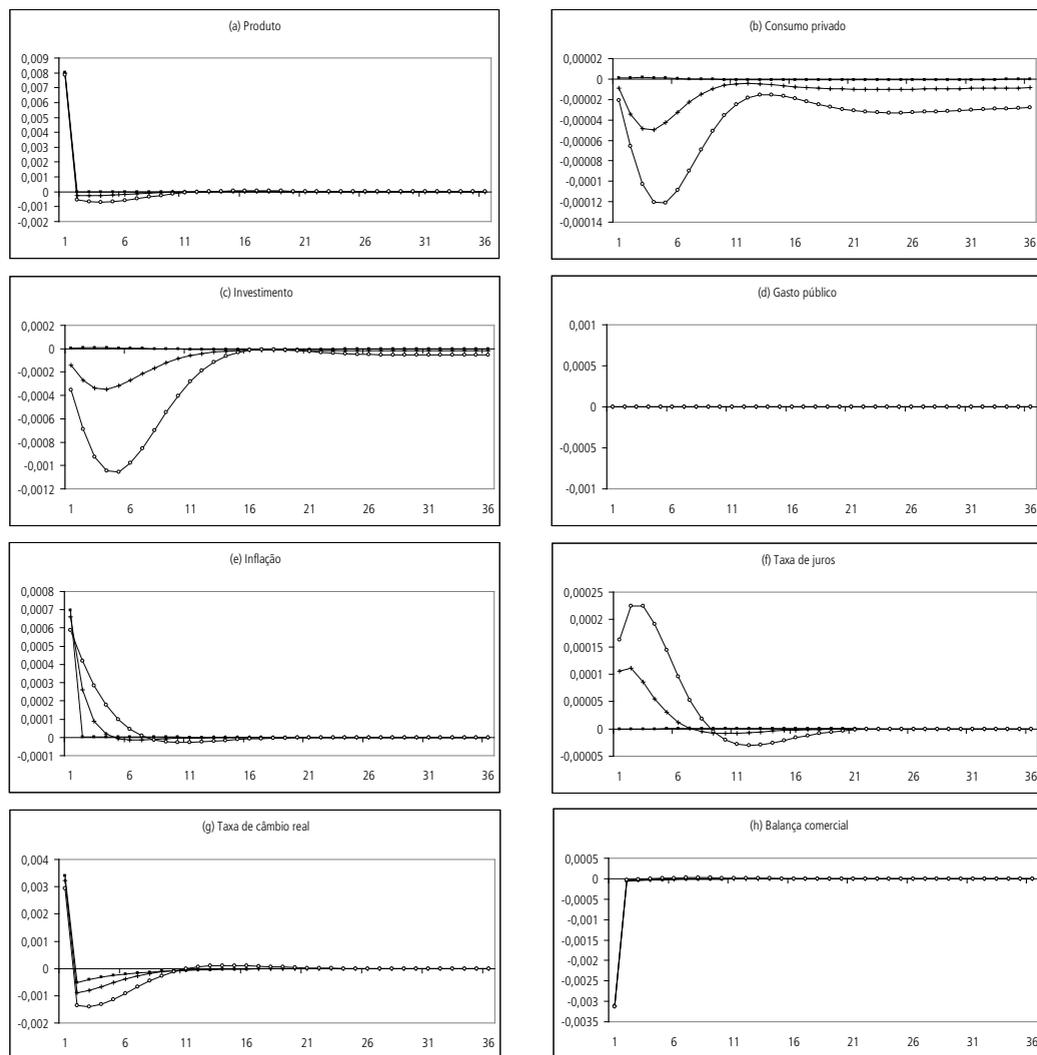


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.44

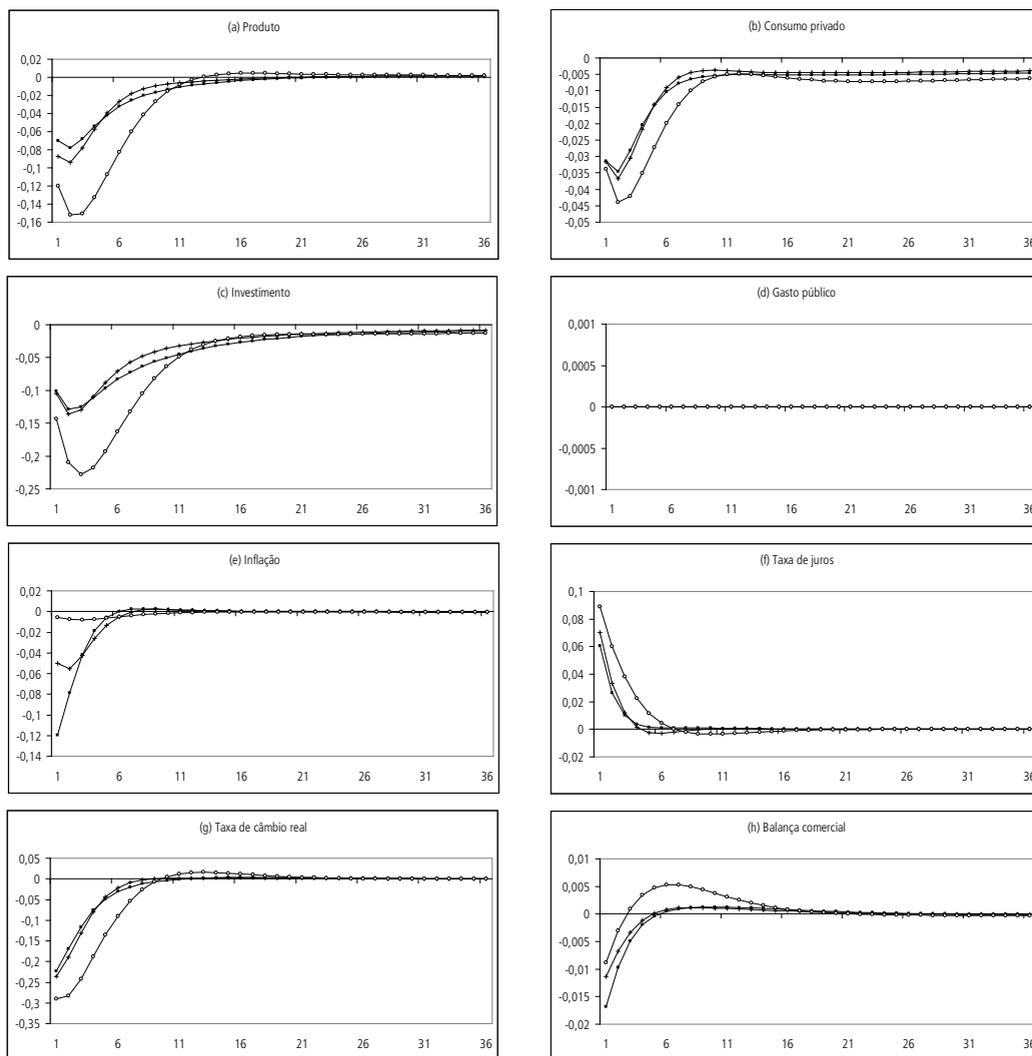
Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\gamma_p$  (grau de indexação dos preços): choque no preço dos bens importados



Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRLs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.45  
 Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\alpha_p$  (parâmetro de Calvo para preços): choque monetário

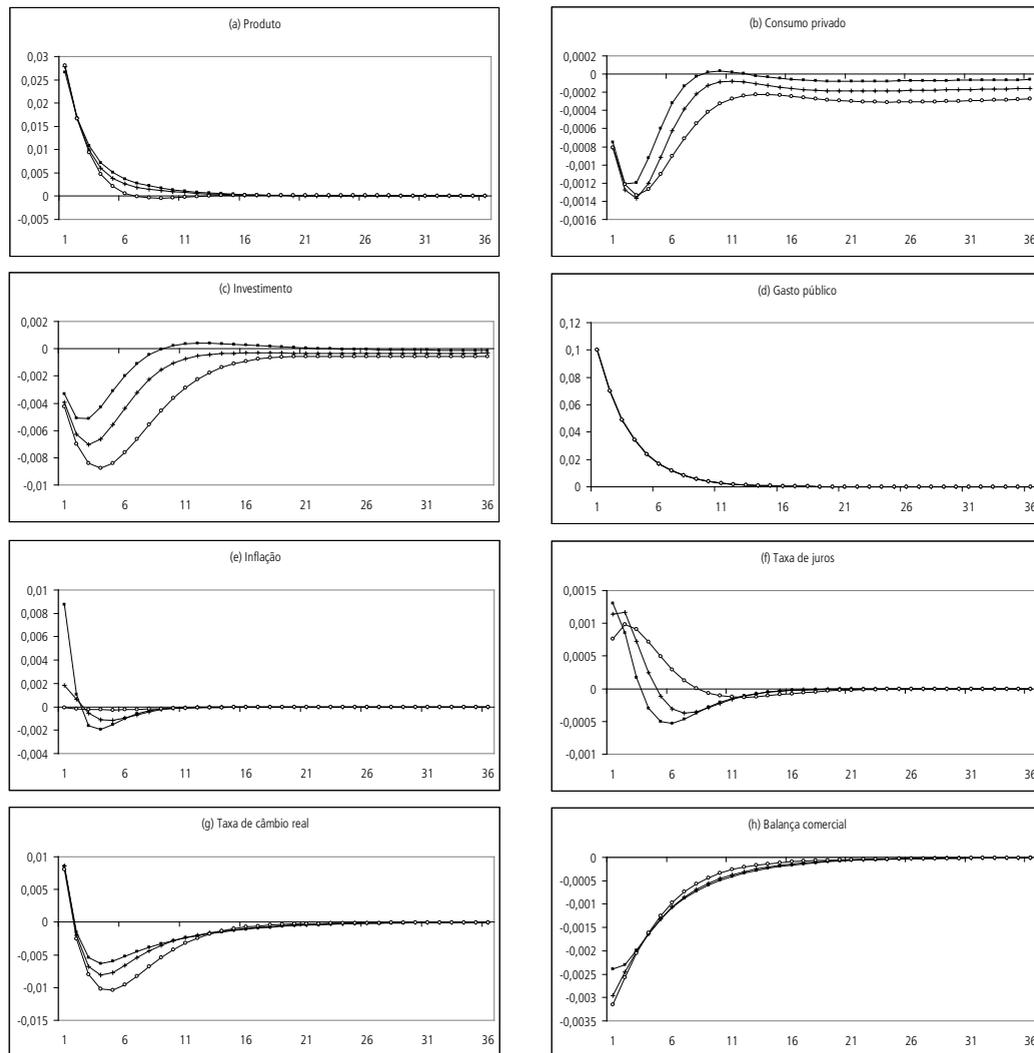


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0,01, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.46

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\alpha_p$  (parâmetro de Calvo para preços): choque de gasto público

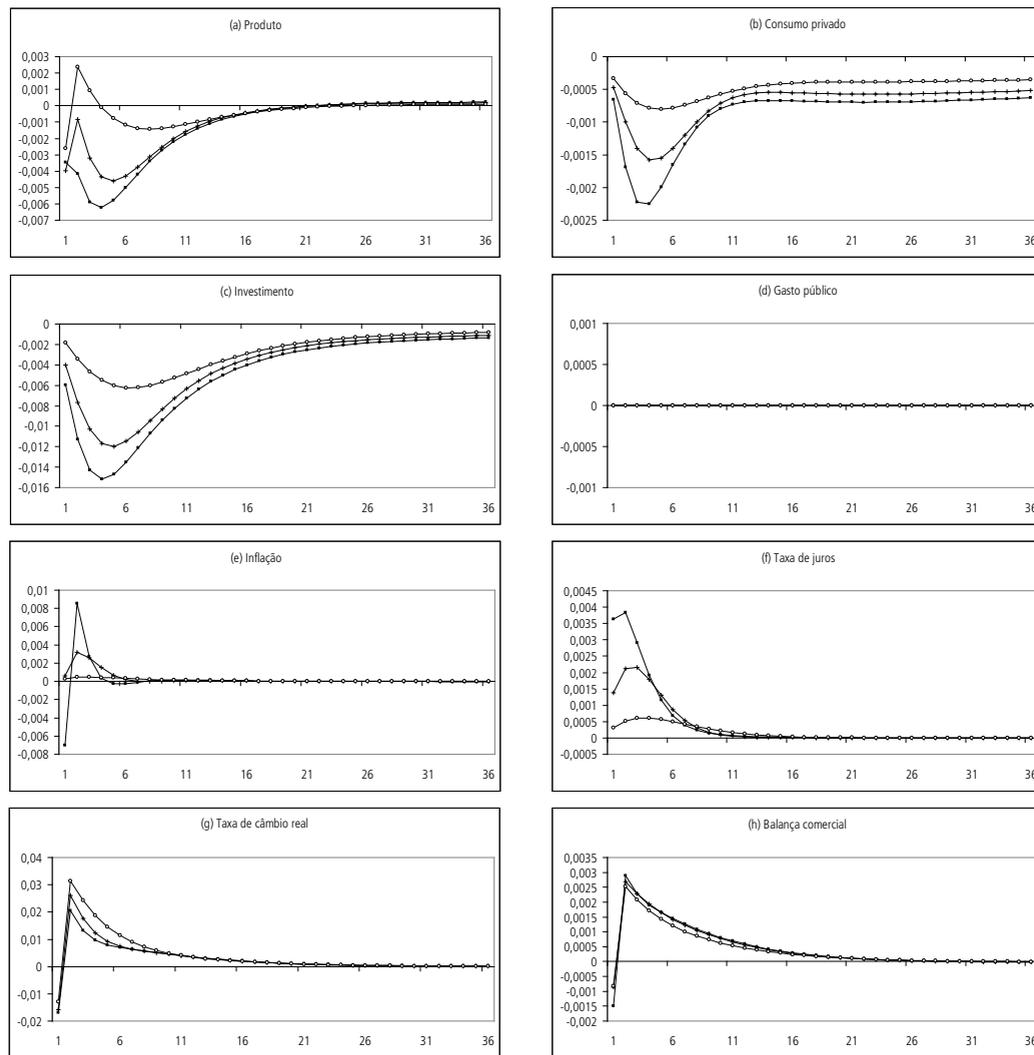


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0,01, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.47

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\alpha_p$  (parâmetro de Calvo para preços): choque no prêmio de risco

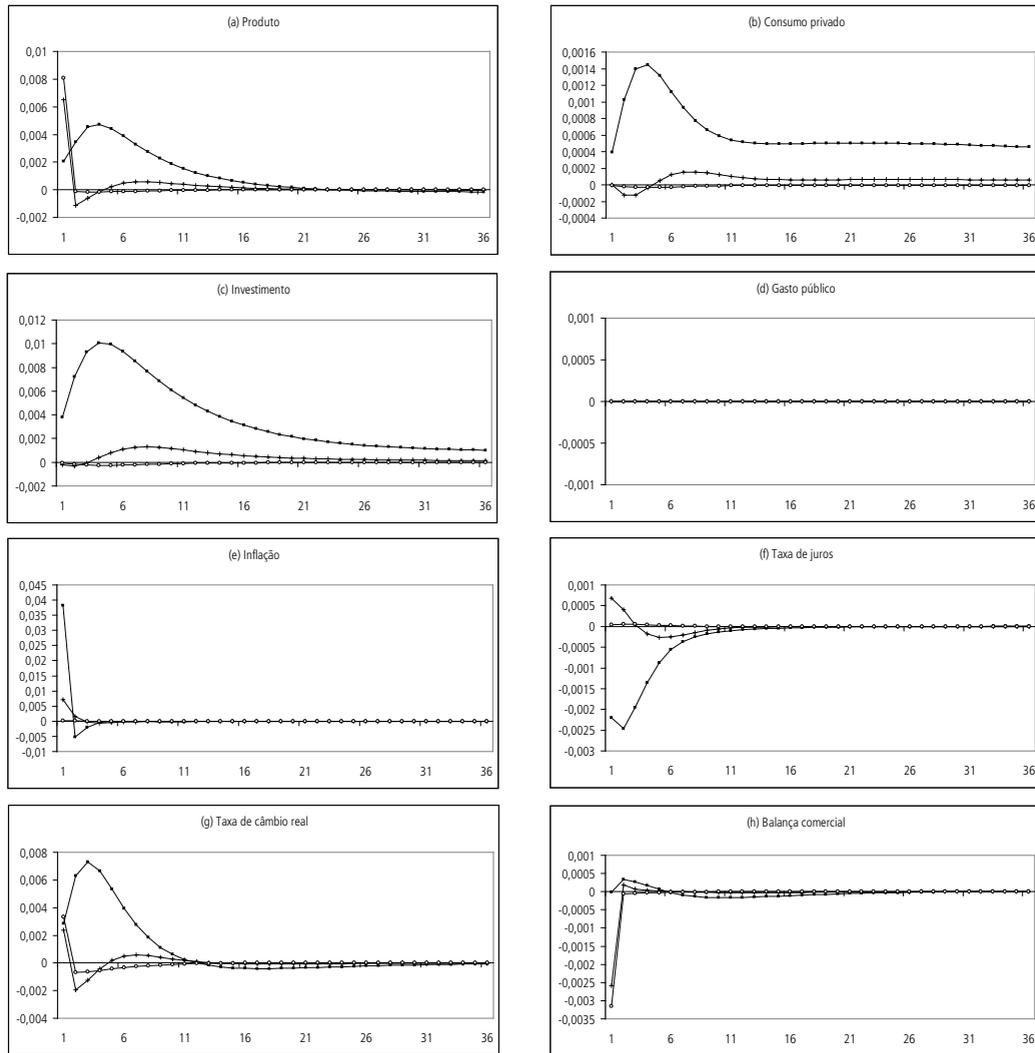


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0,01, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.48

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\alpha_p$  (parâmetro de Calvo para preços): choque no preço dos bens importados

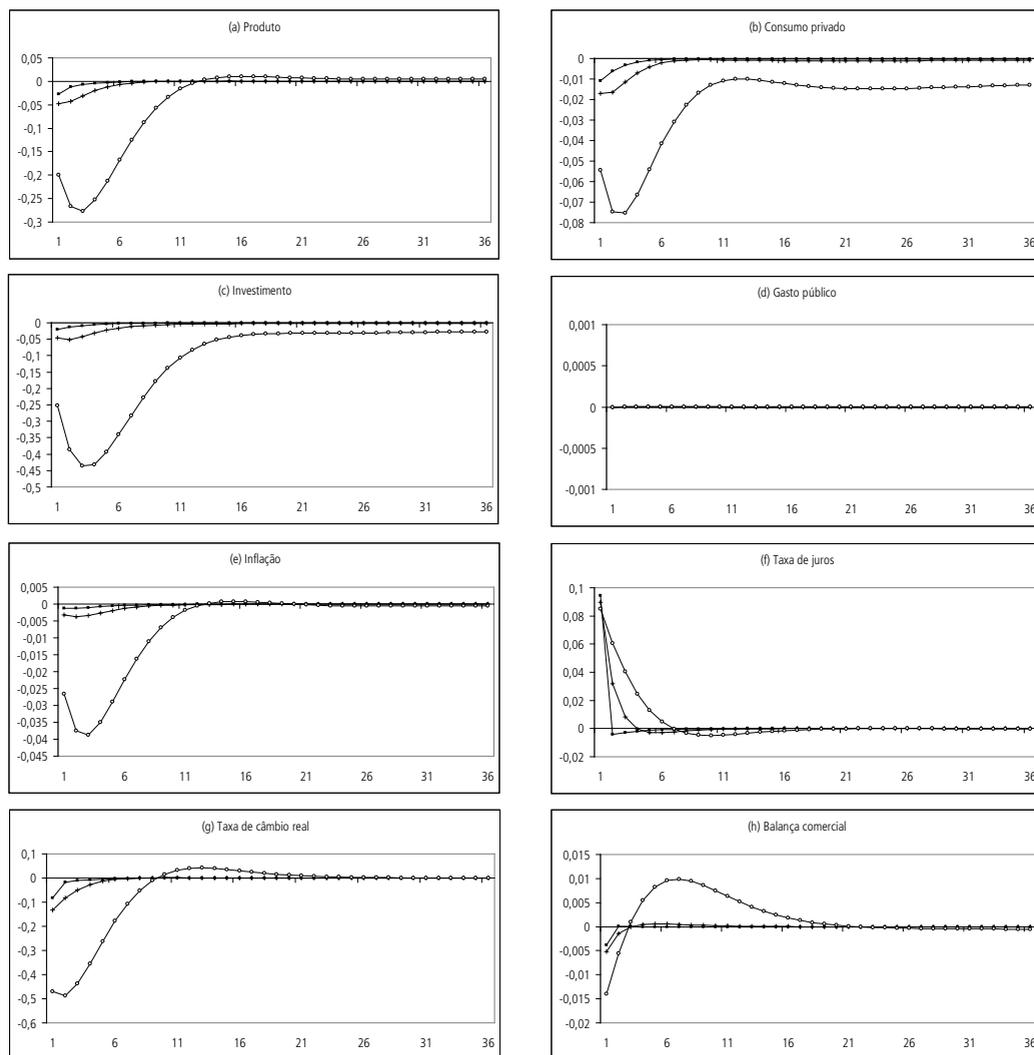


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0,01, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.49

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_R$  (coeficiente dos juros defasados na regra monetária): choque monetário

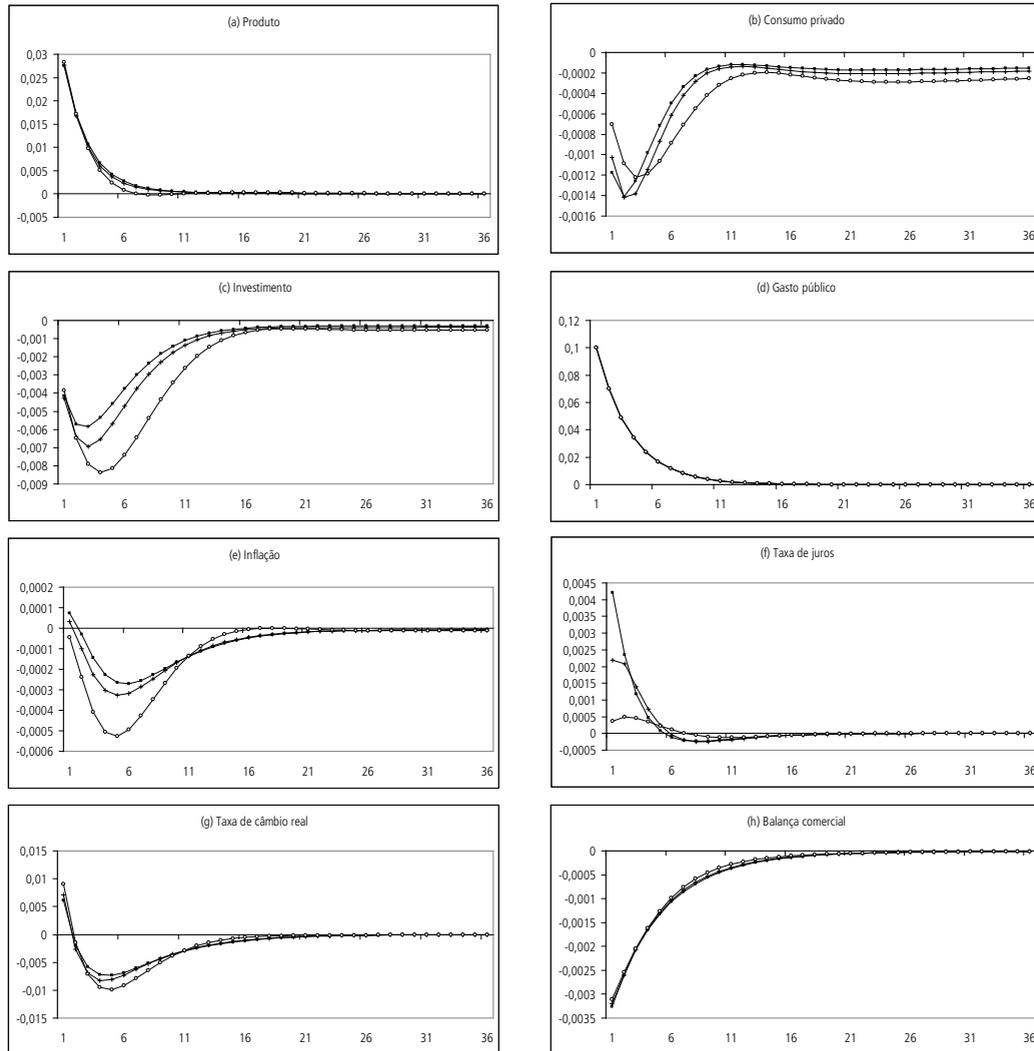


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.50

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_R$  (coeficiente dos juros defasados na regra monetária): choque de gasto público

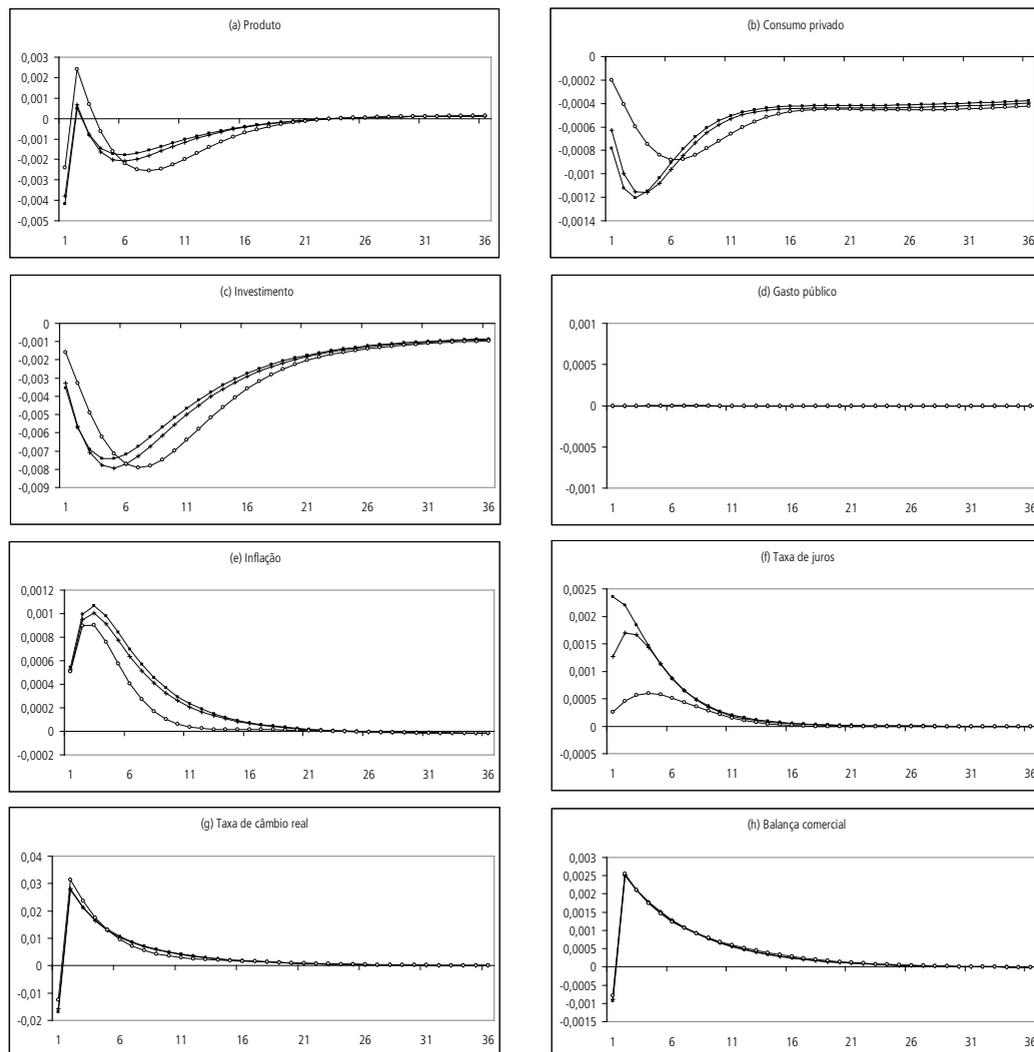


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.51

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_R$  (coeficiente dos juros defasados na regra monetária): choque no prêmio de risco

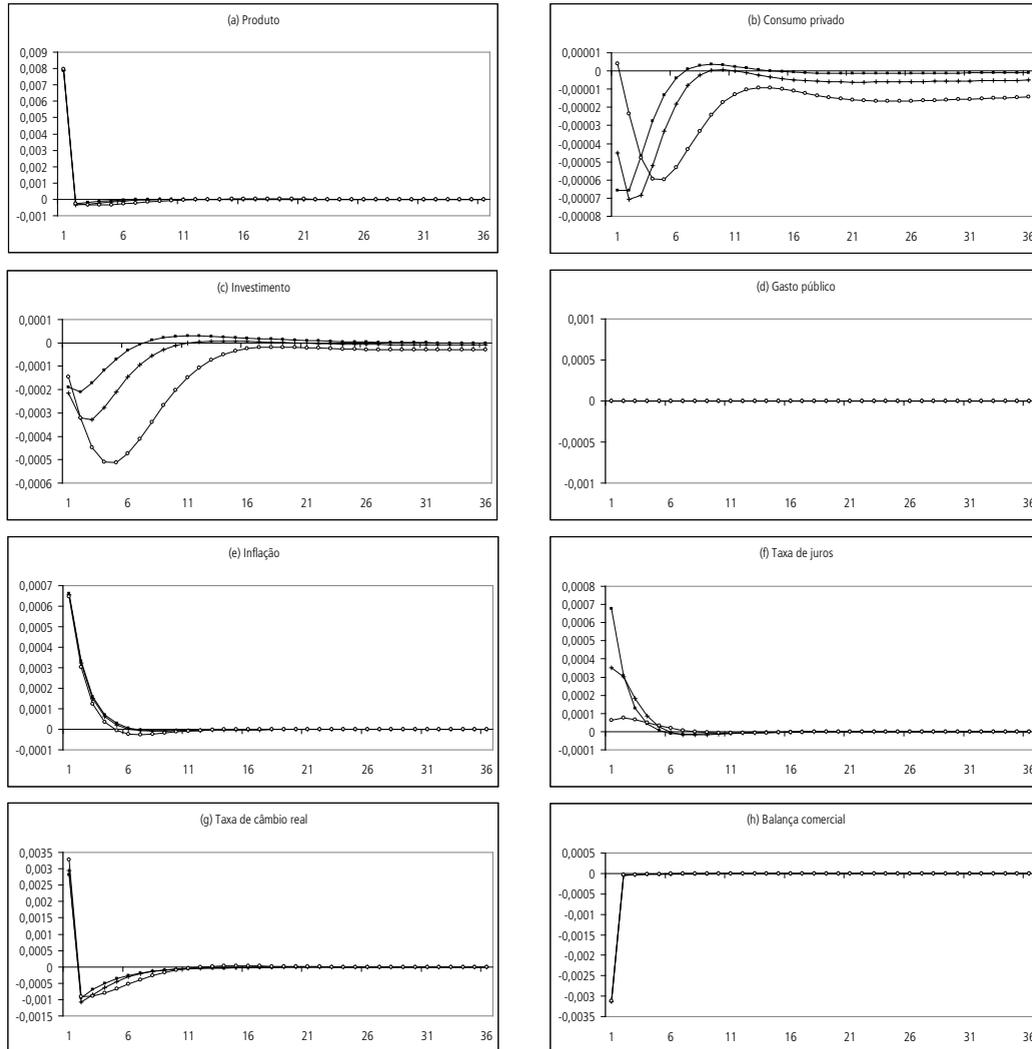


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRLs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.52

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_R$  (coeficiente dos juros defasados na regra monetária): choque no preço dos bens importados

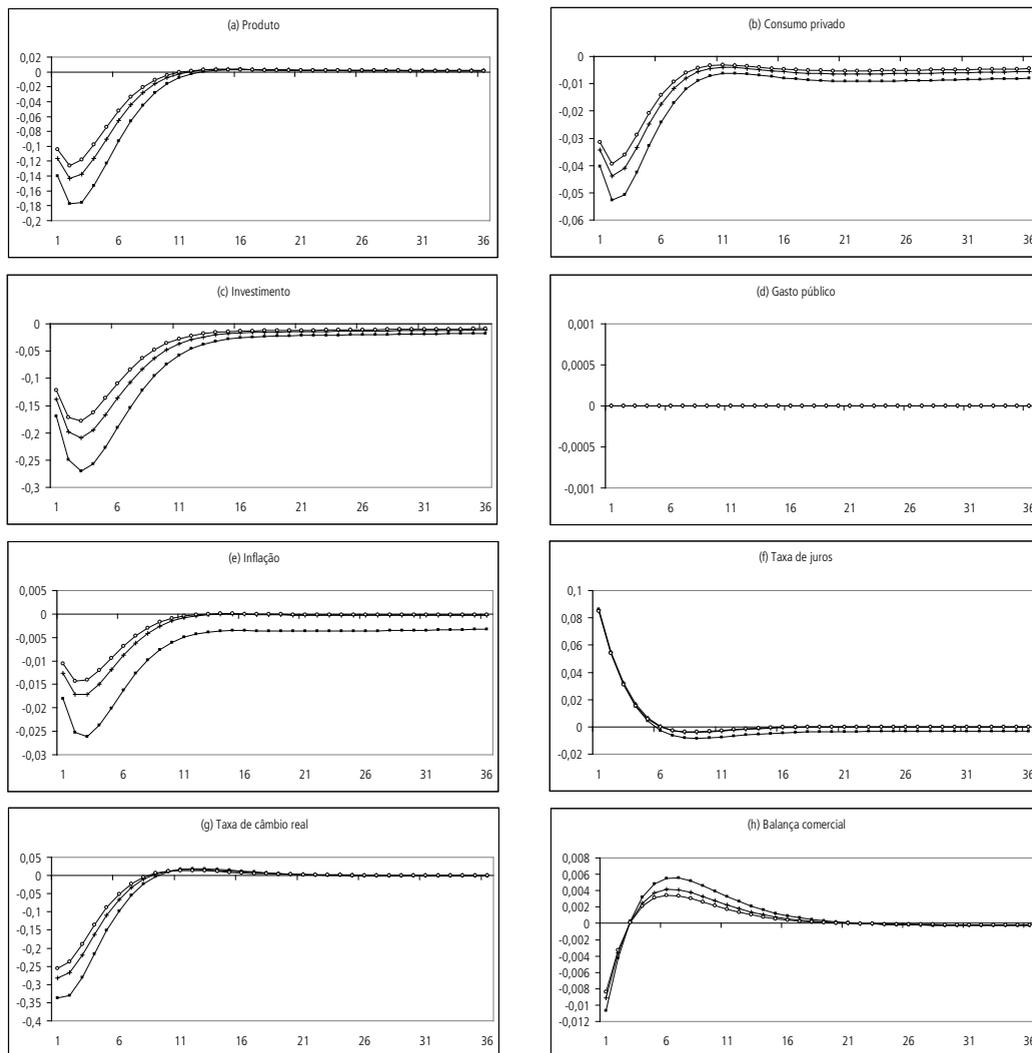


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.53

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_\pi$  (coeficiente da inflação na regra monetária): choque monetário

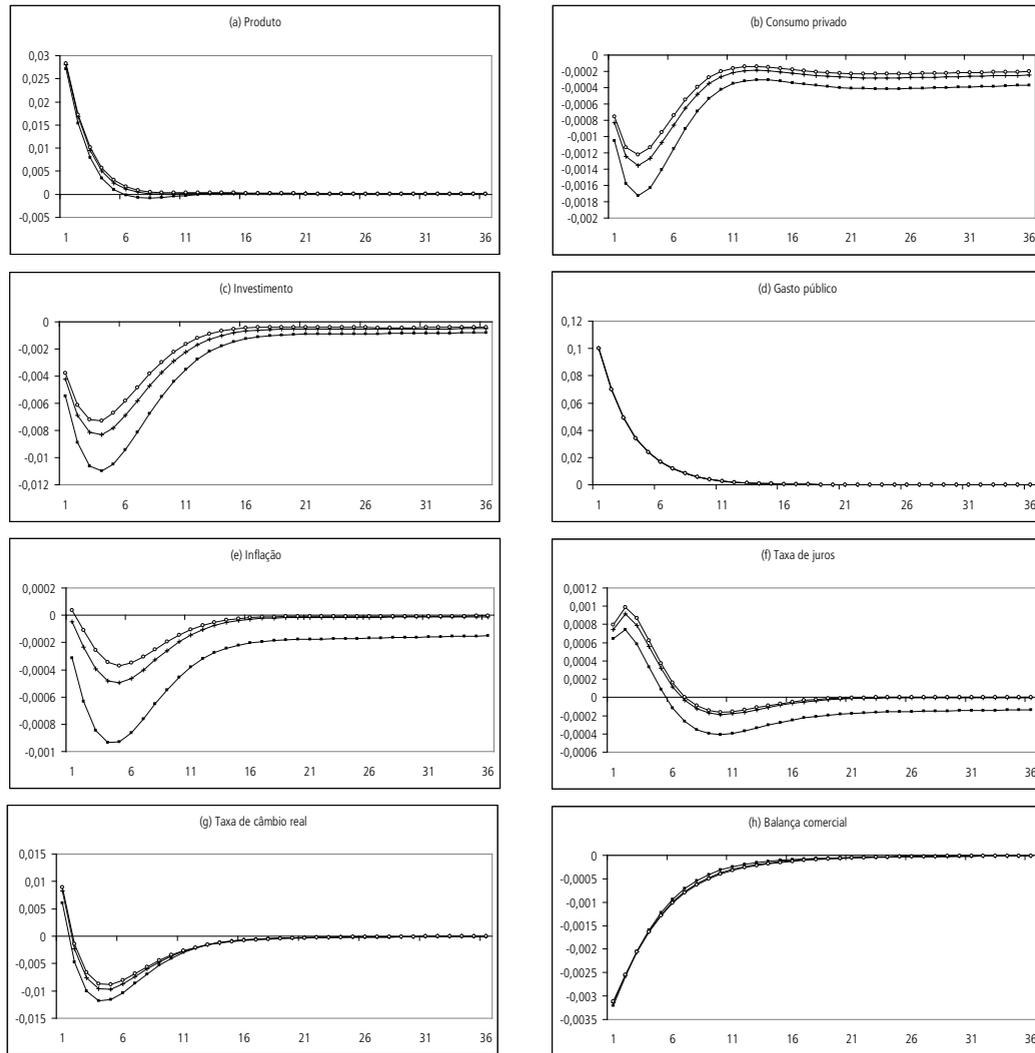


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideraram-se três valores para o parâmetro em questão: 1, 2 e 3. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.54

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_\pi$  (coeficiente da inflação na regra monetária): choque de gasto público

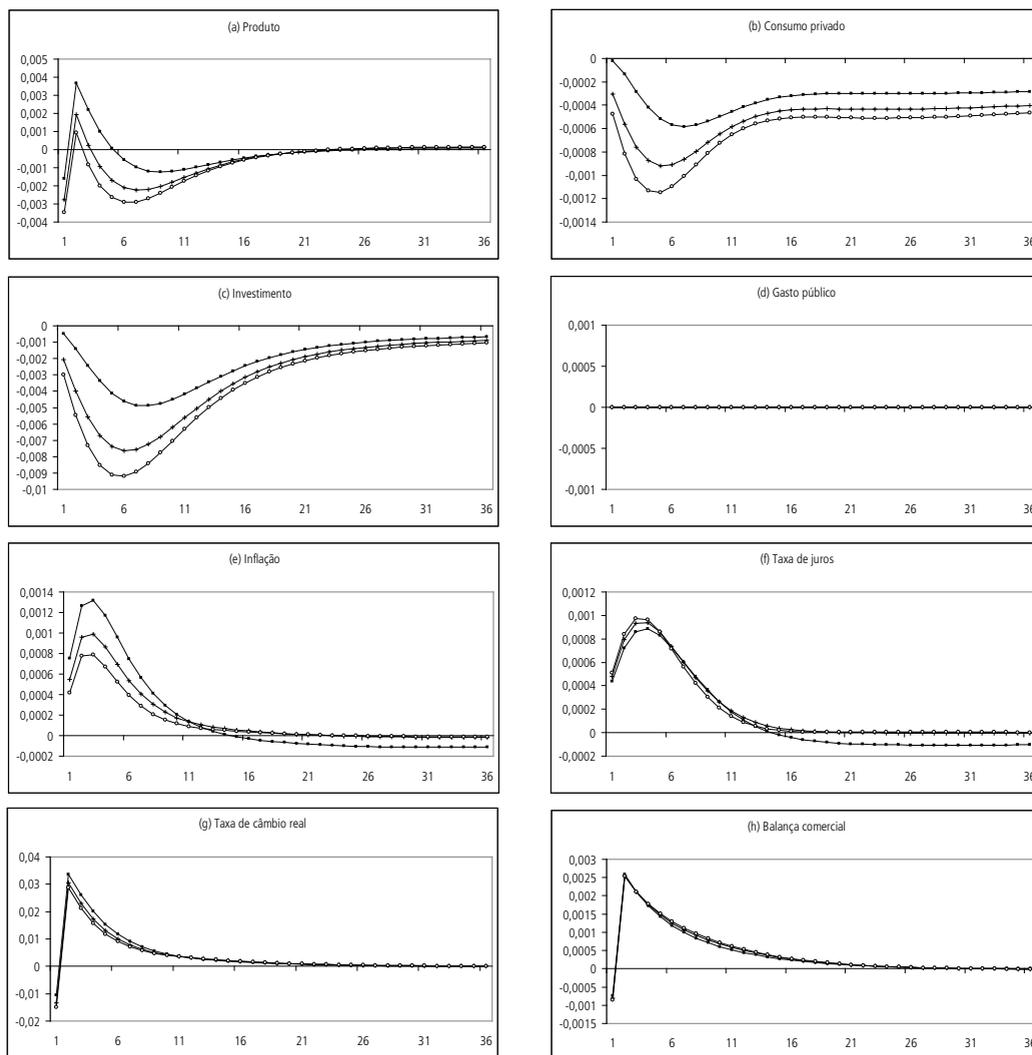


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 1, 2 e 3. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.55

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_\pi$  (coeficiente da inflação na regra monetária): choque no prêmio de risco

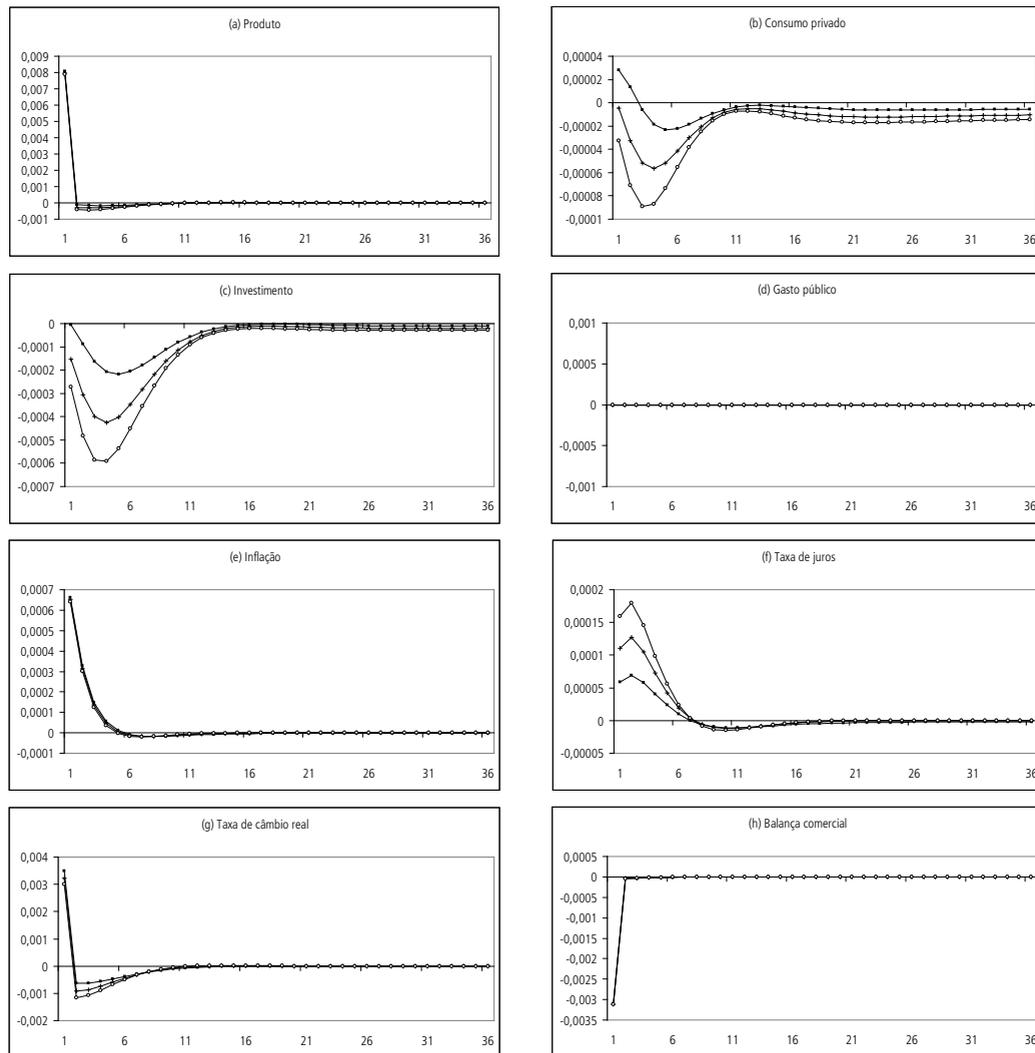


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 1, 2 e 3. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.56

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_\pi$  (coeficiente da inflação na regra monetária): choque no preço dos bens importados

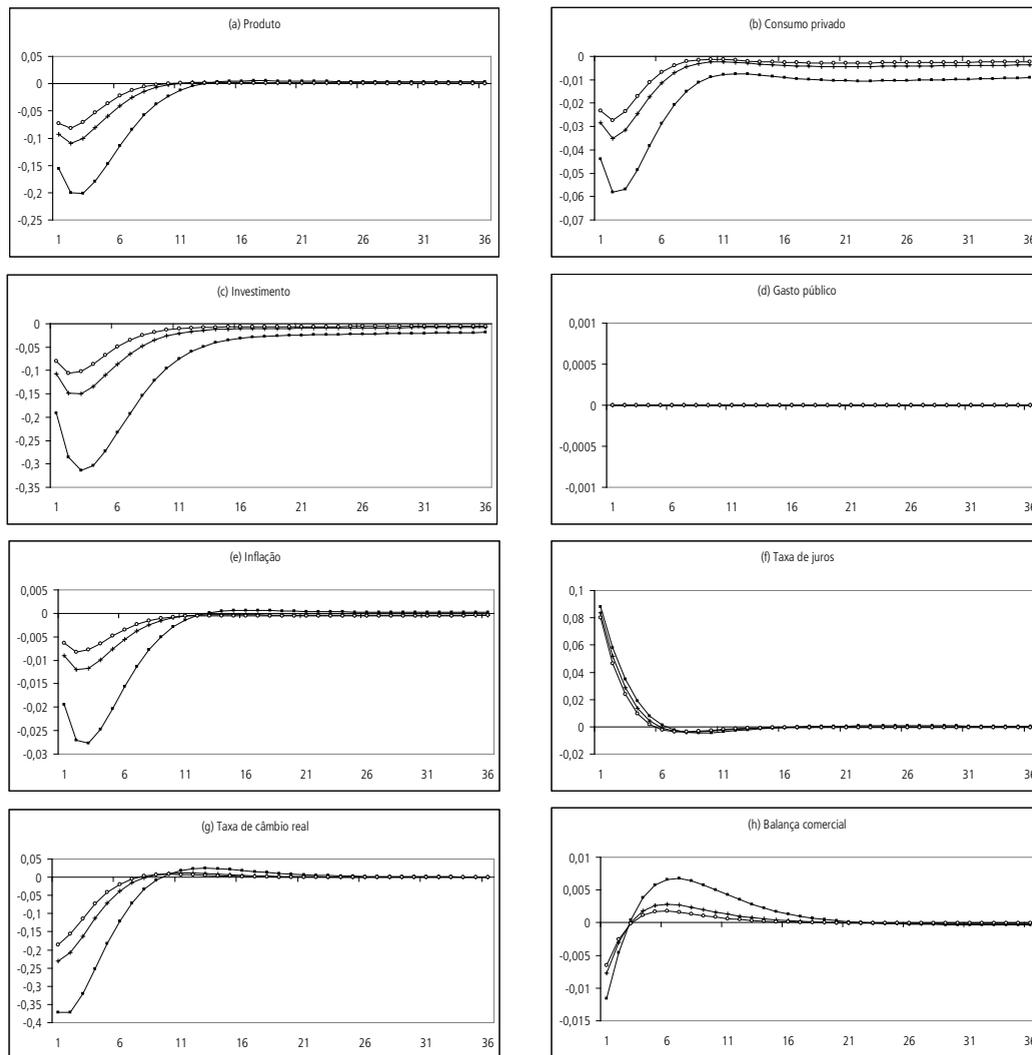


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 1, 2 e 3. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.57

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_y$  (coeficiente do produto na regra monetária): choque monetário

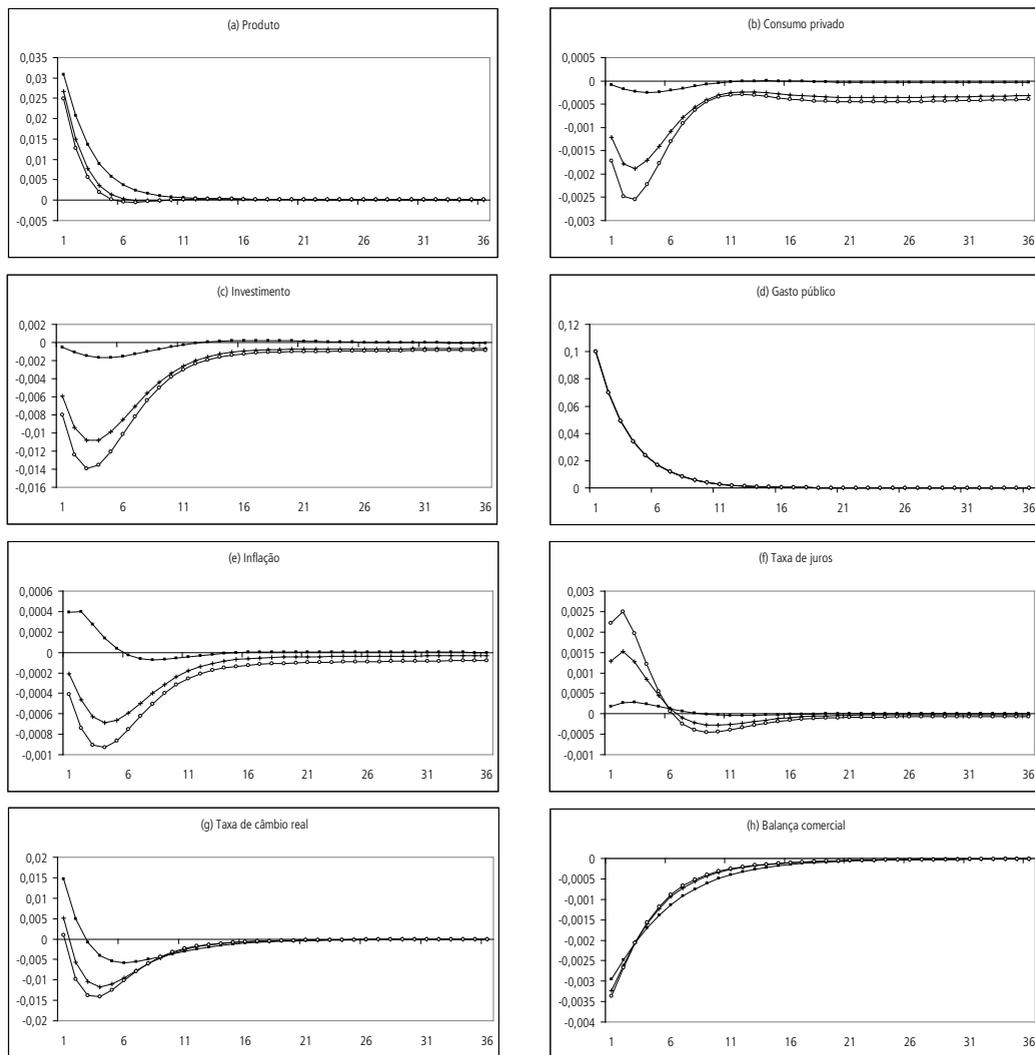


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,5 e 1. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.58

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_y$  (coeficiente do produto na regra monetária): choque de gasto público

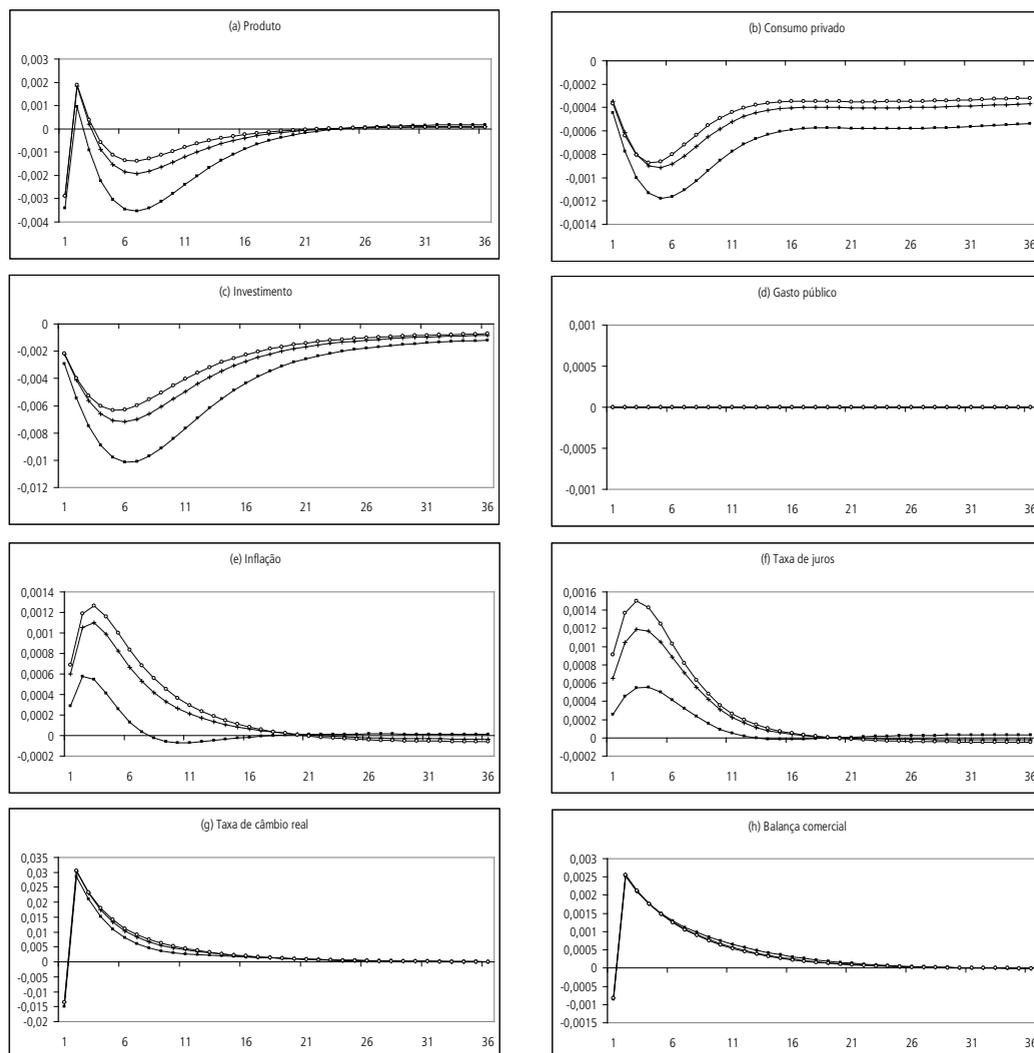


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,5 e 1. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.59

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_y$  (coeficiente do produto na regra monetária): choque no prêmio de risco

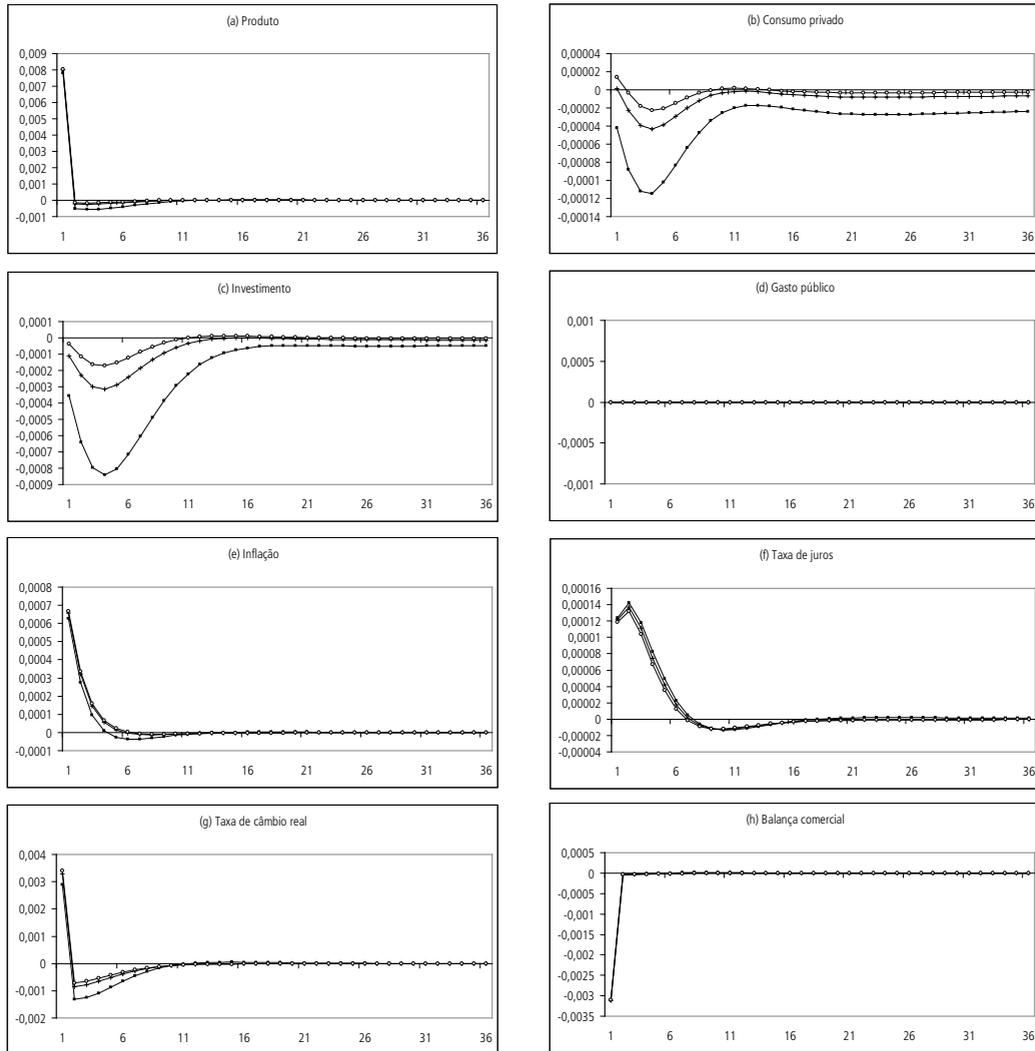


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,5 e 1. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.60

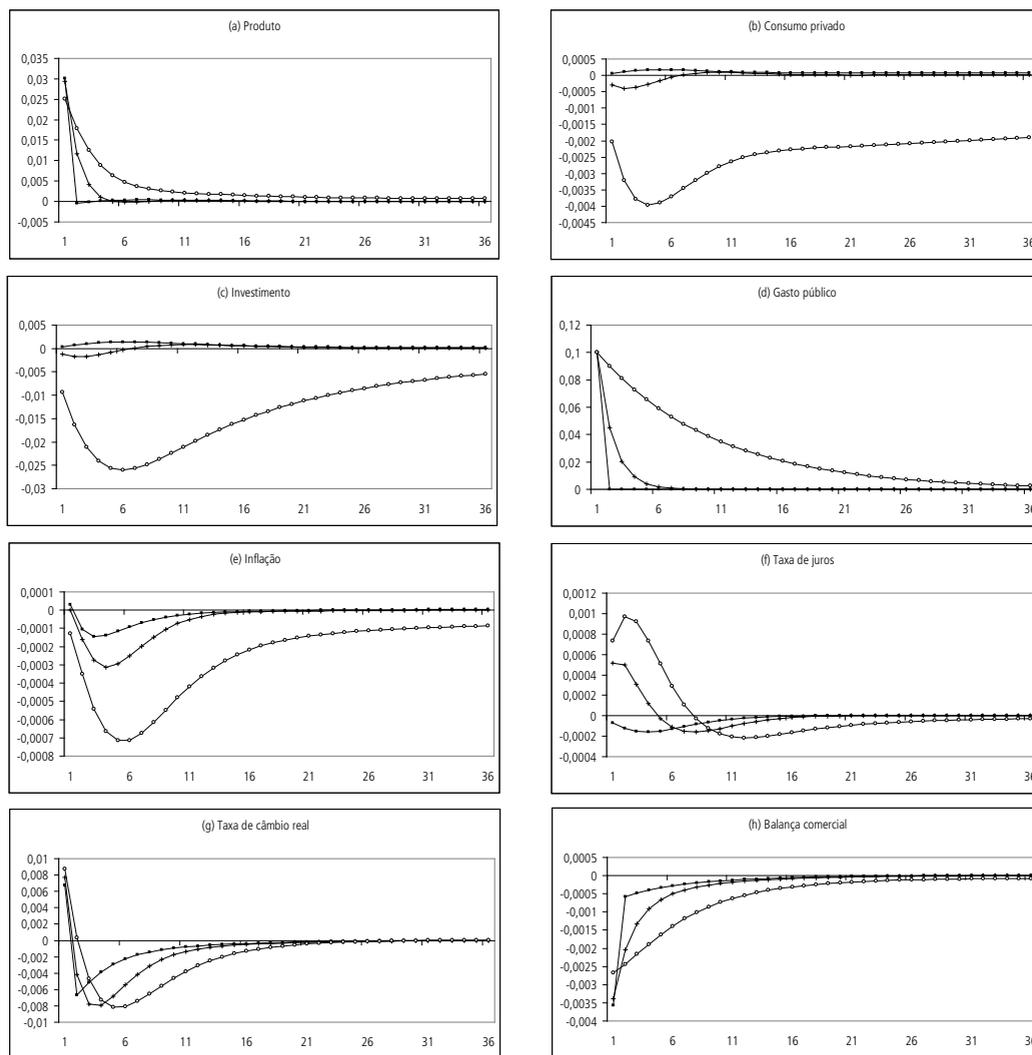
Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_y$  (coeficiente do produto na regra monetária): choque no preço dos bens importados



Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,5 e 1. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

**GRÁFICO A.61**  
**Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_y$  (coeficiente autorregressivo na regra fiscal): choque de gasto público**

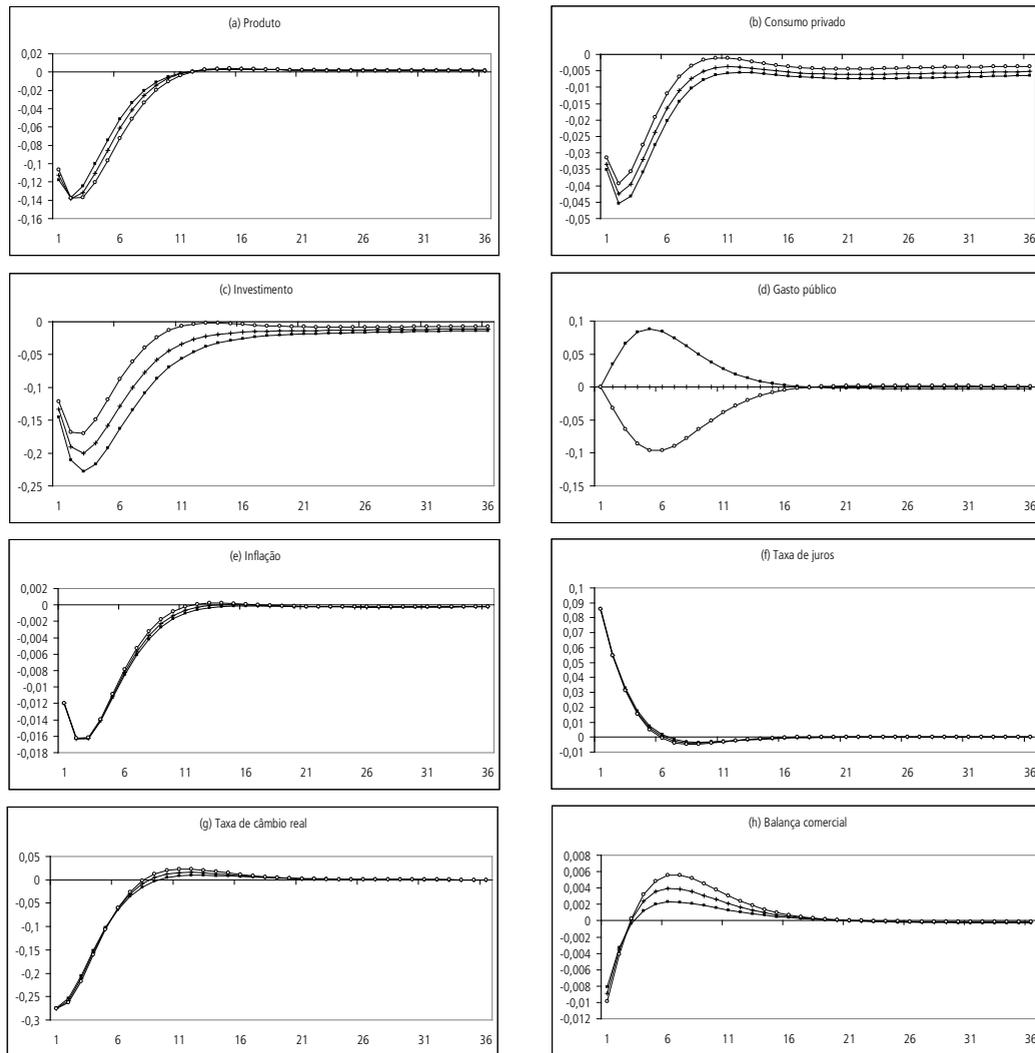


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.62

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_G$  (coeficiente do produto na regra fiscal): choque monetário

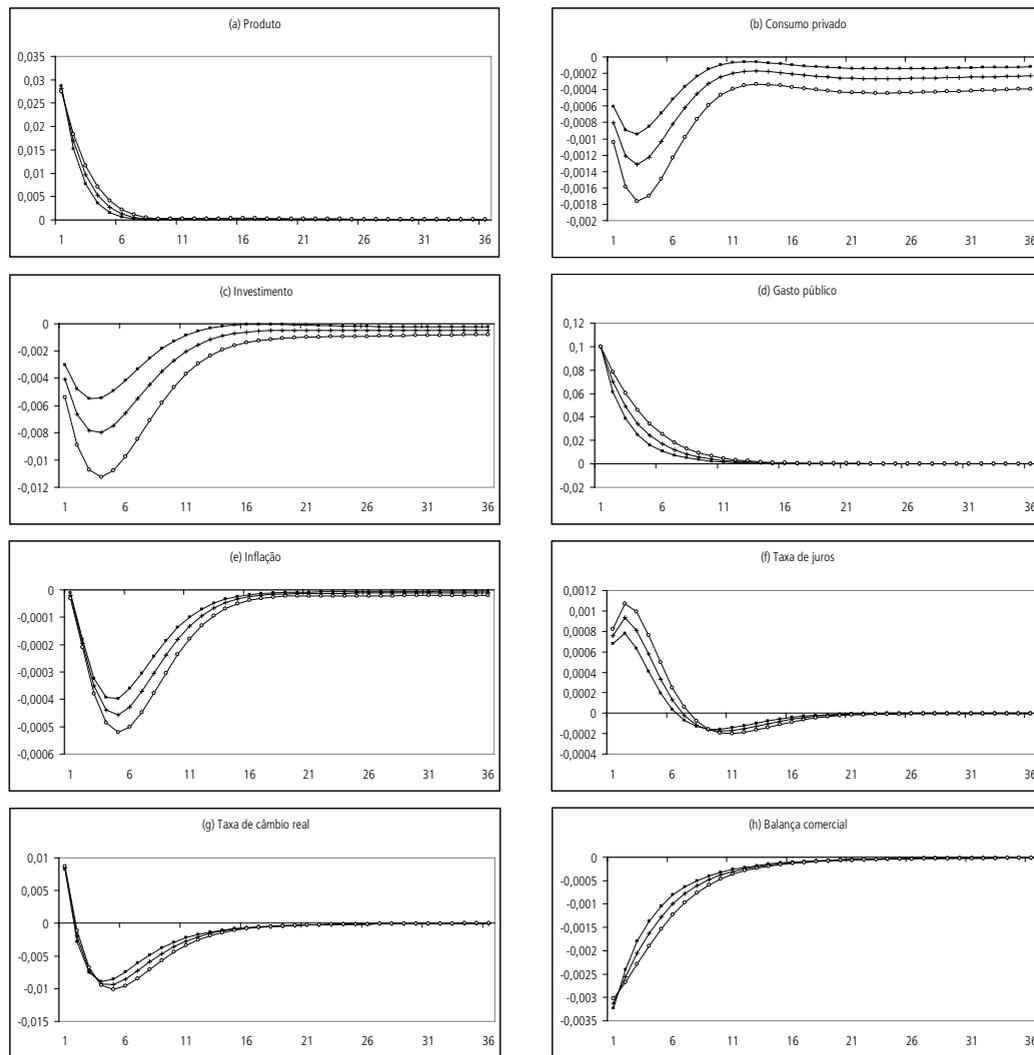


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRLs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.63

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_G$  (coeficiente do produto na regra fiscal): choque de gasto público

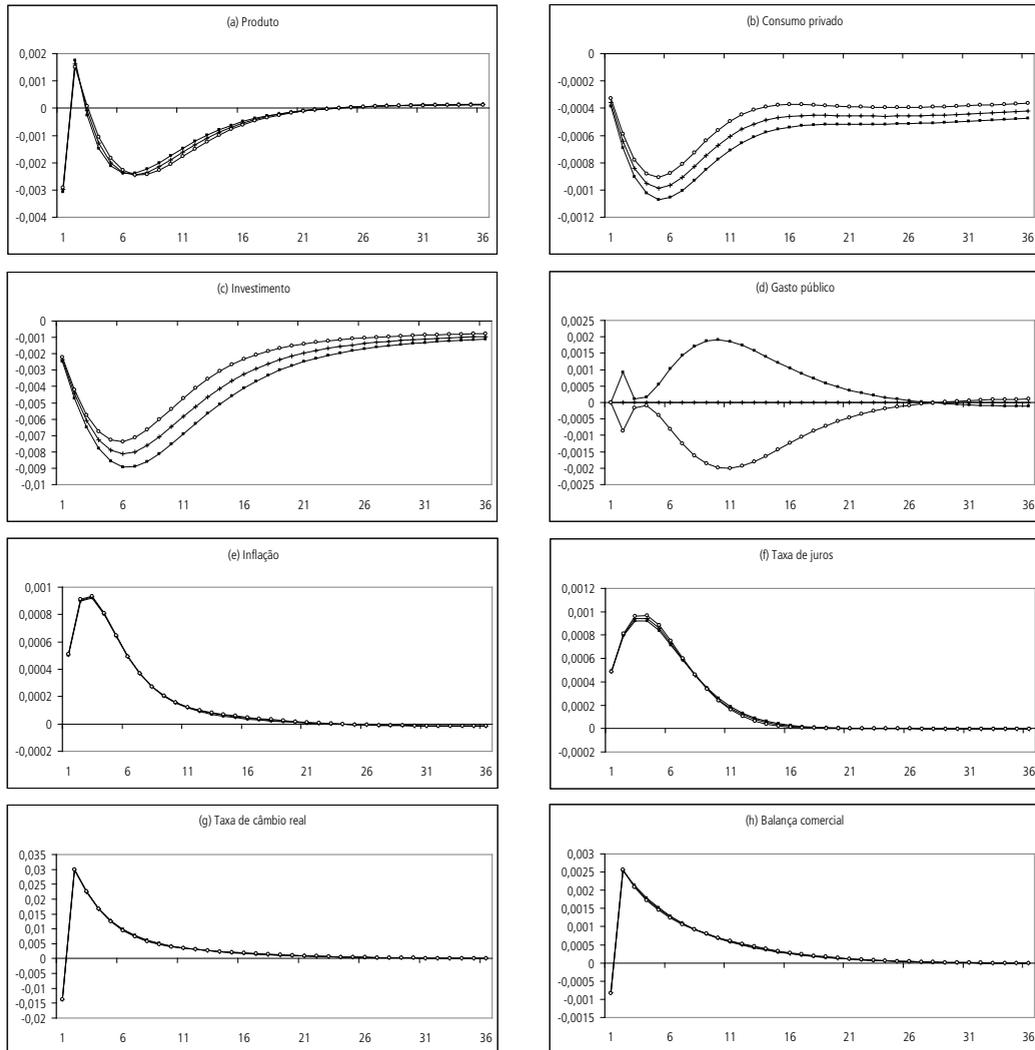


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.64

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_G$  (coeficiente do produto na regra fiscal): choque no prêmio de risco

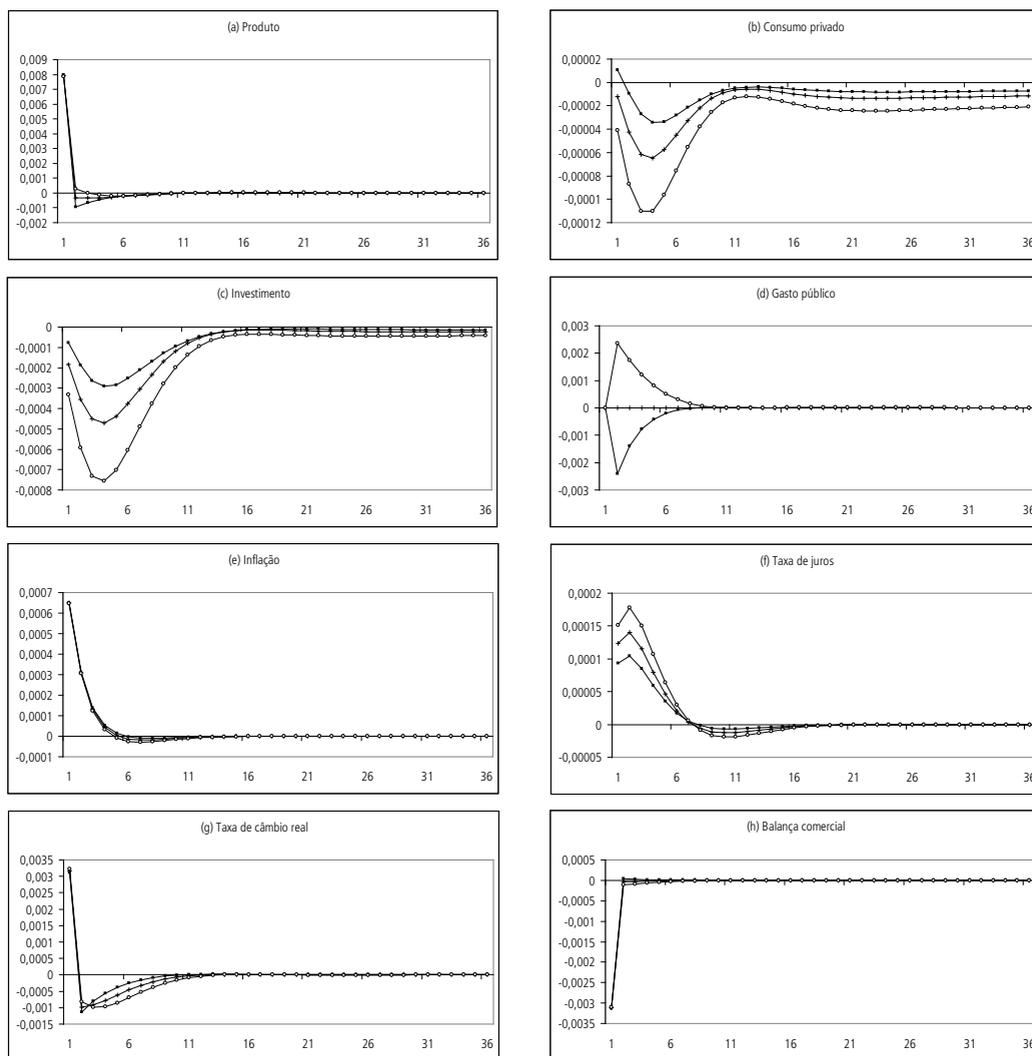


Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.

GRÁFICO A.65

Funções de resposta a impulso sob diferentes valores de  $\phi_G$  (coeficiente do produto na regra fiscal): choque no preço dos bens importados



Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Consideram-se três valores para o parâmetro em questão: 0, 0,45 e 0,9. Nos gráficos, as FRIs associadas a cada um desses valores são representadas, respectivamente, por linhas com quadrados escuros, linhas com traços verticais e linhas com círculos claros.



## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Cláudio Passos de Oliveira

### **Supervisão**

Andrea Bossle de Abreu

### **Revisão**

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Fabiana da Silva Matos

Gilson Baptista Soares

Lucia Duarte Moreira

Míriam Nunes da Fonseca

### **Editoração**

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Camila Guimarães Simas

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

Tiragem: 500 exemplares



Ipea – Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada



SECRETARIA DE  
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS  
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

