

E Se o Brasil Não Tivesse Adotado Câmbio Flutuante em 1999?*

Carlos Viana de Carvalho
PUC-Rio

André D. Vilela
Banco Central do Brasil

Novembro, 2015

Resumo

Estimamos um modelo dinâmico, estocástico, de equilíbrio geral para a economia brasileira, levando em conta explicitamente a transição do sistema de bandas cambiais para o regime de metas para a inflação com câmbio flutuante, ocorrida em 1999. O modelo estimado produz dinâmicas bastante distintas sob os dois regimes monetários. Construímos, então, algumas histórias contrafactuais da transição entres os dois regimes, utilizando as séries de choques estruturais estimados. Nossos resultados sugerem que a manutenção das bandas cambiais teria sido praticamente inviável, na medida em que a taxa de juros teria que ter permanecido em níveis extremamente elevados por vários trimestres e a atividade econômica teria contraído fortemente. Acelerar o ritmo de desvalorização da taxa de câmbio após a Crise da Ásia teria produzido taxas de inflação e de juros maiores e atividade econômica um pouco mais fraca. Por último, o modelo sugere que o primeiro semestre de 1998 pode ter oferecido uma janela de oportunidade para uma transição suave entre os dois regimes monetários.

Códigos de classificação JEL: E52, F41

Palavras-chave: Política monetária, mudança de regime, câmbio fixo, metas para a inflação, Brasil

*Este artigo é baseado em Vilela (2014). Agradecemos a Tiago Berriel, Diogo Guillén e participantes de seminários no Banco Central do Brasil, IPEA e na Conferência “DSGE models for Brazil: SAMBA and beyond” (EESP, agosto de 2014). As opiniões expressas neste artigo são dos autores e não necessariamente refletem as posições do Banco Central do Brasil. E-mails: cvianac@econ.puc-rio.br, andre.vilela@bcb.gov.br.

1 Introdução

“Rapidamente as reservas cresceram e a confiança voltou. Talvez tenha sido isso que nos levou a perder oportunidades para rever a questão cambial no primeiro quadrimestre de 1998, quando eventualmente teria sido possível fazê-lo.” (Cardoso, 2006)

A transição do regime de bandas cambiais para o regime de metas para a inflação com câmbio flutuante foi a mudança de política monetária mais significativa ocorrida no Brasil desde o *Plano Real* em 1994. A flutuação ocorreu em meio a um cenário conturbado, após uma sequência de crises externas,¹ um acordo firmado com o FMI e a realização de eleições presidenciais em outubro de 1998. Após forte desvalorização do Real em meados de janeiro de 1999, com consequente aumento da inflação no curto prazo, o Banco Central do Brasil (BCB) elevou a taxa básica de juros para 45% ao ano, visando esvaziar um processo incipiente de desancoragem das expectativas de inflação. Posteriormente, o BCB passou a operar sob o regime de metas para a inflação, oficializado em junho de 1999.

Mudanças no regime de bandas cambiais, incluindo a possibilidade do seu abandono, foram objeto de debates intermináveis durante sua vigência e mesmo a flutuação do câmbio com adoção do regime de metas para a inflação não foram capazes de por fim às discussões sobre o tema. Teria sido viável e desejável manter o câmbio controlado? O que teria acontecido caso a mudança de regime tivesse ocorrido mais cedo? Qual teria sido o momento mais favorável para esta mudança?

Este artigo aborda algumas destas questões com base em um modelo dinâmico, estocástico, de equilíbrio geral (“DSGE”), estimado para a economia brasileira. O modelo, baseado em Galí e Monacelli (2005) e Justiniano e Preston (2010), é estimado com dados de variáveis macroeconômicas do terceiro trimestre de 1995 ao segundo trimestre de 2013. Seguindo Cúrdia e Finocchiaro (2013), modelamos explicitamente a mudança de regime monetário ocorrida no primeiro trimestre de 1999. Para tal, permitimos que os coeficientes da regra de juros mudem na passagem de um regime para o outro. Em particular, com a adoção do regime de metas para a inflação a política de juros deixa de reagir a desvios da taxa de câmbio nominal em relação a uma paridade pré-estabelecida e passa a responder a desvios da inflação em relação à meta. Por simplicidade, a mudança de regime ocorre de forma não antecipada. Os demais parâmetros do modelo, relacionados a preferências, tecnologias etc., são supostos invariantes.

Após a estimação do modelo, recuperamos os choques estruturais que moveram a economia brasileira durante o período amostral, o que nos permite simular histórias contrafactuais. Em particular, analisamos os efeitos de *timings* alternativos para a flutuação do câmbio e adoção do regime de metas para a inflação.

Antes de resumirmos os principais resultados obtidos, cabem algumas ressalvas. Em qualquer exercício desta natureza, os resultados e conclusões têm que ser vistos como condicionais aos detalhes do

¹Crise da Ásia, em 1997 e da Rússia, em 1998.

modelo e aos dados e métodos de estimação empregados. Para o nosso propósito, as ressalvas em relação ao modelo são particularmente importantes.

O modelo empregado pode ser adequado para analisar questões relacionadas a flutuações econômicas e políticas de estabilização macroeconômicas, mas não tem nada a dizer sobre o longo prazo. Isto porque o modelo não contempla nenhum canal pelo qual mudanças de política possam afetar a taxa de crescimento da economia. Portanto, o mesmo só deve ser utilizado para abordar questões circunscritas às frequências associadas aos ciclos econômicos.

Como é praxe na literatura, trabalhamos com uma aproximação do modelo em torno de um estado estacionário determinístico com inflação zero. Entretanto, no período amostral a economia brasileira sofreu choques importantes, incluindo a própria mudança de regime monetário. Portanto, em pesquisas futuras seria interessante revisitar as questões abordadas neste artigo empregando métodos de solução que preservem não-linearidades do modelo. Além disso, seria aconselhável considerar um estado estacionário com inflação próxima da média observada no período amostral.

A hipótese de que apenas os parâmetros de política monetária são passíveis de mudança e que os demais parâmetros da economia são invariantes (“estruturais”) é inerente à ideia de que o modelo está bem especificado e imune à chamada Crítica de Lucas. Esta hipótese pode ser testada econometricamente e, em caso de rejeição, pode-se mudar a especificação do modelo.² Da mesma forma, poderíamos considerar um modelo com alternância de regimes monetários, com probabilidades de transição entendidas pelos agentes econômicos. Isto permitiria incorporar expectativas de mudanças na política cambial, que certamente existiram em maior ou menor grau antes da flutuação do câmbio em janeiro de 1999.³

As questões que nos parecem mais relevantes dizem respeito à viabilidade das políticas monetárias utilizadas em algumas das histórias contrafactuais – notadamente na que simula a manutenção do regime de bandas cambiais. No modelo empregado, a manutenção deste regime sempre é viável. Não há pressões políticas, crises de confiança, ataques especulativos, nem perda de reservas internacionais.⁴ Na realidade, pode-se argumentar que a defesa de uma paridade cambial é simplesmente inviável em certas circunstâncias. Incorporar o papel de reservas cambiais limitadas e ataques especulativos exigiria extensões potencialmente interessantes que, até onde sabemos, não foram exploradas na literatura de modelos DSGE.

²Outra opção seria permitir mudanças em alguns “parâmetros estruturais”. Embora esta solução aparente fugir ao espírito da Crítica de Lucas, há evidência de que alguns parâmetros habitualmente tidos como estruturais podem variar no tempo de forma importante (e.g., Guiso et al. 2013). Cabe ressaltar que este tipo de evidência não conflita com a essência da Crítica de Lucas.

³Estas expectativas podem ser explicitamente modeladas como em Davig e Leeper (2010), que atribuem um processo de *Markov switching* à regra de política monetária no modelo novo Keynesiano básico. Entretanto, para um primeiro exercício visando abordar as questões deste artigo – e tendo em vista a análise com base em dados trimestrais – talvez a hipótese de mudança de regime não antecipada seja menos problemática do que possa parecer à primeira vista.

⁴O leitor pouco familiarizado com a literatura mais recente sobre Economia Monetária poderá estranhar o fato de não haver nem mesmo moeda no modelo. Neste ponto, seguimos a abordagem proposta por Woodford (2003), ao qual remetemos os interessados em se aprofundar no assunto.

A discussão do parágrafo anterior remete à ressalva mais importante, que diz respeito à política fiscal, da qual o modelo essencialmente abstrai. Pode-se argumentar que as pressões para desvalorização do câmbio a que a economia brasileira esteve sujeita antes de 1999 decorriam, em grande medida, de uma percepção de inconsistência da política fiscal. Isto teria imposto limites para a política monetária e inviabilizado a manutenção do regime de bandas cambiais. Esta dimensão pode ser abordada em um modelo com interações relevantes entre as políticas monetária e fiscal – possivelmente com mudanças de regime aplicáveis a ambas. Neste contexto, é natural que o prêmio de risco associado ao endividamento externo dependa da situação fiscal – algo que não ocorre no nosso modelo. Como resultado, os “choques estruturais” recuperados através do modelo estimado podem mudar de maneira significativa, com efeitos importantes sobre as histórias contrafactuais que simulamos (mais sobre isso abaixo).

Com as ressalvas anteriores em mente, passemos aos resultados. Como esperado, no regime de bandas cambiais os parâmetros estimados indicam uma política monetária voltada para a manutenção da taxa de câmbio nominal nos níveis definidos pelo BCB. Já no regime de metas para a inflação, os parâmetros estimados sugerem uma política monetária mais direcionada para a estabilização da inflação.⁵ Sugerem, adicionalmente, um comportamento mais previsível e sistemático do BCB, refletido na menor variância do componente não sistemático da política monetária e na magnitude dos termos de suavização da trajetória da taxa de juros.

As regras de política monetária estimadas produzem dinâmicas macroeconômicas bastante distintas em resposta a choques estruturais, especialmente no que diz respeito aos choques externos. Os resultados sugerem que o papel clássico da taxa de câmbio flutuante, de amortecer os efeitos deste tipo de perturbação, é um fator determinante para as diferenças verificadas.

Estas diferenças na dinâmica da economia produzidas pelos dois regimes monetários nos levam a ponderar o que teria ocorrido caso a transição do regime de bandas cambiais para o sistema de metas para a inflação tivesse ocorrido em outro momento, sob outras condições. Para analisar esta questão, construímos histórias contrafactuais em que simulamos como configurações alternativas de política monetária teriam impactado a trajetória da economia brasileira em resposta aos choques estruturais estimados.

Nossos resultados sugerem que a manutenção do regime de bandas cambiais além do primeiro trimestre de 1999 teria sido muito custosa.⁶ Embora seja sempre possível evitar uma desvalorização cambial abrupta no modelo, os resultados contrafactuais sugerem que isto teria exigido taxas de juros extremamente elevadas por vários trimestres. Como resultado, a atividade econômica teria sofrido forte contração. Apesar de o modelo não levar em conta algumas dimensões relevantes, nos parece plausí-

⁵Para análises recentes sobre possíveis mudanças na forma de condução da política monetária desde a implantação do regime de metas no Brasil, ver Berriel et al. (2013), Carvalho et al. (2013) e Gonçalves (2015).

⁶Nossa avaliação dos custos e benefícios de histórias alternativas é deliberadamente informal e não necessariamente coincide com o que resultaria de uma análise formal de bem-estar baseada na estrutura do modelo. Procedemos desta forma para relacionar as avaliações das diferentes alternativas com o que acreditamos ser o “senso comum” dos participantes deste debate no Brasil.

vel concluir que a manutenção do regime de bandas cambiais além do primeiro trimestre de 1999 era praticamente inviável.

Numa segunda análise contrafactual, simulamos uma aceleração do ritmo de desvalorização das bandas cambiais após a Crise da Ásia, passando de aproximadamente 7% para 14% ao ano. Neste caso, teríamos vivenciado mais inflação, juros nominais e reais mais altos e atividade econômica mais fraca.

Por fim, nossos resultados sugerem que o primeiro semestre de 1998 pode ter oferecido a janela ideal para uma transição relativamente suave do sistema de bandas cambiais para o regime de metas para a inflação com câmbio flutuante.

Na sequência desta Introdução, apresentamos a especificação e solução do modelo, a metodologia de estimação, os dados utilizados e os resultados do modelo estimado. Em seguida, apresentamos a metodologia e os resultados dos experimentos contrafactuais, seguidos da conclusão. Visando tornar a leitura menos árida, na medida do possível concentramos os detalhes técnicos e metodológicos no Apêndice.

2 Modelo

Nossa principal referência é o modelo novo Keynesiano de (semi-)pequena economia aberta de Justiniano e Preston (2010). Um consumidor representativo deriva utilidade e forma hábitos através do consumo de bens e serviços (“produtos”) produzidos domesticamente e importados. Ele também incorre em desutilidade ao ofertar trabalho para produtores domésticos. Para suavizar seu consumo, o consumidor pode recorrer a títulos domésticos que rendem a taxa de juros definida pelo Banco Central do Brasil, ou a títulos externos, que rendem uma taxa de juros determinada no mercado internacional, acrescida de um prêmio que depende do grau de endividamento externo da economia.

As firmas operam em concorrência monopolística e dividem-se em dois grupos. As produtoras domésticas empregam trabalho para produzir suas variedades de bens e serviços através de uma tecnologia sujeita a choques de produtividade. As demais firmas são varejistas que importam produtos, os diferenciam, e vendem no mercado doméstico. Todas as firmas reavaliam seus preços de maneira infrequente e indexam preços a uma medida de inflação passada quando isso não ocorre.

A modificação essencial que fazemos no modelo é introduzir dois regimes monetários distintos, no espírito de Cúrdia e Finocchiaro (2013). No primeiro regime, a taxa de juros definida pelo BCB responde a desvios da taxa de câmbio nominal em relação a uma meta que evolui no tempo, interpretada como o centro de uma banda cambial. No segundo regime, o BCB responde a desvios da inflação em relação à sua meta. Seguindo a abordagem proposta por Woodford (2003), trabalhamos com o limite sem moeda desta economia.

2.1 Consumidor representativo

O consumidor representativo brasileiro maximiza utilidade esperada

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Gamma_t \left[\frac{(C_t - H_t)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right],$$

sujeito à restrição orçamentária apresentada abaixo. O termo Γ_t é um choque de preferências, $H_t \equiv hC_{t-1}$ é o “estoque” de hábito (tido como exógeno pelo agente) e N_t é a sua oferta de trabalho. O parâmetro $\beta < 1$ é o fator subjetivo de desconto intertemporal, e os parâmetros σ e φ são, respectivamente, o inverso da elasticidade de substituição intertemporal e o inverso da elasticidade (Frisch) da oferta de trabalho. O operador E_t denota expectativas baseadas na informação disponível em t .

O consumo agregado é dado por:

$$C_t = \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} C_{D,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} C_{I,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{1-\eta}}, \quad (1)$$

onde η é a elasticidade de substituição entre produtos domésticos e importados e α é a participação dos produtos importados no consumo total – uma medida do grau de abertura comercial da economia. $C_{D,t}$ e $C_{I,t}$ são cestas de variedades de produtos produzidos domesticamente e importados, respectivamente, compostas através da agregação das diferentes variedades $C_{D,t}(i)$ e $C_{I,t}(i)$:

$$C_{D,t} = \left[\int_0^1 C_{D,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad C_{I,t} = \left[\int_0^1 C_{I,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}.$$

A elasticidade de substituição entre variedades com a mesma origem é dada por ε .

Muito a contragosto, o agente representativo brasileiro enfrenta a restrição orçamentária abaixo:

$$P_t C_t + D_t + S_t B_t = D_{t-1} R_{t-1} + S_t B_{t-1} R_{t-1}^* \Phi_{t-1} \left(\frac{S_{t-1} B_{t-1}}{P_{t-1} Y} \right) + W_t N_t + \Pi_{D,t} + \Pi_{I,t},$$

onde S_t é a taxa de câmbio nominal, denominada em unidades da moeda doméstica (“Reais”) por unidade de moeda estrangeira (“Dólares”), D_t são títulos denominados em Reais e B_t são títulos externos denominados em Dólares com respectivas taxas de juros (brutas) R_t e $R_t^* \Phi_t(\frac{S_t B_t}{P_t Y})$, W_t é o salário nominal, $\Pi_{D,t}$ e $\Pi_{I,t}$ são lucros das firmas produtoras domésticas e das firmas importadoras, respectivamente, Y é o produto doméstico em estado estacionário e P_t é o índice de preços associado ao agregador de consumo, a ser definido abaixo. O consumidor enfrenta, ainda, uma restrição “no-Ponzi” padrão.

A taxa de juros dos títulos externos B_t resulta da composição entre a taxa de juros internacional R_t^* e uma cunha que depende da posição de ativos externos líquidos do país, que pode ser interpretada como

um prêmio de risco associado ao endividamento externo. Este prêmio é definido pela função $\Phi_t(\cdot)$:⁷

$$\Phi_t(Z_t) = \exp[-\chi Z_t + \phi_t],$$

onde ϕ_t é um choque no prêmio de risco.

A hipótese de que a taxa de juros dos títulos externos responde ao grau de endividamento externo garante estacionariedade do modelo.⁸ Além disso, a especificação escolhida permite introduzir um choque necessário para a estimação do mesmo. Este choque tem o benefício de ser economicamente interpretável como um desvio da condição padrão de paridade descoberta das taxas de juros (ver abaixo).

A alocação ótima de consumo dentro de cada categoria de produtos (domésticos e importados) implica as seguintes funções de demanda pelos agregados de produtos domésticos e importados:

$$C_{D,t} = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{D,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad e \quad C_{I,t} = \alpha \left(\frac{P_{I,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t, \quad (2)$$

e as seguintes funções de demanda por cada variedade:

$$C_{D,t}(i) = \left(\frac{P_{D,t}(i)}{P_{D,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{D,t} \quad e \quad C_{I,t}(i) = \left(\frac{P_{I,t}(i)}{P_{I,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{I,t}. \quad (3)$$

As variedades de bens e serviços são substitutas imperfeitas, o que implica que cada firma possui algum poder de mercado. Isto se reflete em uma curva de demanda negativamente inclinada (equação (3)).

Os índices de preços associados, por origem dos produtos, são:

$$P_{D,t} = \left(\int_0^1 P_{D,t}(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad e \quad P_{I,t} = \left(\int_0^1 P_{I,t}(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}},$$

e o índice agregado de preços da economia é dado por:

$$P_t = \left[(1 - \alpha) P_{D,t}^{1-\eta} + \alpha P_{I,t}^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}.$$

As demais condições de primeira ordem para o problema de otimização do consumidor representativo são:⁹

$$W_t/P_t = N_t^\varphi (C_t - hC_{t-1})^\sigma, \quad (4)$$

$$\Gamma_t (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma} = \beta E_t \left[\Gamma_{t+1} (C_{t+1} - hC_t)^{-\sigma} R_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \right], \quad (5)$$

$$\Gamma_t (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma} = \beta E_t \left[\Gamma_{t+1} (C_{t+1} - hC_t)^{-\sigma} R_t^* \Phi_t \left(\frac{S_t B_t}{P_t Y} \right) \frac{S_{t+1}}{S_t} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right]. \quad (6)$$

⁷Supomos que o agente representativo toma este prêmio de risco como dado quando faz suas escolhas de consumo e portfólio.

⁸Para uma análise de formas alternativas de se induzir estacionariedade em modelos de pequenas economias abertas, ver Schmitt-Grohe e Uribe (2003).

⁹A escolha ótima deve satisfazer, ainda, uma condição de transversalidade padrão.

A equação (4) define a oferta ótima de trabalho, e (5) e (6) são equações de Euler padrão. As duas últimas equações podem ser combinadas para se obter uma versão da condição de paridade descoberta de juros:

$$E_t \left[\Gamma_{t+1} (C_{t+1} - hC_t)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \left(R_t^* \Phi_t \left(\frac{S_t B_t}{P_t Y} \right) \frac{S_{t+1}}{S_t} - R_t \right) \right] = 0. \quad (7)$$

2.2 Produtores domésticos

Há um contínuo de produtores domésticos operando em concorrência monopolística, indexados por $i \in [0, 1]$. Cada firma produz um bem ou serviço diferenciado $y_{D,t}(i)$ utilizando trabalho como insumo. As tecnologias de produção estão sujeitas a um mesmo choque de produtividade, dado por A_t :

$$y_{D,t}(i) = A_t N_t(i).$$

Visando facilitar a exposição, denotamos o custo marginal real, comum a todos os produtores domésticos, por:

$$MC_{D,t} = \frac{W_t}{A_t P_{D,t}}.$$

Assim, podemos escrever o lucro de uma firma i como:

$$\Pi_{D,t}(i) = y_{D,t}(i) (P_{D,t}(i) - P_{D,t} MC_{D,t}).$$

As firmas reavaliam seus preços de forma infrequente, como no modelo de Calvo (1983). Para cada firma, isto ocorre com probabilidade $1 - \theta_D$ a cada período e de forma independente dos reajustes das demais firmas. Portanto, em cada período uma fração $(1 - \theta_D)$ de firmas reajusta seus preços de maneira ótima, enquanto a fração restante (θ_D) segue uma regra de indexação. Especificamente, firmas que não reajustam de maneira ótima no período t corrigem o preço praticado no período anterior de acordo com:

$$P_{D,t}(i) = P_{D,t-1}(i) \left(\frac{P_{D,t-1}}{P_{D,t-2}} \right)^{\delta_D},$$

onde o parâmetro δ_D determina o grau de indexação à inflação passada.

Todas as firmas que reotimizam no período t se deparam com o mesmo problema intertemporal e escolhem o mesmo preço $X_{D,t}(i) = X_{D,t}$. Portanto, o índice agregado de preços para os produtos domésticos evolui de acordo com:

$$P_{D,t} = \left[(1 - \theta_D) X_{D,t}^{1-\varepsilon} + \theta_D \left(P_{D,t-1} \left(\frac{P_{D,t-1}}{P_{D,t-2}} \right)^{\delta_D} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{1/(1-\varepsilon)}. \quad (8)$$

As firmas vendem seus produtos tanto no mercado doméstico quanto no mercado externo. Supomos

que a demanda externa possui a mesma forma funcional da demanda doméstica (3), de modo que uma firma que reajustou seu preço no período t enfrenta a seguinte sequência de demandas:

$$y_{D,t+\tau|t} = \left(\frac{X_{D,t}}{P_{D,t+\tau}} \left(\frac{P_{D,t+\tau-1}}{P_{D,t-1}} \right)^{\delta_D} \right)^{-\varepsilon} (C_{D,t+\tau} + C_{D,t+\tau}^*), \quad (9)$$

onde $C_{D,t+\tau}^*$ é a demanda externa por produtos produzidos domesticamente (a ser detalhada abaixo).

Levando em conta a rigidez de preços, uma firma escolhendo o preço ótimo no período t maximiza o valor presente do seu lucro esperado:

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \theta_D^\tau \Theta_{t,t+\tau} y_{D,t+\tau|t} \left[X_{D,t} \left(\frac{P_{D,t+\tau-1}}{P_{D,t-1}} \right)^{\delta_D} - P_{D,t+\tau} M C_{D,t+\tau} \right],$$

sujeita à sequência de demandas dadas pela equação (9), onde $\Theta_{t,t+\tau} = \beta^\tau \frac{\Gamma_{t+\tau}}{\Gamma_t} \frac{P_t}{P_{t+\tau}} \frac{U_{c,t+\tau}}{U_{c,t}}$ é o fator estocástico de desconto nominal do consumidor representativo.¹⁰

2.3 Firmas varejistas importadoras

Firmas varejistas importam produtos adquiridos a preços determinados no mercado internacional, transformam os mesmos em produtos diferenciados e os vendem no mercado doméstico. Por simplicidade, supomos que esta diferenciação é feita a custo zero. O setor varejista também é caracterizado por concorrência monopolística, de modo que cada firma possui algum poder de mercado para fixar seu preço. Os preços são fixados em moeda local e também estão sujeitos a ajustes infrequentes e correção por inflação passada. Isto faz com que o repasse de variações nos preços internacionais e na taxa de câmbio nominal para os preços ao consumidor no mercado doméstico seja imperfeito.

Como no caso dos produtores domésticos, todas as firmas importadoras que reotimizam no período t se deparam com o mesmo problema intertemporal e escolhem o mesmo preço $X_{I,t}(i) = X_{I,t}$. Portanto, o índice agregado de preços para os produtos importados vendidos no mercado doméstico evolui de acordo com:

$$P_{I,t} = \left[(1 - \theta_I) X_{I,t}^{(1-\varepsilon)} + \theta_I \left(P_{I,t-1} \left(\frac{P_{I,t-1}}{P_{I,t-2}} \right)^{\delta_I} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{1/(1-\varepsilon)},$$

onde θ_I é o parâmetro de rigidez de preços e δ_I é o parâmetro de indexação.

O problema de otimização das firmas varejistas também é análogo ao dos produtores domésticos.

¹⁰O leitor familiarizado com este tipo de modelo pode estranhar o uso do fator estocástico de desconto para valoração dos lucros futuros das firmas em um modelo com mercados incompletos. Embora arbitrária, esta hipótese é inócua, pois não afeta a aproximação de primeira ordem do modelo com a qual trabalharemos. Obteríamos exatamente a mesma especificação sob a hipótese de que lucros futuros são descontados à taxa de juros nominal.

Sujeitas à sequência de demandas

$$C_{I,t+\tau|t} = \left(\frac{X_{I,t}}{P_{I,t+\tau}} \left(\frac{P_{I,t+\tau-1}}{P_{I,t-1}} \right)^{\delta_I} \right)^{-\varepsilon} C_{I,t+\tau},$$

as firmas maximizam o valor presente dos lucros esperados

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \theta_I^\tau \Theta_{t,t+\tau} C_{I,t+\tau|t} \left[X_{I,t} \left(\frac{P_{I,t+\tau-1}}{P_{I,t-1}} \right)^{\delta_I} - S_{t+\tau} P_{t+\tau}^* \right],$$

onde P_t^* é o preço dos produtos importados no mercado internacional.

2.4 Lei do preço único, taxas de câmbio e termos de troca

Por conveniência, definimos aqui alguns objetos de interesse. A taxa de câmbio real Q_t é dada pela razão entre preços internacionais e preços domésticos denominados na mesma moeda:

$$Q_t \equiv S_t P_t^* / P_t.$$

Os termos de troca ToT_t são definidos como o preço relativo entre importações e exportações da economia:¹¹

$$ToT_t = P_{I,t} / P_{D,t}.$$

Por último, definimos a razão entre preços internacionais convertidos em Reais e preços de produtos importados no mercado doméstico:

$$\Psi_{I,t} = S_t P_t^* / P_{I,t}.$$

A variável $\Psi_{I,t}$ mede desvios da Lei do Preço Único (LPU) para os produtos importados.

2.5 Política monetária

A política monetária é caracterizada por uma regra de juros distinta para cada regime. Na primeira parte da amostra, correspondente ao sistema de bandas cambiais, modelamos explicitamente a reação do BCB aos desvios da taxa de câmbio nominal em relação ao seu nível desejado. Na segunda parte da amostra, correspondente ao sistema de metas para a inflação, a principal característica da regra de juros é a resposta aos desvios da inflação em relação à meta. Por conveniência de exposição, descrevemos aqui as regras de juros de maneira heurística e postergamos a apresentação das equações para a Seção 2.8, onde detalhamos a aproximação de primeira ordem do modelo.

¹¹Note que este é o inverso da medida de termos de troca mais usual. Adotamos esta convenção para facilitar a comparação dos nossos resultados com os de Justiniano e Preston (2010).

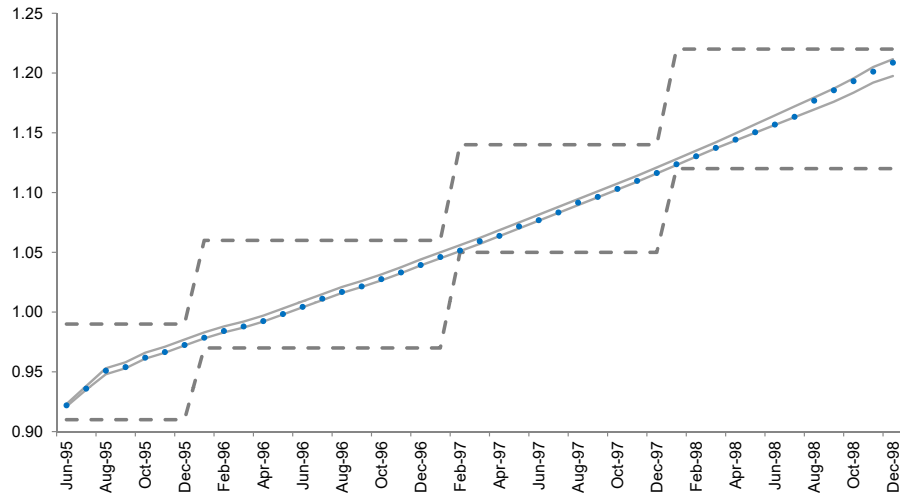


Figura 1: Sistema de mini- e macro-bandas cambiais (linhas sólidas e tracejadas, respectivamente) e a evolução da taxa de câmbio em R\$/US\$ (pontos azuis).

2.5.1 Regime de bandas cambiais

Após um período de flutuação cambial com bandas relativamente largas, vigentes nos primeiros 12 meses após o lançamento do Plano Real, em junho de 1995 o BCB adotou um sistema de “mini-bandas cambiais”, que passaram a ser reajustadas periodicamente de acordo com um ritmo de desvalorização essencialmente determinístico.¹² A manutenção da taxa de câmbio nominal dentro dos limites estabelecidos era implementada com o auxílio de intervenções do BCB no mercado de câmbio e mudanças na taxa de juros (em um contexto de mobilidade imperfeita de capitais). A Figura 1 mostra a evolução da taxa de câmbio nominal em R\$/US\$, dos limites inferior e superior das mini-bandas e das macro-bandas, de junho de 1995 até dezembro de 1998.

Para fins de modelagem da regra de juros utilizada durante o regime de bandas cambiais, supomos que o BCB tinha como objetivo a manutenção da taxa de câmbio nominal em torno do centro das bandas cambiais. Esta premissa é compatível com o comportamento da taxa de câmbio nominal neste período.

Mais especificamente, seguimos Cúrdia e Finocchiaro (2013) ao supor que o BCB seguia uma regra de juros padrão, com respostas à inflação e atividade econômica, mas modificada para incluir o desvio da taxa de câmbio nominal em relação ao centro das bandas cambiais.

2.5.2 Regime de metas para a inflação

A política monetária no regime de metas para a inflação segue uma regra de juros padrão na literatura, com uma pequena modificação. Embora a política cambial neste regime seja a de livre flutuação da taxa de câmbio nominal, permitimos uma resposta do BCB à variação cambial. No mais, a taxa de juros

¹²As chamadas “macro-bandas” cambiais continuaram existindo, embora não tivessem mais nenhuma importância prática.

responde à atividade econômica e a desvios da inflação em relação à meta.

2.6 Setor externo

A economia doméstica é suposta pequena o suficiente para não afetar a dinâmica da economia mundial, de modo que o setor externo é tratado como exógeno. Por simplicidade, supomos que sua dinâmica evolui de acordo com um modelo de vetores autoregressivos (VAR) de primeira ordem.¹³ As variáveis incluídas no VAR são produto Y_t^* , inflação $\pi_t^* \equiv \log(P_t^*/P_{t-1}^*)$ e taxa de juros externos $i_t^* \approx \log(R_t^*)$. Os choques são denotados por ε_y^* , ε_π^* e ε_i^* .

Para permitir a identificação de um choque monetário externo, impomos a ordenação de Cholesky usual, com a taxa de juros externa ordenada por último. Assim, o VAR(1) pode ser escrito como

$$A_0 \begin{bmatrix} Y_t^* \\ \pi_t^* \\ i_t^* \end{bmatrix} = A_1 \begin{bmatrix} Y_{t-1}^* \\ \pi_{t-1}^* \\ i_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_y^* \\ \varepsilon_\pi^* \\ \varepsilon_i^* \end{bmatrix},$$

onde as matrizes de coeficientes são

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{0,\pi y} & 1 & 0 \\ a_{0,iy} & a_{0,i\pi} & 1 \end{bmatrix} \quad A_1 = \begin{bmatrix} a_{1,yy} & a_{1,y\pi} & a_{1,yi} \\ a_{1,\pi y} & a_{1,\pi\pi} & a_{1,\pi i} \\ a_{1,iy} & a_{1,i\pi} & a_{1,ii} \end{bmatrix}.$$

2.7 Equilíbrio geral

O equilíbrio no mercado de bens e serviços doméstico requer igualdade entre a produção doméstica e a soma de consumo doméstico e exportações:

$$Y_t = C_{D,t} + C_{D,t}^*,$$

onde supomos que a demanda externa pelos produtos produzidos domesticamente seja dada por

$$C_{D,t}^* = \left(\frac{P_{D,t}/S_t}{P_t^*} \right)^{-\eta} Y_t^*. \quad (10)$$

A expressão acima reflete a hipótese, já implícita na equação (9), de que os preços de exportação dos produtos domésticos são iguais aos preços praticados no mercado doméstico, convertidos em moeda estrangeira pela taxa de câmbio nominal de cada período.

Além disso, supomos que, em termos líquidos, não haja endividamento doméstico em equilíbrio, de modo que $D_t = 0$ em todo período. As demais condições de equilíbrio são padrão.

¹³Os coeficientes do VAR(1) são estimados previamente e mantidos fixos durante a estimação do modelo.

2.8 Aproximação de primeira ordem do modelo

Como na maior parte da literatura sobre modelos DSGE, trabalhamos com uma aproximação de primeira ordem das equações de equilíbrio em torno de um estado estacionário não estocástico caracterizado por inflação zero e comércio balanceado. O conjunto completo de equações log-linearizadas está disponível no Apêndice. Como regra geral, letras minúsculas indicam desvios das respectivas variáveis em relação ao estado estacionário. Na maioria dos casos o desvio é logarítmico, mas em alguns casos é em nível.

No que tange à política monetária, o modelo envolve uma especificação para cada regime, conforme exposto na Seção 2.5. Estas são as únicas equações que podem diferir entre os dois regimes. A regra de juros para o regime de bandas cambiais é dada por

$$\dot{i}_t = \rho_{i,1}^{FX} \dot{i}_{t-1} + \rho_{i,2}^{FX} \dot{i}_{t-2} + (1 - \rho_{i,1}^{FX} - \rho_{i,2}^{FX})(\lambda_{\pi}^{FX} \pi_t + \lambda_y^{FX} y_t + \lambda_s^{FX} (s_t - s_{c,t})) + \varepsilon_{i,t}^{FX},$$

onde $\pi_t \equiv \log(P_t/P_{t-1})$ e $s_{c,t}$ denota o centro das bandas cambiais. Incluímos defasagens da taxa de juros para permitir que sua trajetória seja inercial. Por fim, $\varepsilon_{i,t}^{FX}$ é um choque na regra de juros, que pode ser interpretado como o componente não sistemático da política monetária.

Para o regime de metas para a inflação, definimos a regra:¹⁴

$$\dot{i}_t = \rho_{i,1}^{IT} \dot{i}_{t-1} + \rho_{i,2}^{IT} \dot{i}_{t-2} + (1 - \rho_{i,1}^{IT} - \rho_{i,2}^{IT})[\lambda_{\pi}^{IT} (\pi_t - \pi_{m,t}) + \lambda_y^{IT} y_t + \lambda_s^{IT} \Delta s_t] + \varepsilon_{i,t}^{IT},$$

onde Δ é o operador de primeira diferença e $\pi_{m,t}$ é a meta para a inflação do período.

2.9 Estrutura dos choques

Há oito choques estruturais no modelo,¹⁵ sendo cinco na economia doméstica e três relacionados ao setor externo. Os choques estruturais relacionados à economia doméstica são choques de política monetária (i), preferências (γ), tecnologia (a), prêmio de risco (ϕ) e custos de produtos importados (cp).¹⁶ Para os quatro últimos choques, supomos um processo autoregressivo de primeira ordem (AR(1)). O choque de política monetária doméstica e os choques externos são supostos i.i.d.:

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \sigma_a \epsilon_{a,t},$$

$$\gamma_t = \rho_{\gamma} \gamma_{t-1} + \sigma_{\gamma} \epsilon_{\gamma,t},$$

$$\varepsilon_{cp,t} = \rho_{cp} \varepsilon_{cp,t-1} + \sigma_{cp} \epsilon_{cp,t},$$

¹⁴Esta regra é similar às encontradas nos trabalhos de Cúrdia e Finocchiaro (2013) para o caso da Suécia, de Del Negro e Schorfheide (2009) para o Chile, e de Justiniano e Preston (2010) para Austrália, Canadá e Nova Zelândia.

¹⁵Isto não inclui os choques relacionados aos processos estocásticos da meta para a inflação e da variação do centro da banda cambial, que somente serão utilizados nos experimentos contrafactuais. Para detalhes, ver seções 3.1 e 5.

¹⁶Segundo Justiniano e Preston (2010), adicionamos um choque de custos à curva de Phillips para a inflação de produtos importados.

$$\phi_t = \rho_\phi \phi_{t-1} + \sigma_\phi \epsilon_{\phi,t},$$

$$\varepsilon_{i,t}^r = \sigma_{i,r} \epsilon_{i,t}, \quad r = FX, IT,$$

$$\varepsilon_{y^*,t} = \sigma_{y^*} \epsilon_{y^*,t}, \quad \varepsilon_{\pi^*,t} = \sigma_{\pi^*} \epsilon_{\pi^*,t}, \quad \varepsilon_{i^*,t} = \sigma_{i^*} \epsilon_{i^*,t}.$$

As inovações ϵ são i.i.d. $N(0, 1)$ e independentes entre si.

2.10 Solução do modelo e representação estado-espço

As equações do modelo na sua forma (log-)linear podem ser expressas da seguinte forma:

$$E_t\{f^r(\Upsilon_{t+1}, \Upsilon_t, \Upsilon_{t-1}, \epsilon_{t+1}, \epsilon_t; \theta)\} = 0, \quad r = FX, IT, \quad (11)$$

onde θ é o vetor de parâmetros estruturais do modelo DSGE, Υ_t é um vetor contendo as variáveis do mesmo e ϵ_t é o vetor de inovações especificadas acima. A existência de uma mudança de regime requer um comentário sobre o processo de formação de expectativas implícito na representação (11). Conforme explicitado anteriormente, supomos que esta mudança ocorre de maneira inesperada.

Resolvemos o modelo com o método de Sims (2002), restringindo o espaço de parâmetros para excluir casos com soluções múltiplas ou inexistência de solução (limitada). A solução única pode ser escrita da seguinte forma:

$$\Upsilon_t = A^r(\theta)\Upsilon_{t-1} + B^r(\theta)\epsilon_t, \quad r = FX, IT. \quad (12)$$

Estas equações são a representação em forma reduzida do modelo DSGE, que assume a estrutura de um VAR(1). São as chamadas equações de transição do modelo.

A próxima etapa na preparação do modelo para estimação consiste em associar variáveis do modelo às séries de tempo que compõem a amostra, através das chamadas equações de observação. Isto completa a representação estado-espço do modelo, composta por equações de transição e de observação.

As equações de transição são específicas para cada regime e são os próprios sistemas em forma reduzida apresentados em (12). As equações de observação são as mesmas para ambos os regimes e são dadas por:

$$\Upsilon_t^{obs} = C\Upsilon_t,$$

onde Υ_t^{obs} é o vetor de variáveis observadas. A composição do vetor observável Υ_t^{obs} é discutida na Seção 3.1.

Havendo número suficiente de choques estruturais e erros de medida nas equações de observação, através do filtro de Kalman é possível calcular a função de verossimilhança para o vetor de observáveis Υ_t^{obs} dado um vetor de parâmetros θ .¹⁷

¹⁷ Ver Hamilton (2004).

3 Estimação

Nosso modelo é composto por dois conjuntos de equações, um para o regime de bandas cambiais e outro para o regime de metas para a inflação. A estimação visa extrair dos dados informações sobre os parâmetros estruturais da economia, reunidos no vetor θ , tendo em consideração explícita a mudança de regime de política monetária ocorrida no início de 1999, quando o BCB adotou o sistema de metas para a inflação.

Na literatura sobre a econometria de “quebras estruturais”, há uma distinção entre “quebra pura”, em que todo o vetor de parâmetros de interesse está sujeito a mudanças, e “quebra parcial”, em que apenas alguns componentes do vetor de parâmetros estão sujeitos a mudanças. No nosso modelo, estamos diante de uma quebra parcial, pois apenas os parâmetros referentes à regra de política monetária podem variar entre os regimes. Assim, podemos reescrever o vetor θ como:

$$\theta = (\theta_0, \theta_{FX}, \theta_{IT}),$$

onde θ_0 reúne os parâmetros invariantes, θ_{FX} reúne os parâmetros associados ao regime de bandas cambiais e θ_{IT} agrupa os parâmetros associados ao regime de metas para a inflação.

Uma opção para estimar este modelo é dividir a amostra de maneira consistente com a mudança de regime monetário e realizar uma estimação para cada sub-amostra. Entretanto, esta abordagem é ineficiente, pois ignora o fato de que há parâmetros invariantes e parâmetros de política cuja mudança está explicitamente contemplada.

Cúrdia e Finocchiaro (2013) realizam a estimação de um modelo DSGE análogo ao nosso para a Suécia, abordando explicitamente a mudança de regime de paridade cambial para o regime de metas para a inflação também ocorrido naquele país. Os autores utilizam métodos Bayesianos e apresentam uma contribuição metodológica que permite que os parâmetros invariantes e os específicos a cada regime de política monetária sejam estimados conjuntamente. Dada a semelhança da mudança de regime ocorrida nos dois países (Brasil e Suécia), utilizamos a metodologia proposta por estes autores.

Visando tornar a leitura do artigo um pouco menos árida, deixamos os detalhes da estimação, incluindo a especificação da distribuição *a priori* dos parâmetros estruturais, para o Apêndice. De forma resumida, o procedimento consiste em simular uma amostra da distribuição *a posteriori* dos parâmetros estruturais, pois a mesma não pode ser obtida em forma fechada. Esta distribuição é obtida através da combinação da distribuição *a priori* com a função de verossimilhança do modelo. Esta função é obtida através de aplicação do filtro de Kalman à representação estado-espço do modelo. A única diferença em relação ao procedimento padrão para construção da função de verossimilhança decorre da existência de dois regimes monetários no período amostral. Isto gera uma mudança na representação estado-espço a partir do momento em que o regime de metas para a inflação com câmbio flutuante passa a vigorar.

Lidamos com esta quebra seguindo a abordagem proposta por Cúrdia e Finocchiaro (2013). Esta consiste em: i) decompor a função de verossimilhança em partes correspondentes aos períodos amostrais definidos por regimes monetários distintos; e ii) “concatenar” as recursões do filtro de Kalman de modo que a iteração do filtro de Kalman para a segunda parte da amostra seja “inicializada” com as estimativas do estado da economia (e incerteza associada) correspondentes à última observação da primeira parte da amostra.

3.1 Dados

O vetor de observáveis Υ_t^{obs} é composto por oito variáveis: PIB doméstico, taxa de juros doméstica, inflação doméstica, termos de troca, taxa de câmbio nominal, produto externo, taxa de juros externa e inflação externa:

$$Y_t = (y_t, i_t, \pi_t, tot_t, s_t, y_t^*, i_t^*, \pi_t^*).$$

A Tabela 1 apresenta detalhes das séries utilizadas. As séries mensais foram convertidas em séries trimestrais tomando-se a média mensal (tot_t),¹⁸ a variação acumulada no trimestre (π_t e i_t) ou a cotação de fim de período (s_t). A amostra vai do terceiro trimestre de 1995 até o segundo trimestre de 2013. O período considerado para o regime de bandas cambiais se encerra no quarto trimestre de 1998.¹⁹ Para as variáveis do setor externo, utilizamos séries dos Estados Unidos.

Tabela 1: Dados utilizados na estimação.

	Série	Fonte
y_t	PIB a preços de mercado, com ajuste sazonal, trimestral	IBGE
π_t	IPCA - Geral, mensal	IBGE
i_t	Taxa de juros - SELIC, mensal	BCB
tot_t	Termos de troca - Índice, mensal	FUNCEX
s_t	Taxa de câmbio nominal - R\$/US\$ - compra, mensal	BCB
y_t^*	USA Real GDP, quarterly, seasonally adjusted	FRED (St. Louis Fed)
π_t^*	USA CPI - All items, quarterly, seasonally adjusted	FRED (St. Louis Fed)
i_t^*	USA 5-Year Treasury yield - constant maturity, e.o.p, quarterly	FRED (St. Louis Fed)

Filtramos a série do (log do) Produto Interno Bruto (PIB) com um filtro Hodrik-Prescott com parâmetro de suavização 1600. Com exceção da inflação e da taxa de câmbio, extraímos uma tendência

¹⁸O índice de termos de troca da FUNCEX é dado pela razão entre preços de exportações e preços de importações. Para tornar a medida consistente com a definição de termos de troca no modelo, a estimação utiliza o inverso deste índice.

¹⁹Como a flutuação cambial ocorreu na primeira metade de janeiro de 1999, parece mais razoável considerar o primeiro trimestre de 1999 como parte do novo regime monetário, com câmbio flutuante.

log-linear das demais séries.²⁰ Há um fator complicador na utilização destas duas variáveis na estimação, por conta da forma como elas aparecem na regra de política monetária. No regime de bandas cambiais, o BCB reage a desvios do câmbio em relação ao centro da banda, enquanto que no regime de metas para a inflação o BCB reage a desvios da inflação em relação à meta. Entretanto, não existe meta para a inflação explícita no regime de bandas cambiais, assim como não existe banda cambial explícita no regime de metas para a inflação. Uma solução possível seria especificar processos estocásticos para estas variáveis (centro da banda cambial e meta para a inflação) e tratá-las como não-observáveis fora dos respectivos regimes. Por simplicidade, optamos por não incluí-las como variáveis observadas e fazer ajustes para que as séries da taxa de câmbio nominal e da inflação doméstica incorporem estas informações de maneira aproximada.

Para a taxa de câmbio nominal, calculamos uma tendência log-linear para o centro das bandas cambiais durante o período em que este regime esteve em vigor. Em seguida, extrapolamos esta tendência para todo o período amostral e subtraímos a tendência estimada (do log) da taxa de câmbio nominal. Como o centro da banda cambial evoluiu de maneira aproximadamente log-linear, a série da taxa de câmbio nominal utilizada na estimação é bastante próxima do seu desvio logarítmico em relação ao centro da banda cambial, que é o objeto de interesse para a função de reação do BCB durante a primeira parte da amostra.²¹ Como no regime de metas para a inflação a regra de política monetária considera a variação da taxa de câmbio nominal, esta transformação também resulta em uma medida aproximada da variável relevante para a segunda parte da amostra.²²

Em relação à inflação doméstica, subtraímos a média da própria série durante todo o período amostral.²³ A consequência desta transformação é a perda da variabilidade das metas observadas no início deste regime, antes da convergência para a meta de 4.5% ao ano a partir de 2005.²⁴

Por fim, cabe uma observação sobre o uso da taxa de juros de 5 anos na modelagem do VAR da economia americana, ao invés de uma taxa de curto prazo. Fazemos esta opção para que nossa amostra possa se estender além do final de 2008, sem que as flutuações de i_t^* sejam coibidas pela proximidade do limite inferior de zero para as taxas de juros nominais. A escolha do prazo de 5 anos tem duas motivações. Swanson e Williams (2014) mostram que, mesmo após o Fed ter cortado a taxa de juros para muito

²⁰ A extração de uma tendência log-linear do produto externo garante que o mesmo contraia em resposta a um choque contracionista na política monetária externa, identificado no pequeno VAR que utilizamos para modelar o bloco externo. O mesmo não ocorre quando utilizamos um filtro Hodrick-Prescott. Em ambas as especificações, entretanto, verificamos o chamado “price puzzle” – i.e., a inflação aumenta após um aperto monetário identificado. Em pesquisas futuras seria interessante substituir a modelagem do setor externo através de um pequeno VAR por um modelo que permita uma melhor identificação dos choques de política monetária externa, como em Bernanke et al. (2005).

²¹ Uma questão relevante diz respeito às expectativas acerca da evolução das bandas cambiais. Uma estimação tomando o centro da banda cambial como observável e especificando um processo estocástico para o mesmo daria conta desta dimensão, visto que trata-se de um modelo de expectativas racionais.

²² A subtração da tendência log-linear adiciona uma constante à primeira diferença da série transformada, mas de magnitude pequena.

²³ Cúrdia e Finocchiaro (2013) também utilizam esta transformação.

²⁴ Realizamos também a estimação com a série de inflação subtraída da média das metas para a inflação e as estimativas dos parâmetros mudaram pouco.

próximo de zero, as taxas de títulos de 5 anos (e de horizontes mais longos) continuaram respondendo a surpresas macroeconômicas de maneira similar a períodos em que as taxas de juros estavam mais distantes do zero. Além disso, quando estimamos o VAR do setor externo no período anterior a 2008 utilizando a taxa de 5 anos, obtemos dinâmicas bastante similares às de um VAR tradicional que utiliza a taxa de juros de 3 meses como medida de i_t^* .²⁵

4 Resultados

4.1 Distribuição *a posteriori*

Estamos particularmente interessados em diferenças nas regra de política monetária associadas a cada regime, resumidas na Tabela 2.²⁶ Podemos observar que os parâmetros da regra de política estimada refletem as principais características esperadas para cada regime. No regime de bandas cambiais, destacamos a resposta da taxa de juros ao desvio da taxa de câmbio (λ_s), refletindo o foco da política monetária na estabilidade da taxa de câmbio nominal.

Tabela 2: Regra de política monetária: Comparação entre os regimes

Parâmetro	Bandas cambiais		Metas para a inflação	
	Moda	Desvio padrão	Moda	Desvio padrão
$\rho_{i,1}$	0.31	0.10	0.54	0.08
$\rho_{i,2}$	0.33	0.10	0.30	0.08
λ_π	1.52	0.35	1.99	0.41
λ_y	0.28	0.10	0.70	0.15
$\lambda_s, \lambda_{\Delta s}$	1.96	0.47	0.31	0.09
σ_i	1.73	0.34	0.79	0.09

Já no regime de metas, destacamos a resposta a desvios da inflação em relação à meta (λ_π), a maior persistência das taxas de juros ($\rho_{i,1}$ e $\rho_{i,2}$) e a menor magnitude das inovações na regra de juros (σ_i), o que sugere maior previsibilidade das decisões de política monetária.

É interessante ressaltar que as diferenças entre as estimativas para os dois regimes são semelhantes às encontradas por Cúrdia e Finocchiaro (2013) para o caso da economia sueca. A única exceção é o coeficiente associado ao produto, para o qual Cúrdia e Finocchiaro (2013) encontram uma redução na passagem do regime de bandas cambiais para o regime de metas para a inflação. Em contraste, nossas estimativas apontam para um aumento relevante da sensibilidade da política de juros ao nível de atividade econômica no regime de metas.

²⁵Para detalhes, ver Vilela (2014).

²⁶No Apêndice reportamos outros resultados da estimação.

Por fim, os resultados obtidos para os parâmetros invariantes são plausíveis. Em alguns casos, são bastante semelhantes aos verificados em outros trabalhos na literatura de estimação de modelos DSGE de economia aberta. Por exemplo, Justiniano e Preston (2010) também encontram valores baixos para os parâmetros de indexação à inflação passada, tanto na curva de Phillips para a inflação de produtos domésticos como na curva de Phillips para a inflação de produtos importados.

4.2 Mecanismos de transmissão e propagação de choques

A importância da regra de política monetária associada a cada regime fica evidente quando analisamos a propagação de choques. Para tal, comparamos as funções de resposta a impulso em cada regime e constatamos que a dinâmica das variáveis macroeconômicas em reação a choques apresenta diferenças quantitativas e qualitativas importantes. Em seguida, através de uma análise de decomposição de variância, mostramos que estas diferenças também se manifestam na contribuição de cada choque para a volatilidade das principais variáveis do modelo. Em toda a análise, fixamos os valores dos parâmetros estruturais usando a moda da distribuição *a posteriori*. Para abreviar a exposição, apresentamos os resultados para alguns choques apenas.

4.2.1 Choque contracionista de política monetária doméstica

Começamos pelos efeitos de choques de política monetária doméstica. É importante ter em mente que a análise deste tipo de choque no regime de bandas cambiais deve ser feita com cautela. Em decorrência do foco do BCB na manutenção da taxa de câmbio nominal em um nível essencialmente predeterminado, um aumento exógeno da taxa de juros é revertido logo em seguida para trazer a cotação da moeda doméstica de volta para o centro da banda cambial. Ainda assim, o exercício é útil para ilustrar os mecanismos de transmissão e propagação de choques na economia.

A Figura 2 mostra as respostas de diversas variáveis a um choque contracionista de política monetária nos regimes de bandas cambiais (linhas pretas com círculo sólido) e de metas para a inflação (linhas azuis com círculo oco). Em cada caso a inovação equivale a um desvio padrão (i.e., ao valor de σ_i estimado para cada regime). Para a maioria das variáveis, o padrão das respostas é similar em termos qualitativos. Em resposta a um aperto monetário, a taxa de câmbio aprecia em termos nominais e reais e as diversas medidas de inflação cedem. A produção cai, na medida em que o consumo e as exportações líquidas se retraem. Cabe ressaltar, entretanto, que há diferenças quantitativas importantes, com respostas significativamente mais fortes no regime de metas para a inflação. Estas diferenças não decorrem do tamanho do choque, que é maior no regime de bandas cambiais (ver Tabela 2), mas sim de como os choques se propagam em cada um dos regimes.

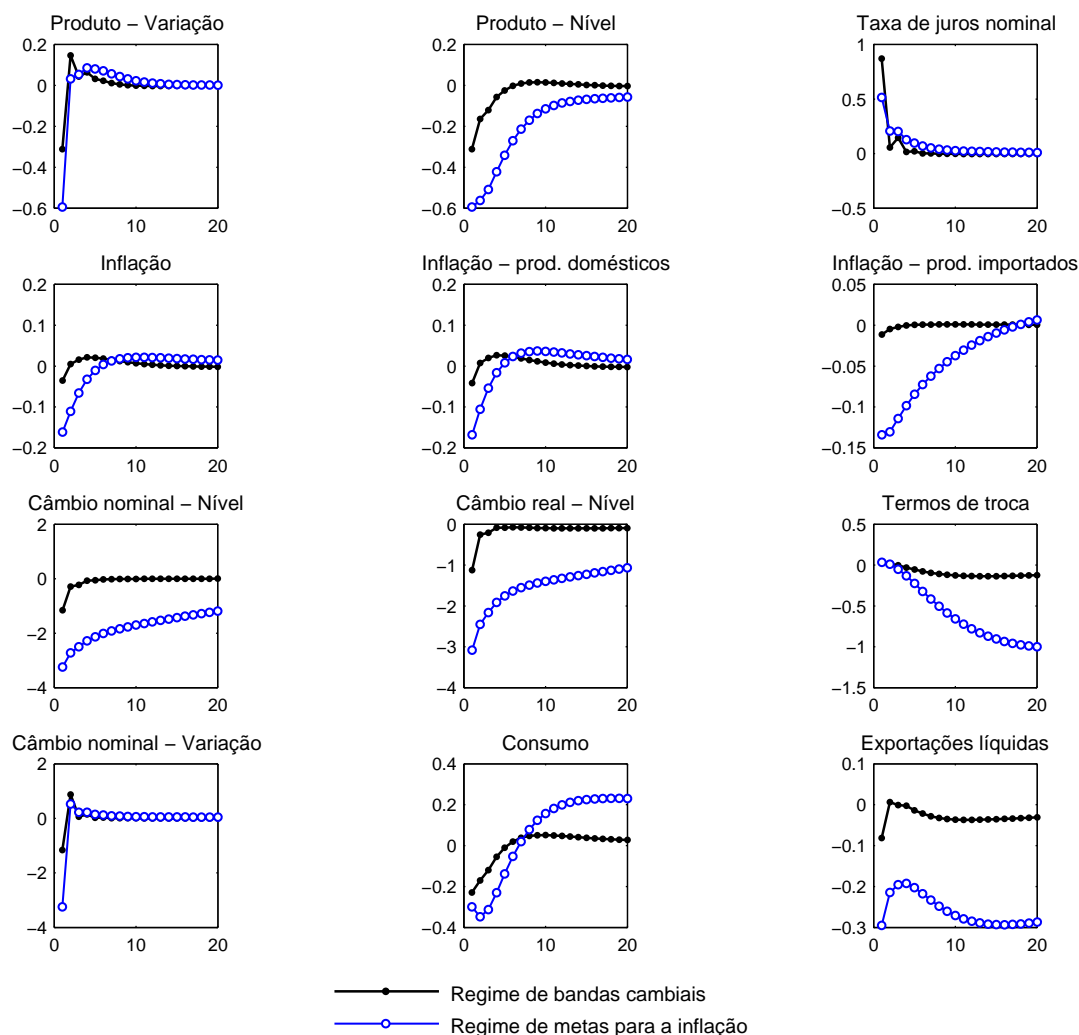


Figura 2: Efeitos de um choque contracionista de política monetária, em pontos percentuais.

4.2.2 Choque contracionista de política monetária externa

Os efeitos de um choque contracionista na política monetária externa são apresentados na Figura 3. Neste caso, há pressão para a depreciação da moeda doméstica. No regime de bandas cambiais, verificamos uma elevação significativa da taxa de juros pelo BCB, visando manter a taxa de câmbio nominal próxima dos níveis desejados. Isto ocasiona uma redução do consumo e do PIB.

No regime de metas para a inflação, transparece o papel do câmbio flutuante como absorvedor de choques externos – um resultado já apontado por Friedman (1966). De fato, nos gráficos podemos constatar o comportamento relativamente estável da taxa de juros, produto, inflação e consumo após o aperto monetário externo. Esta relativa estabilidade contrasta com a maior depreciação da taxa de câmbio.

Um resultado um pouco contra-intuitivo é o aumento do produto doméstico sob o regime de metas

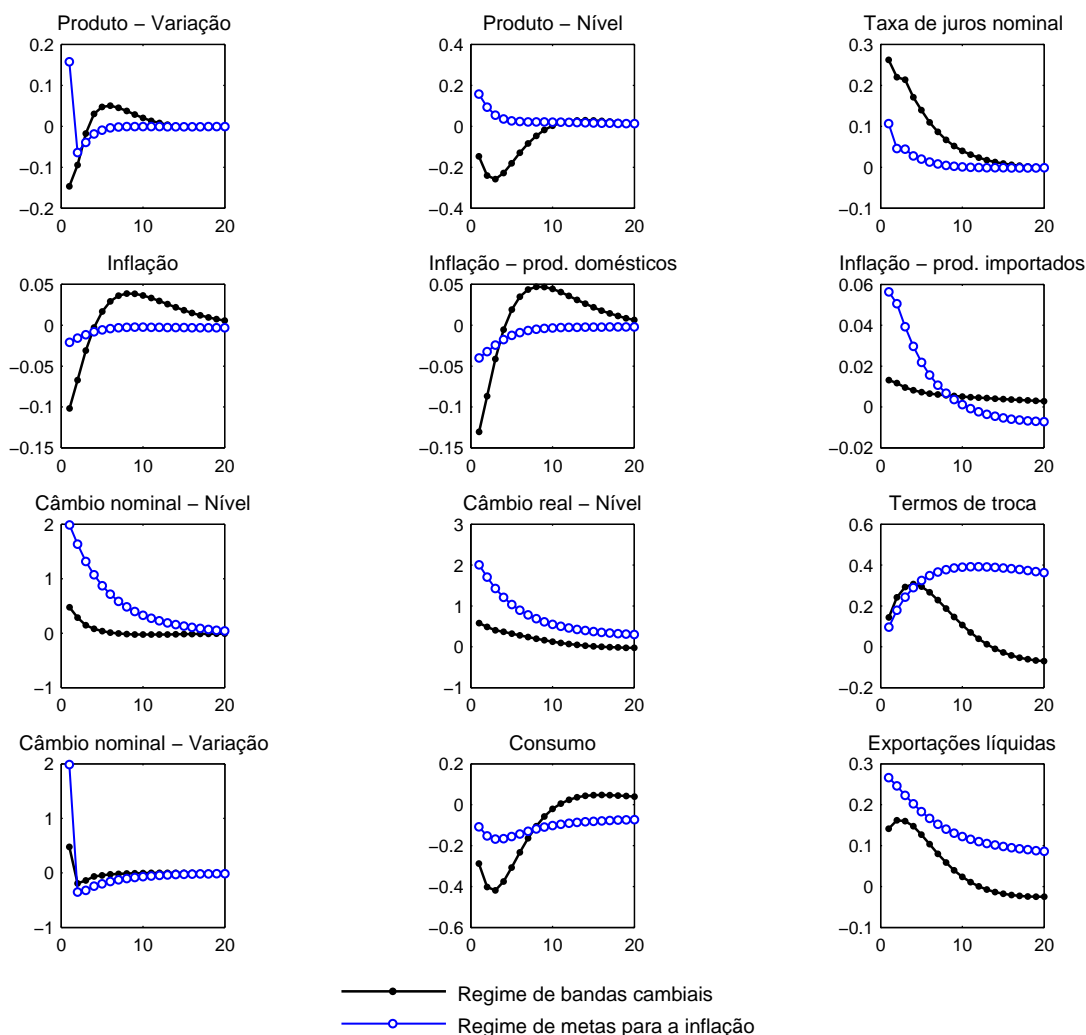


Figura 3: Efeitos de um choque contracionista na política monetária externa, em pontos percentuais.

para a inflação em resposta a um aperto na política monetária externa. Como argumenta Monacelli (2004), sob câmbio flexível uma contração monetária originada no exterior pode ser transmitida via dois canais de sinais opostos. Um deles opera através da depreciação da moeda doméstica e aumento das exportações líquidas. No outro, a demanda externa agregada diminui – e com ela a demanda por exportações. No nosso caso, a redução da demanda externa agregada é mais do que compensada pelo efeito positivo da desvalorização sobre as exportações líquidas.

4.2.3 Choque no prêmio de risco

Choques no prêmio de risco exercem forte pressão sobre a taxa de câmbio nominal. Em virtude das diferentes regras de política monetária, os efeitos deste tipo de choque também são bem distintos nos dois regimes (Figura 4). De maneira geral, os efeitos parecem ser uma versão amplificada dos efeitos de um choque contracionista na política monetária externa.

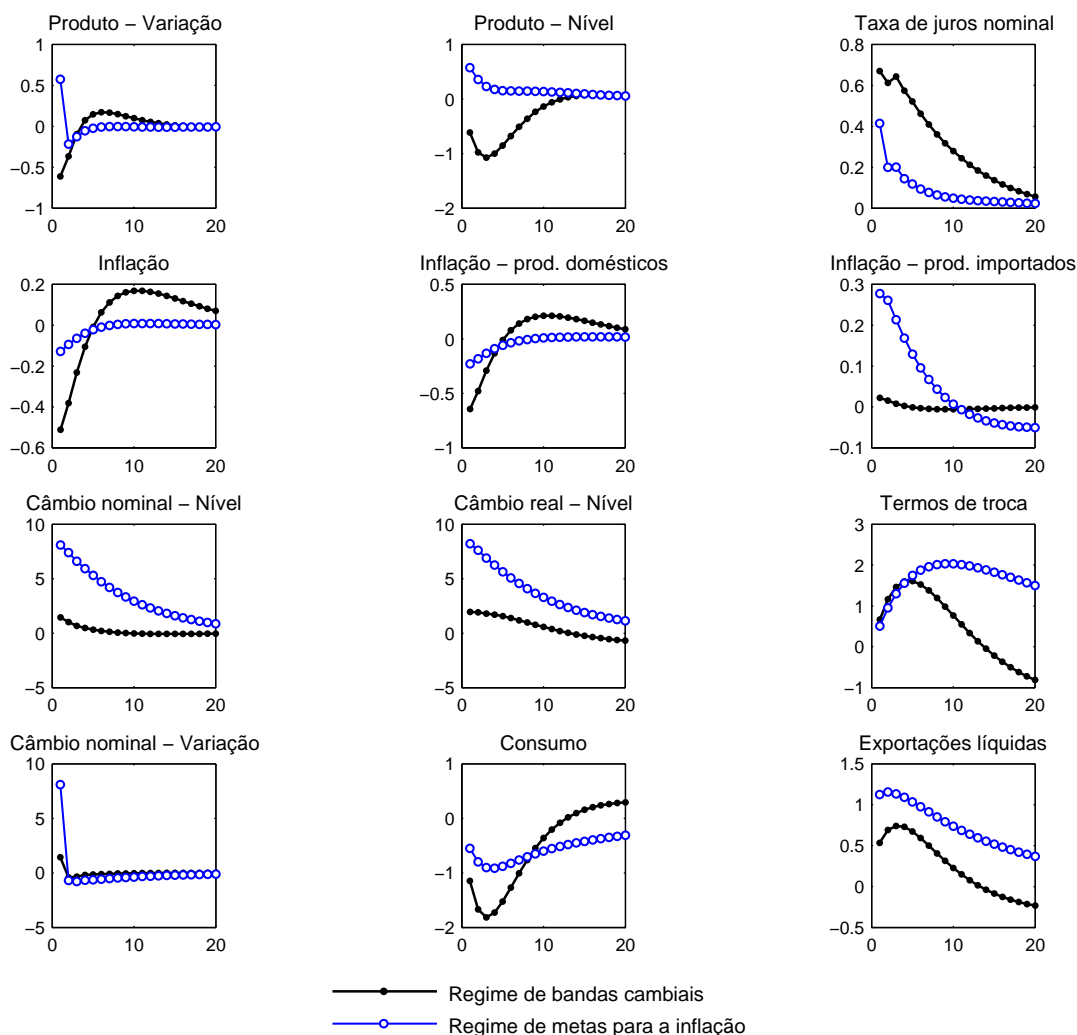


Figura 4: Efeitos de um aumento no prêmio de risco, em pontos percentuais.

No regime de bandas cambiais, o efeito imediato de um aumento no prêmio de risco é uma forte elevação da taxa de juros para conter as pressões para depreciação cambial. Embora a inflação dos produtos importados seja contida com este movimento, os efeitos contracionistas se manifestam na redução do consumo e da inflação doméstica. Como resultado da contração da absorção interna e da pequena desvalorização da taxa de câmbio real, as exportações líquidas aumentam. Mas este movimento é insuficiente para compensar a queda no consumo e, como resultado, o PIB contrai significativamente.

Já no regime de metas para a inflação, o aumento no prêmio de risco produz uma forte depreciação do câmbio. Como no regime de bandas cambiais, a taxa de juros real aumenta e provoca uma queda no consumo. O mesmo ocorre com a inflação de produtos domésticos. Mas estes movimentos são bem menores no regime de metas para a inflação. Já a inflação de produtos importados é bem maior do que no regime de bandas cambiais. Isto ocorre em virtude da forte desvalorização da taxa de câmbio. Como resultado, as exportações líquidas aumentam significativamente. O efeito líquido é um aumento do PIB.

4.2.4 Choque de produtividade

Por último, analisamos os efeitos de um choque positivo de produtividade (Figura 5). Neste caso também há diferenças perceptíveis entre os dois regimes monetários. Em ambos os casos, o aumento de produtividade gera uma queda da inflação de produtos domésticos. Entretanto, no regime de bandas cambiais, o foco na estabilidade da taxa de câmbio nominal induz uma desvalorização da taxa de câmbio real e estimula as exportações líquidas. Já no regime de metas, o câmbio nominal aprecia significativamente, apesar de o BCB reagir com um corte substancialmente maior da taxa de juros. Como resultado, há redução da inflação de produtos importados, o câmbio real aprecia e as exportações líquidas caem ligeiramente. Em resumo, o aumento de produtividade gera uma expansão da atividade econômica em ambos os regimes, mas a composição do produto entre consumo e exportações líquidas é distinta.

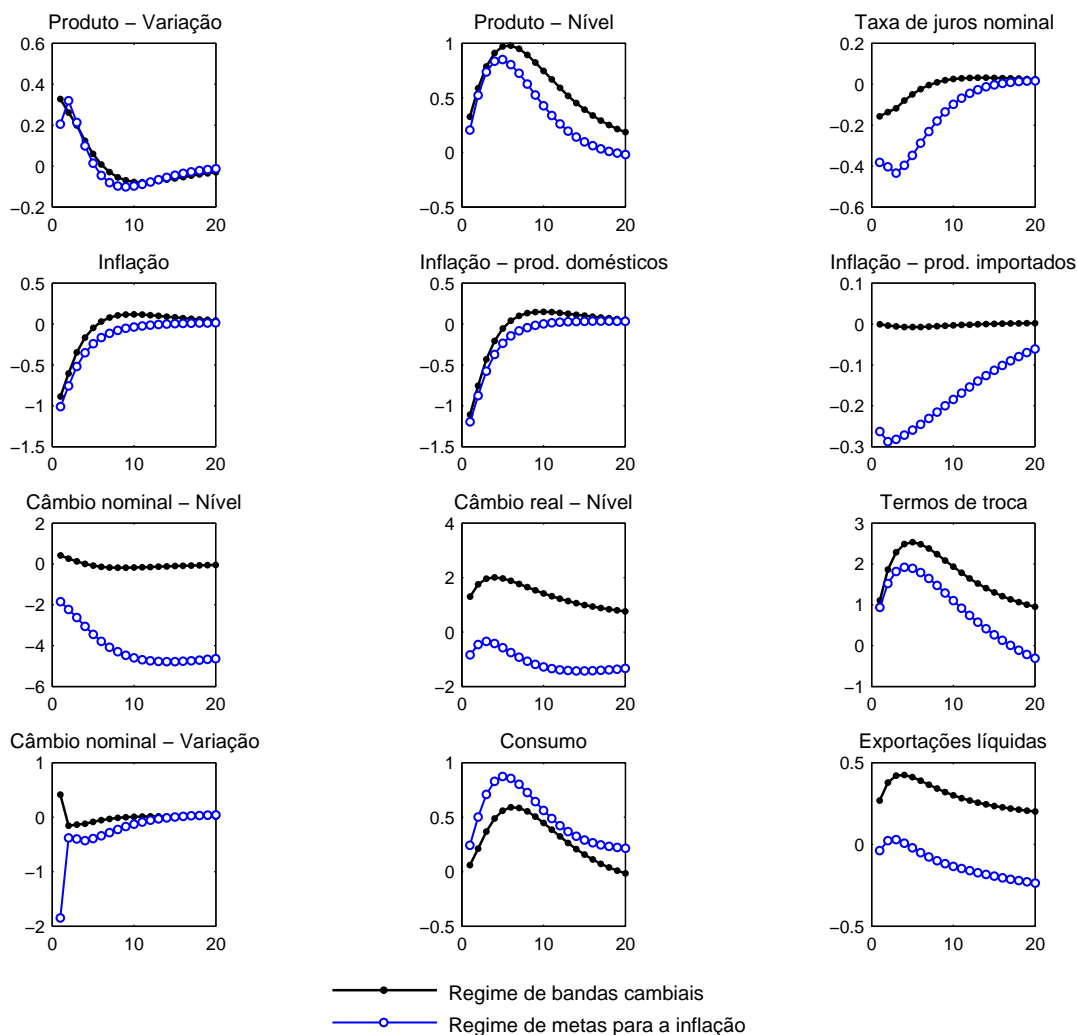


Figura 5: Efeitos de um aumento de produtividade, em pontos percentuais.

4.2.5 Decomposição de variância

Enquanto as funções de resposta a impulso apresentadas anteriormente permitem visualizar os mecanismos de transmissão e propagação dos choques tomados isoladamente, uma análise de decomposição de variância em cada regime de política monetária permite avaliar a importância relativa de cada choque para as flutuações da economia.

No Apêndice, apresentamos a decomposição de variância para alguns horizontes temporais (Tabelas 4 e 5). Por brevidade, focamos aqui em algumas variáveis e concentramos nossa análise nos choques externos (ϵ_{y^*} , ϵ_{π^*} e ϵ_{i^*}) e no choque no prêmio de risco (ϵ_{ϕ}).

O choque de política monetária externa tem maior participação na volatilidade da taxa de câmbio nominal no regime de metas para a inflação, ao mesmo tempo em que afeta em menor intensidade o PIB, a inflação e a taxa de juros domésticos. Isto decorre do papel de absorção de choques externos atribuído ao câmbio flutuante. Já no regime de bandas cambiais, a maior contribuição deste choque para flutuações da taxa de juros doméstica ilustra a restrição imposta à política monetária pelo objetivo de estabilização da taxa de câmbio nominal próxima ao centro da banda cambial. O choque no prêmio de risco ϵ_{ϕ} é o principal determinante da volatilidade da taxa de câmbio nominal em ambos os regimes, sendo também mais relevante no regime de metas para a inflação.

Tomados em conjunto, os choques externos ϵ_{y^*} , ϵ_{π^*} e ϵ_{i^*} contribuem de forma apenas moderada para flutuações das variáveis selecionadas. Em outras palavras, sob a ótica do modelo estimado, as principais fontes de flutuações da economia brasileira estão associadas a fatores internos. Este resultado está em consonância com as conclusões de Justiniano e Preston (2010) sobre as fontes de flutuações em modelos DSGE estimados para pequenas economias abertas, baseadas em modelos estimados para a Austrália, Canadá e Nova Zelândia.

5 Histórias contrafactuais

Utilizamos o modelo estimado para obter séries temporais dos oito choques estruturais consistentes com as oito séries macroeconômicas empregadas na estimação. Para tal, fazemos uso do chamado “suavizador de Kalman”, ajustado para o fato de o modelo envolver uma mudança na representação estado-espço, associada à mudança de regime monetário. Este procedimento, detalhado no Apêndice, recupera não só as séries de tempo dos choques estruturais, mas também as séries das variáveis do modelo que não foram associadas aos dados utilizados na estimação. As séries de variáveis não observadas recuperadas através deste procedimento recebem o nome de “séries suavizadas”.

Conditonais ao modelo estimado, as séries suavizadas dos choques estruturais devem ser entendidas como as sequências de inovações responsáveis pelas flutuações da economia brasileira durante o período

amostral.²⁷ De posse destes choques estruturais, podemos produzir uma série de histórias contrafactuais. Em particular, estamos interessados em simular o que teria acontecido caso a flutuação do Real tivesse ocorrido em outro momento que não o primeiro trimestre de 1999.

Cada regime de política monetária está associado a uma representação estado-espço distinta. As histórias contrafactuais são construídas pela propagação dos choques estimados para um determinado período através da representação estado-espço de interesse. Podemos, então, simular qual teria sido a trajetória da economia sob uma política monetária distinta da que vigorava de fato.

Em um modelo de expectativas racionais, para a geração destas histórias contrafactuais é fundamental atribuímos leis de movimento para o centro da banda cambial e para as metas para a inflação, de modo que os agentes possam incorporá-las ao seu conjunto de informação e formar expectativas de maneira adequada. Portanto, adicionamos ao modelo processos estocásticos que regem o deslocamento do centro das bandas cambiais e das metas para a inflação, pois os mesmos não foram incluídos explicitamente na estimação do modelo (ver Seção 3.1).

Especificamente, supomos que a variação do centro da banda cambial siga um processo AR(1):

$$\Delta s_{c,t} = \rho_{s_c} \Delta s_{c,t-1} + \sigma_{s_c} \epsilon_{s_c,t}.$$

Fazemos hipótese análoga para a evolução das metas para a inflação:

$$\pi_{m,t} = \rho_{\pi_m} \pi_{m,t-1} + \sigma_{\pi_m} \epsilon_{\pi_m,t}.$$

Os parâmetros ρ_{s_c} , σ_{s_c} , ρ_{π_m} e σ_{π_m} podem ser usados para calibrar os experimentos contrafactuais desejados. Para os nossos propósitos, é suficiente fixar $\rho_{s_c} = \rho_{\pi_m} = 0.999$ e calibrar apenas as escalas dos choques (σ_{s_c} e σ_{π_m}).

Com esta ampliação do modelo estimado, podemos simular, por exemplo, um adiamento da adoção do regime de metas para a inflação com flutuação do câmbio. Isso requer a especificação do processo de evolução das bandas cambiais para além do primeiro trimestre de 1999, de uma forma que permita aos agentes formarem expectativas (racionais) a respeito. A adição dos processos estocásticos para o centro das bandas cambiais e para a meta para a inflação ao modelo cumpre exatamente este papel.

²⁷ Para o leitor sem familiaridade com este tipo de exercício, o procedimento pode ser entendido como sendo análogo ao de recuperar os resíduos de uma regressão de mínimos quadrados ordinários (ou seja, a diferença entre os dados e o que a regressão estimada produziria na ausência de inovações). A diferença é que aqui o procedimento exige que se leve em conta toda a estrutura (dinâmica) do modelo. Precisamente por conta desta estrutura, estes choques recuperados (“resíduos”) têm interpretação econômica específica – ao contrário dos resíduos produzidos por modelos puramente estatísticos. Um outro ponto diz respeito a como fazer este tipo de análise no contexto de um arcabouço Bayesiano. Poderíamos recuperar diversas histórias de choques, associadas a diversas combinações de parâmetros estruturais (cuja distribuição *a posteriori* nós estimamos). Por simplicidade e brevidade, optamos por selecionar um único vetor de parâmetros estruturais (a moda global da distribuição *a posteriori*) como nossas estimativas e proceder com a recuperação dos choques associados. Desta forma, embora nossa estimação seja Bayesiana, a nossa estratégia para construção de histórias contrafactuais tem inspiração frequentista.

A Figura 6 mostra as inovações estruturais suavizadas. Uma forma de avaliar se os resultados são plausíveis é comparar objetos estimados com medidas objetivas dos objetos econômicos em questão que não tenham sido utilizadas na estimação. A Figura 7 mostra as séries (padronizadas) do prêmio de risco produzido pelo modelo estimado e do risco soberano medido pelo EMBI+ Brasil, do JP Morgan.²⁸ A correlação entre as duas séries é 0.89, o que sugere que a estimação captura parte relevante do ambiente econômico em questão.

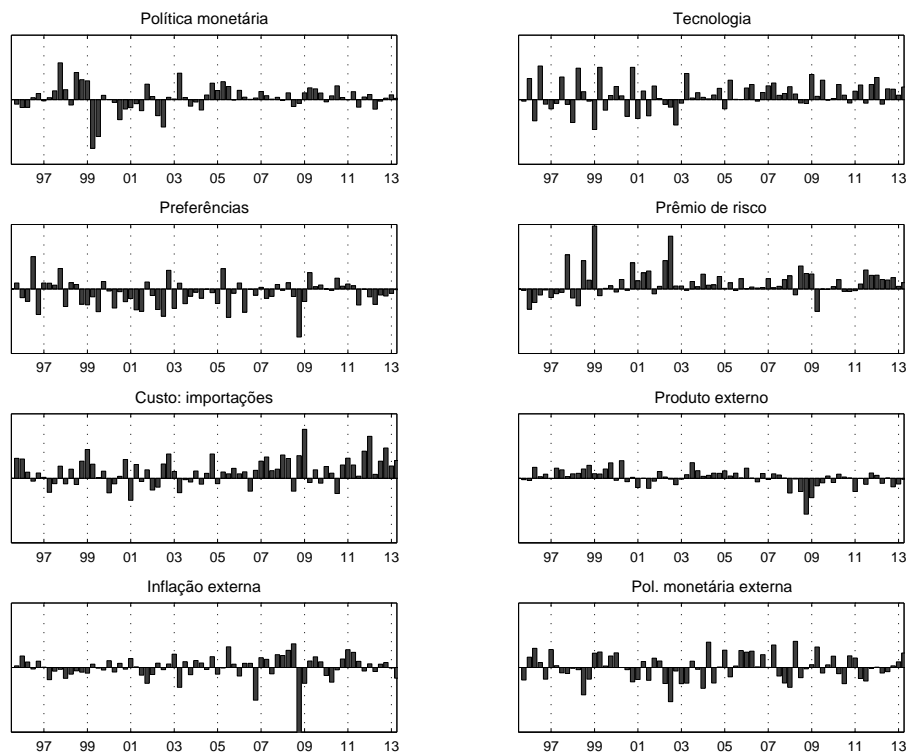


Figura 6: Choques estruturais suavizados (inovações)

5.1 Manutenção do regime de bandas cambiais

O que teria ocorrido se o regime de bandas cambiais não tivesse sido abandonado no início de 1999? Para esta simulação, construímos as séries utilizando a representação estado-espço do regime de bandas cambiais além do primeiro trimestre de 1999, supondo que o BCB manteria a taxa de desvalorização das bandas cambiais em aproximadamente 7% ao ano. Esta história contrafactual é reportada na Figura 8.²⁹

²⁸Prêmio de risco em nível (não a inovação), calculado tomando-se o exponencial da série suavizada padronizada. O EMBI+ Brasil é a média trimestral dos spreads diários (fonte: IPEADATA).

²⁹Nesta e em todas as histórias contrafactuais, “desfazemos” as transformações aplicadas aos dados para fins da estimação, de modo a reportar medidas com interpretação imediata. A taxa de juros nominal esta expressa como a taxa trimestral anualizada, a inflação é a variação percentual do índice de preços agregados acumulada no trimestre, a taxa de câmbio nominal está expressa em R\$/US\$ e o PIB, consumo (suavizado) e termos de troca são apresentados como números-índice.

A manutenção do regime de bandas cambiais com o mesmo ritmo de desvalorização exigiria taxas de juros extremamente elevadas por vários trimestres. O PIB apresentaria queda expressiva e permaneceria substancialmente abaixo da trajetória observada em todo o horizonte reportado (três anos). Por último, durante o ano de 1999 a inflação teria ficado significativamente abaixo da observada.

Mesmo deixando de lado considerações sobre perdas de reservas internacionais e efeitos das taxas de juros elevadas sobre o quadro fiscal e nos atendo estritamente aos limites do modelo, este exercício contrafactual favorece a opinião de que a manutenção do regime de bandas cambiais teria sido insustentável.

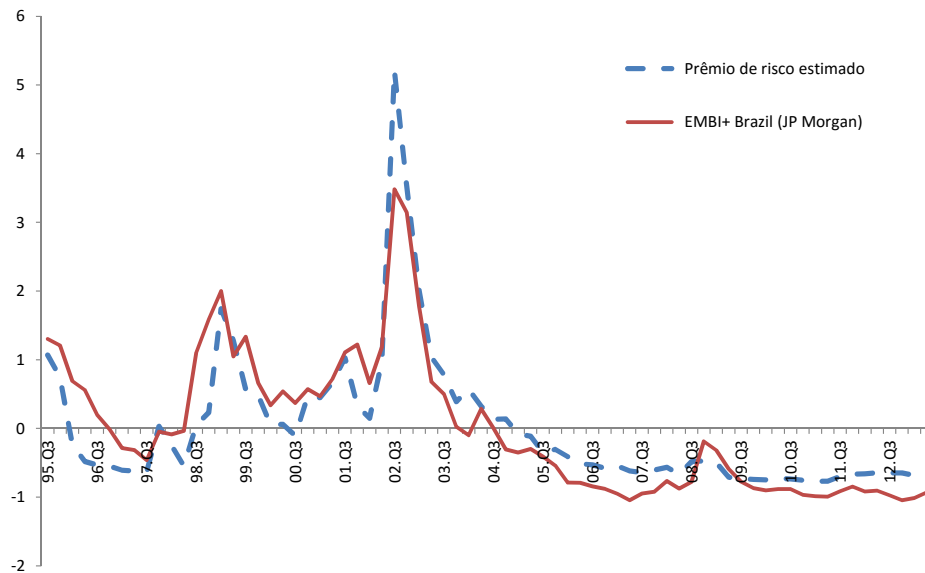


Figura 7: Prêmio de risco estimado e Embi+ Brazil (JP Morgan), padronizados

5.2 Ritmo mais acentuado de desvalorização das bandas cambiais

A Figura 9 simula os impactos de uma política de desvalorização mais acentuada das bandas cambiais. Supomos que o ritmo de desvalorização dobra para 14% a.a. após a Crise da Ásia (i.e., a partir do último trimestre de 1997). A flutuação do Real no primeiro trimestre de 1999, com adoção do regime de metas para inflação, é mantida.

Nossas simulações indicam que esta política teria produzido mais inflação, juros nominais e reais mais altos e atividade econômica ligeiramente mais fraca, na medida em que o aumento das exportações líquidas induzido pela desvalorização do câmbio real mostra-se insuficiente para compensar a redução do consumo induzida pelo aumento dos juros reais.

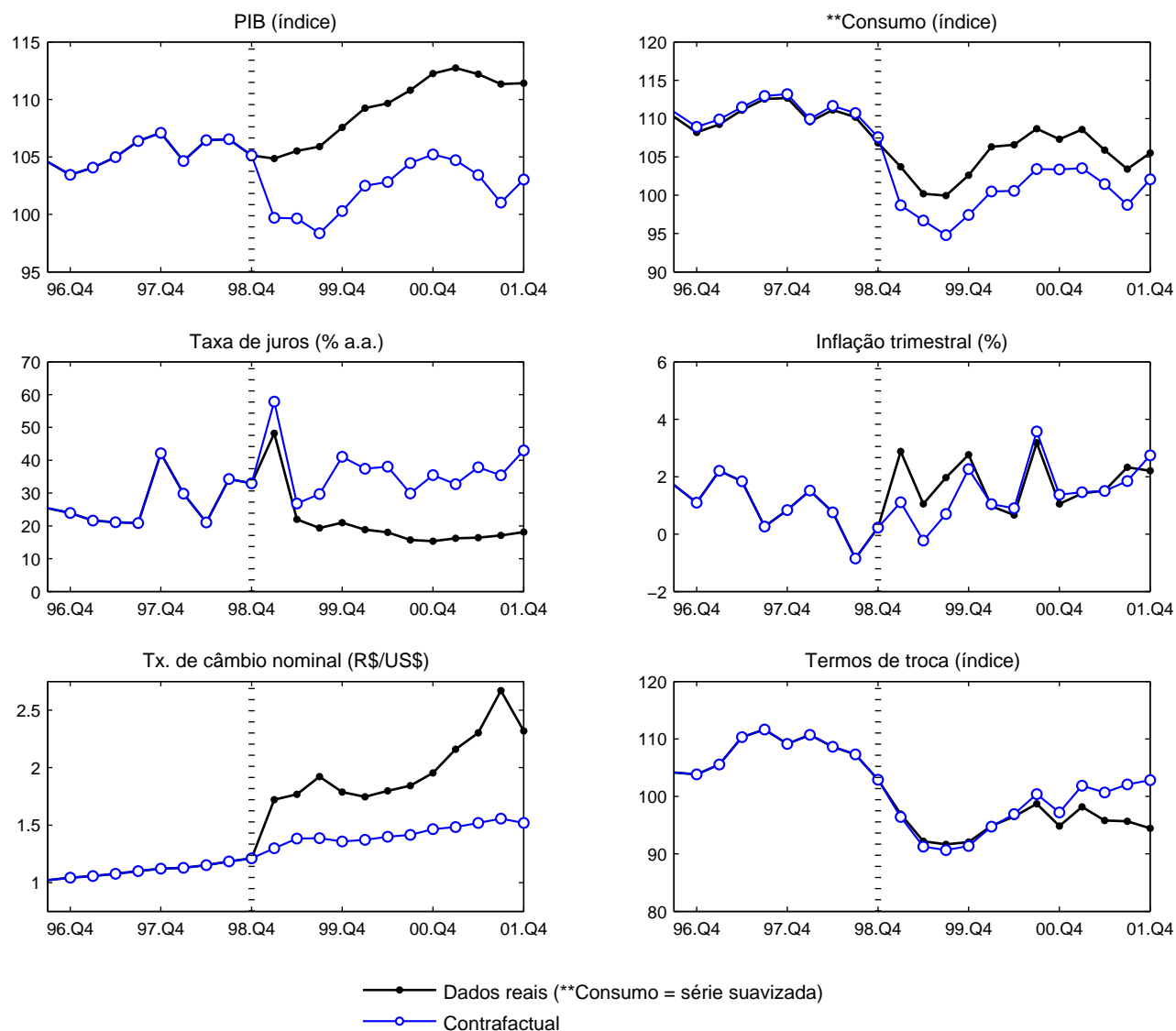


Figura 8: Manutenção do regime de bandas cambiais além do primeiro trimestre de 1999.

5.3 Antecipação do regime de metas para a inflação e câmbio flutuante

Por fim, simulamos histórias contrafactuais em que a transição para o regime de metas para a inflação com adoção de câmbio flutuante é antecipada para o primeiro ou segundo trimestres de 1998. Este *timing* é motivado pela história de choques de prêmio de risco recuperada através da estimação do modelo e por uma percepção de que este teria sido um momento favorável à mudança de regime cambial.³⁰

A Figura 10 mostra a história contrafactual com mudança de regime no segundo trimestre de 1998 (os resultados com mudança no primeiro trimestre são similares). Naquele momento, a transição ocorreria de maneira bastante suave, com ligeira apreciação cambial e pequenas oscilações nas demais variáveis macroeconômicas.

³⁰Ver trecho do livro do Presidente Fernando Henrique Cardoso reproduzido na Introdução deste artigo.

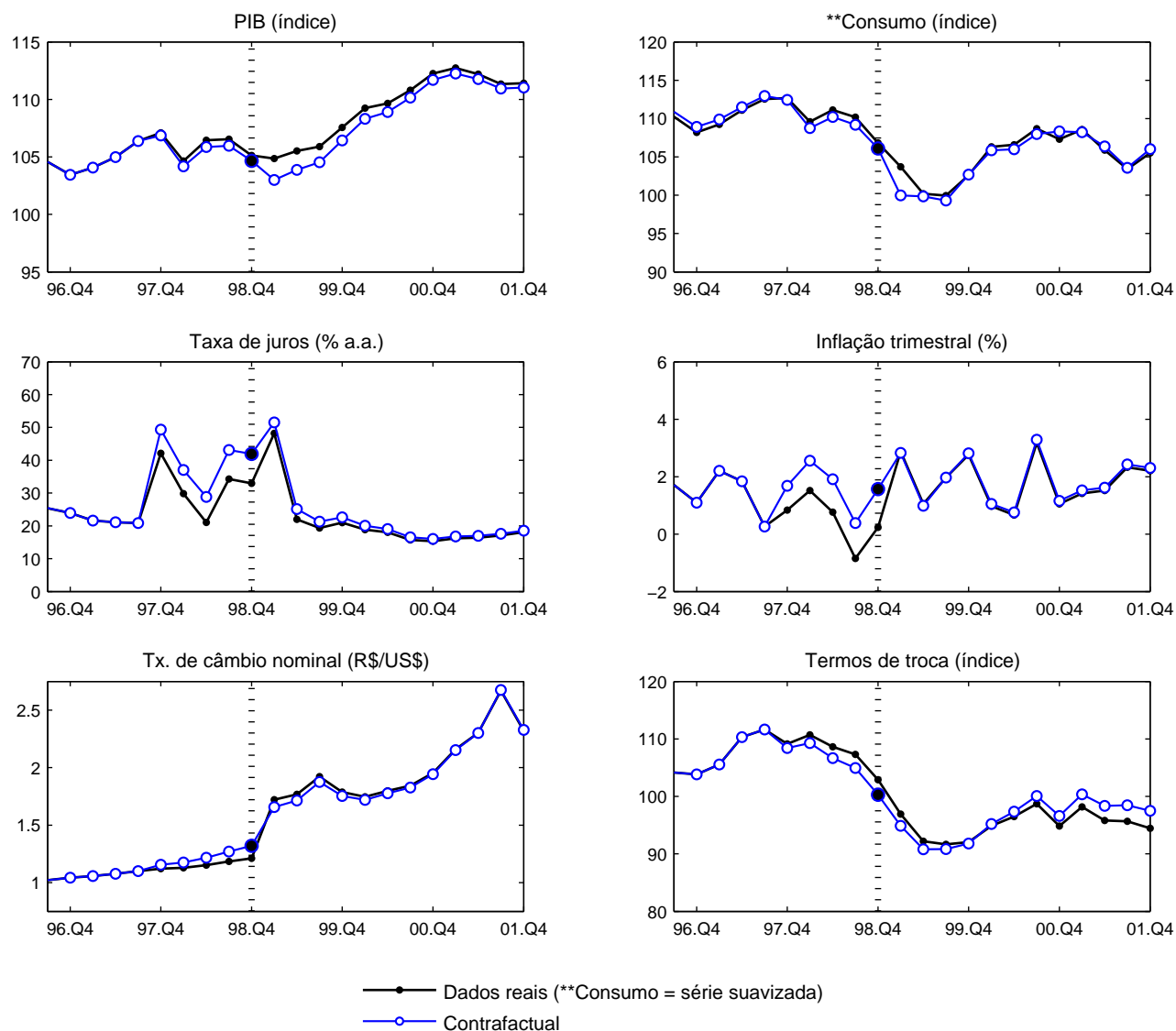


Figura 9: Desvalorização das bandas cambiais em ritmo mais acentuado

Note que, como no experimento anterior, esta história contrafactual não elimina uma forte desvalorização do Real a partir do primeiro trimestre de 1999. Isto decorre do fato de que os choques estruturais estimados continuam a incidir da mesma forma, independente do regime monetário-cambial em vigor. Em particular, o grande choque de prêmio de risco estimado para aquele momento gera forte pressão para desvalorização do câmbio, que se traduz em desvalorização de fato em todas as simulações contrafactuais que realizamos onde a transição para o regime de metas para a inflação ocorre antes do primeiro trimestre de 1999.

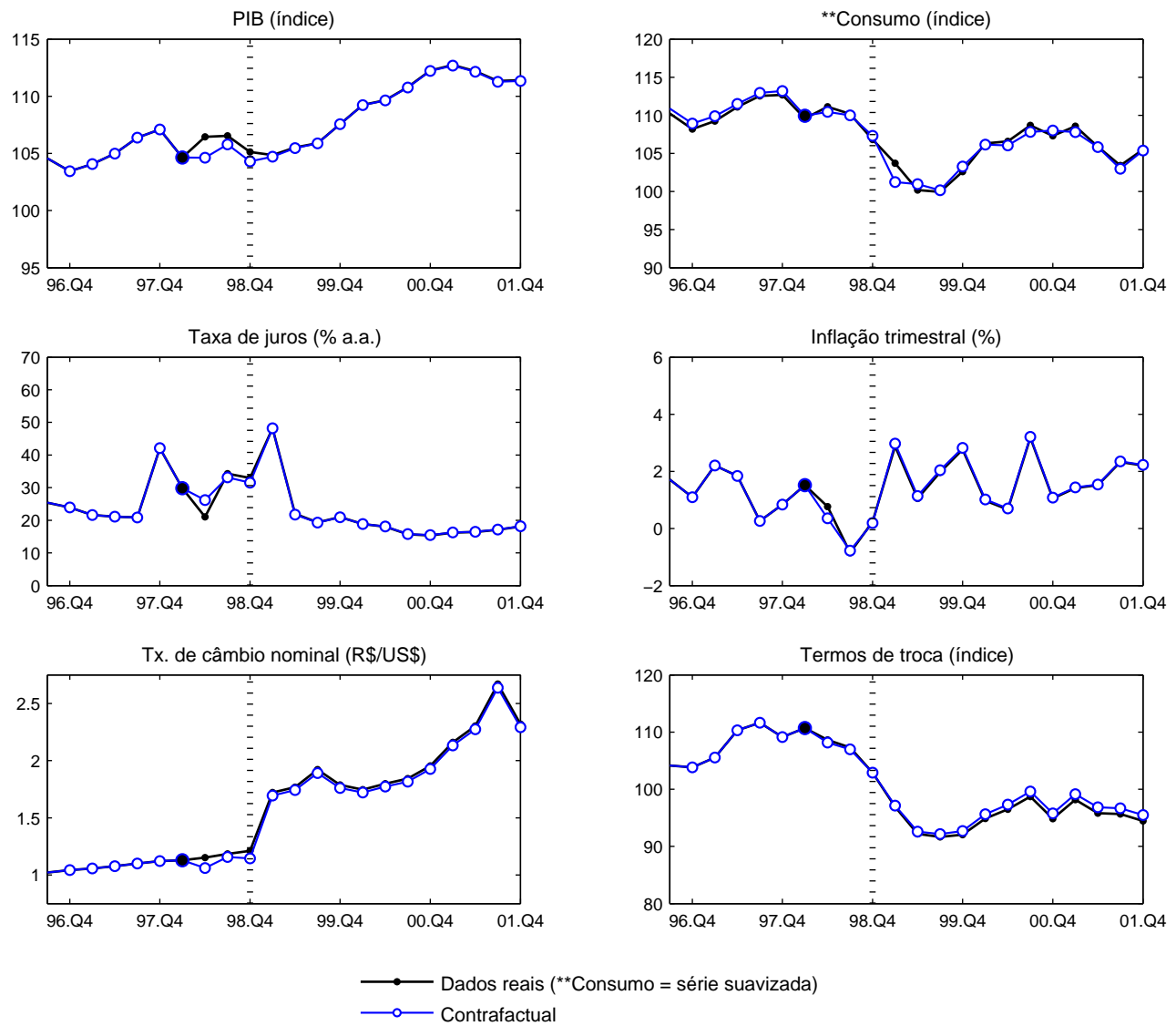


Figura 10: Antecipação do regime de metas para a inflação e flutuação do câmbio

6 Conclusão

A especificação de modelos DSGE que capturem satisfatoriamente a dinâmica de uma economia de interesse não é uma tarefa trivial. Isto é especialmente verdade em se tratando de economias emergentes, que apresentam histórico de vulnerabilidade a fatores externos e períodos recorrentes de instabilidade macroeconômica. No caso do Brasil, todos estes elementos estão presentes, mesmo no período posterior à implementação do *Plano Real*. Esta talvez seja a principal razão pela qual a maioria dos modelos DSGE estimados para a economia brasileira utilize como amostra somente o período posterior à adoção do regime de metas para inflação.

Neste artigo, estimamos um modelo DSGE para o Brasil utilizando uma amostra que cobre os regimes de bandas cambiais e de metas para a inflação com câmbio flutuante. Para tal, modelamos explicitamente uma mudança na regra de política monetária na passagem de um regime para o outro. Comparamos, então, a dinâmica do modelo estimado sob os dois regimes. Como esperado, no regime de bandas cambiais o modelo é consistente com um foco da política monetária na manutenção da taxa de câmbio nominal nos níveis estabelecidos pelo BCB. Isto contrasta com o regime de metas para a inflação, no qual o modelo estimado sugere um foco na estabilização da inflação e maior suavização da trajetória da taxa de juros. Estas diferenças ficam aparentes nas respostas da economia a choques.

Em seguida, recuperamos os choques estruturais que explicam as séries de tempo das oito variáveis macroeconômicas utilizadas na estimação do modelo e construímos histórias contrafactuais do episódio de flutuação do câmbio com adoção do regime de metas para a inflação. Embora o modelo abstraia de fatores relevantes, boa parte dos resultados contrafactuais nos parece plausível. Em particular, nossos resultados sugerem que o primeiro semestre de 1998 pode ter oferecido a janela ideal para uma transição relativamente suave do sistema de bandas cambiais para o regime de metas para a inflação com câmbio flutuante.

Conforme mencionamos em mais de uma ocasião, a análise dos nossos resultados deve levar em conta uma série de ressalvas importantes. A principal delas, na nossa visão, é o fato de que o modelo abstrai da dimensão fiscal. Como exemplo de uma possível implicação desta simplificação, note que nossa estimação recupera uma série de choques exógenos no prêmio de risco que, inevitavelmente, gera forte pressão para desvalorização do câmbio no primeiro trimestre de 1999. Entretanto, pode-se argumentar que este choque é algo endógeno uma vez que o prêmio de risco observado neste e em outros episódios refletia uma preocupação com a trajetória da política fiscal. Além disso, a forte desvalorização ocorrida em janeiro de 1999 foi influenciada pela perda de reservas internacionais decorrente de intervenções no mercado de câmbio que visavam defender o regime de bandas cambiais e, por curto período de tempo, a chamada “banda diagonal endógena”.³¹

³¹ Entre o abandono do regime de bandas cambiais com ritmo de desvalorização essencialmente pré-determinado e a flutuação do câmbio, o BCB tentou implementar um novo regime de bandas cambiais. A chamada banda diagonal endógena

Com alterações relevantes no modelo, os choques estruturais estimados poderiam mudar significativamente. Como consequência, é possível que os resultados contrafactuais também mudassem de maneira importante. Por exemplo, com uma modelagem que relacione o prêmio de risco com a política fiscal, é possível que os choques exógenos estimados mudassem substancialmente e que esta “inevitabilidade de uma desvalorização” no primeiro trimestre de 1999 desaparecesse no novo modelo. Esta é uma questão interessante para uma pesquisa futura.

deveria ser desvalorizada em ritmo que dependeria do comportamento da taxa de câmbio. Mais especificamente, o ritmo de desvalorização seria mais forte quando o câmbio estivesse mais próximo do limite inferior da banda e mais lento quando o câmbio estivesse pressionado, próximo ao teto da banda. Este regime cambial durou apenas dois dias.

Referências

- An, S. e F. Schorfheide (2007). Bayesian Analysis of DSGE Models. *Econometric Reviews* 26(2-4), 113–172.
- Bernanke, B., J. Boivin, e P. Elias (2005). Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *The Quarterly Journal of Economics* 120(1), 387.
- Berriel, T., C. Carvalho, e R. Ihara (2013). *Que Regime Monetário-cambial?*, in Fábio Giambiagi e Cláudio Porto (orgs): *Propostas para o governo 2015-2018 - Agenda para um país próspero e competitivo*. Elsevier.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics* 12(3), 383–398.
- Cardoso, F. H. (2006). *Arte da Política: A História que Vivi*. Record.
- Carvalho, C., F. Cordeiro, e J. Vargas (2013). Just Words?: A Quantitative Analysis of the Communication of the Central Bank of Brazil. *Revista Brasileira de Economia* 67(4), 443–455.
- Cúrdia, V. e D. Finocchiaro (2013). Monetary Regime Change and Business Cycles. *Journal of Economic Dynamics and Control* 37(4), 756–773.
- Davig, T. e E. Leeper (2010). Generalizing the Taylor Principle. *American Economic Review* 97(3), 618–624.
- de Castro, M., S. Gouvea, A. Minella, R. Santos, e N. Sobrinho (2011). SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach. Working Paper Series 239, Banco Central do Brasil.
- Del Negro, M. e F. Schorfheide (2009). Inflation Dynamics in a Small Open-economy Model under Inflation Targeting: Some evidence from Chile. *Monetary Policy Under Uncertainty and Learning* 13, 511–562.
- Fernandez-Villaverde, J. (2010). The Econometrics of DSGE Models. *Journal of the Spanish Economic Association* 1(1), 3–49.
- Friedman, M. (1966). *Essays in Positive Economics*. University of Chicago Press.
- Galí, J. e T. Monacelli (2005). Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. *Review of Economic Studies* 72(3), 707–734.

- Gonçalves, C. E. (2015). Too Tight and Too Loose: Monetary Policy in Brazil in the Last Decade. Mimeo.
- Guerron-Quintana, P. A. e J. M. Nason (2013). Bayesian Estimation of DSGE Models. *Handbook of Empirical Methods in Macroeconomics*, 486–512.
- Guiso, L., P. Sapienza, e L. Zingales (2013). Time Varying Risk Aversion. NBER Working Paper 19284.
- Hamilton, J. D. (2004). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Justiniano, A. e B. Preston (2010). Monetary Policy and Uncertainty in an Empirical Small Open-economy Model. *Journal of Applied Econometrics* 25(1), 93–128.
- Monacelli, T. (2004). Into the Mussa Puzzle: Monetary Policy Regimes and the Real Exchange Rate in a Small Open Economy. *Journal of International Economics* (62), 191–217.
- Schmitt-Grohe, S. e M. Uribe (2003). Closing Small Open Economy Models. *Journal of International Economics* 61, 163–185.
- Sims, C. (2002). Solving Linear Rational Expectations Models. *Journal of Computational Economics* 20(1-2), 1–20.
- Swanson, E. T. e J. C. Williams (2014). Measuring the Effect of the Zero Lower Bound on Medium- and Longer-Term Interest Rates. *American Economic Review* 104(10), 3154–85.
- Vilela, A. D. (2014). De Câmbio Fixo a Metas para a Inflação: Mudança Estrutural de Política Monetária em um Modelo DSGE Estimado para a Economia Brasileira. Dissertação de Mestrado, Departamento de Economia da PUC-Rio.
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices*. Princeton University Press.

A Apêndice

A.1 Aproximação de primeira ordem do modelo

Para a estimação do modelo utilizamos uma aproximação (log-)linear das condições de equilíbrio ao redor de um estado estacionário não estocástico.³² O estado estacionário do modelo é caracterizado por inflação zero, comércio balanceado e ausência de endividamento externo.

A.1.1 Equação de Euler

A log-linearização da equação (5) é direta e resulta na expressão:

$$c_t - hc_{t-1} = E_t(c_{t+1} - hc_t) - \frac{1-h}{\sigma}(i_t - E_t\pi_{t+1}) + \frac{1-h}{\sigma}(\gamma_t - E_t\gamma_{t+1}).$$

A.1.2 Equilíbrio no mercado doméstico de bens e serviços

Em primeiro lugar, log-linearizamos o índice de preços agregados (equação (8)), obtendo:

$$p_t = (1 - \alpha)p_{D,t} + \alpha p_{I,t}. \quad (13)$$

Log-linearizando a expressão dos termos de troca e tomando a primeira diferença, obtemos:

$$\Delta tot_t = \pi_{I,t} - \pi_{D,t}. \quad (14)$$

Combinando as equações (13) e (14) obtemos uma relação entre os termos de troca, a inflação dos produtos domésticos e a inflação doméstica:

$$\pi_t = \pi_{D,t} + \alpha \Delta tot_t.$$

A expressão log-linear da taxa de câmbio real é $q_t = s_t + p_t^* - p_t$ e o desvio da LPU é dado por $\psi_{I,t} = s_t + p_t^* - p_{I,t}$. Obtemos, então, uma expressão relacionando estas variáveis com os termos de troca:

$$q_t = \psi_{I,t} + (1 - \alpha)tot_t.$$

O próximo passo é log-linearizar a condição de equilíbrio no mercado doméstico de bens $Y_t = C_{D,t} + C_{D,t}^*$. Substituindo as equações de demanda doméstica (2) e demanda externa (10) nesta condição, obtemos:

$$Y_t = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{D,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \left(\frac{P_{D,t}/S_t}{P_t^*} \right)^{-\eta} Y_t^*.$$

³²Para mais detalhes sobre as equações que caracterizam o equilíbrio do modelo não-linear original e a aproximação de primeira ordem, ver Vilela (2014).

Utilizando as definições de termos de troca (ToT_t) e dos desvios dos preços importados em relação à LPU ($\Psi_{I,t}$), podemos reescrever a equação de equilíbrio no mercado doméstico de bens como:

$$Y_t = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{D,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + (\Psi_{I,t} ToT_t)^\eta Y_t^*.$$

Ao log-linearizar esta expressão, obtemos:

$$Y y_t = C_D [\eta(p_t - p_{D,t}) + c_t] + C_D^* [\eta(\psi_{I,t} + tot_t) + y_t^*].$$

Da equação do consumo agregado (1) obtemos as relações de estado estacionário $C_D = (1 - \alpha)C$ e $C_I = \alpha C$. Como assumimos comércio balanceado no estado estacionário, temos exportações C_D^* iguais às importações C_I . Utilizando ainda a relação (13), podemos reescrever a expressão acima como:

$$y_t = (1 - \alpha)c_t + \alpha\eta(2 - \alpha)tot_t + \alpha\eta\psi_{I,t} + \alpha y_t^*.$$

A.1.3 Restrição orçamentária

Para a log-linearização da restrição orçamentária do consumidor representativo, incorporamos a condição de oferta líquida nula de títulos domésticos ($D_t = 0$):

$$P_t C_t + S_t B_t = S_t B_{t-1} R_{t-1}^* \Phi_{t-1}(Z_{t-1}) + W_t N_t + \Pi_{D,t} + \Pi_{I,t},$$

onde $Z_t \equiv S_t B_t / (P_t Y)$. Dados os lucros da firma produtora de bens domésticos $\Pi_{D,t} = P_{D,t}(C_{D,t} + C_{D,t}^*) - W_t N_t$ e da firma varejista importadora $\Pi_{I,t} = P_{I,t} C_{I,t} - S_t P_t^* C_{I,t}$, temos que:

$$\Pi_{D,t} + \Pi_{I,t} = P_t C_t + P_{D,t} C_{D,t}^* - S_t P_t^* C_{I,t} - W_t N_t.$$

Substituindo na restrição orçamentária, obtemos:

$$S_t B_t = S_t B_{t-1} R_{t-1}^* \Phi_{t-1}(Z_{t-1}) + P_{D,t} C_{D,t}^* - S_t P_t^* C_{I,t}.$$

Dividindo toda a equação por $P_t Y$ e utilizando as definições dos ativos externos $Z_t = \frac{S_t B_t}{P_t Y}$ e da taxa de câmbio real $Q_t = S_t P_t^* / P_t$, obtemos:

$$Z_t = Z_{t-1} \frac{Q_t}{Q_{t-1}} \frac{1}{\Pi_t^*} R_{t-1}^* \Phi_{t-1}(Z_{t-1}) + \frac{1}{Y} \left(\frac{P_{D,t}}{P_t} C_{D,t}^* - S_t \frac{P_t^*}{P_t} C_{I,t} \right),$$

onde $\Pi_t^* \equiv P_t^* / P_{t-1}$.

Substituindo as equações de demanda e manipulando a equação acima, obtém-se:

$$Z_t = Z_{t-1} \frac{Q_t}{Q_{t-1}} \frac{1}{\Pi_t^*} R_{t-1}^* \Phi_{t-1}(Z_{t-1}) + \frac{1}{Y} \left(\frac{P_{D,t}}{P_t} (\Psi_{I,t} ToT_t)^\eta Y_t^* - Q_t (1 - \alpha) \left(\frac{P_{I,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \right). \quad (15)$$

Supomos que $Z = 0$ no estado estacionário. Como consequência, vale a relação $1/\beta = R^*/\Pi^*$, obtida a partir das condições de primeira ordem do problema do agente representativo. Como a posição externa líquida Z_t pode assumir valores negativos, esta variável é linearizada (e não log-linearizada). Para o segundo termo da equação (15), utilizamos as relações já obtidas na log-linearização da condição de equilíbrio no mercado doméstico de bens ($C_D^* = Y^* = \alpha C = \alpha Y$) e chegamos na aproximação:

$$z_t = \beta^{-1}z_{t-1} + \alpha(p_{D,t} - p_t + \eta(\psi_{I,t} + tot_t) + y_t^* - q_t + \eta(p_{I,t} - p_t) - c_t).$$

Utilizando as relações $p_{D,t} - p_t = -\alpha tot_t$, $p_{I,t} - p_t = (1 - \alpha)tot_t$, $q_t = \psi_{I,t} + (1 - \alpha)tot_t$ e $y_t^* - c_t = \frac{y_t - c_t}{\alpha} - \eta(2 - \alpha)tot_t - \eta\psi_{I,t}$, obtemos a expressão final para a aproximação da restrição orçamentária:

$$z_t = \beta^{-1}z_{t-1} - \alpha(tot_t + \psi_{I,t}) + y_t - c_t.$$

A.1.4 Curva de Phillips: Produtores domésticos

A condição de primeira ordem do problema de escolha do preço ótimo de uma firma doméstica é:

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \theta_D^\tau \Theta_{t,t+\tau} y_{D,t+\tau|t} \left[X_{D,t} \left(\frac{P_{D,t+\tau-1}}{P_{D,t-1}} \right)^{\delta_D} - \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} P_{D,t+\tau} MC_{D,t+\tau} \right] = 0.$$

Dividindo a equação acima por $P_{D,t-1}$, obtemos:

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \theta_D^\tau \Theta_{t,t+\tau} y_{D,t+\tau|t} \left[\frac{X_{D,t}}{P_{D,t-1}} \Pi_{D,t-1,t+\tau-1}^{\delta_D} - \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \Pi_{D,t-1,t+\tau} MC_{D,t+\tau} \right] = 0,$$

onde $\Pi_{D,t-1,t+\tau-1} \equiv \frac{P_{D,t+\tau-1}}{P_{D,t-1}}$. No estado estacionário, o custo marginal é $MC_D = \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}$, o fator de desconto estocástico é $\Theta = \beta$ e a condição de inflação zero implica que $P_D^* = P_D = P$. Utilizando estas relações, obtemos a log-linearização da equação acima:

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\theta_D \beta)^\tau [x_{D,t} - p_{D,t-1} + \delta_D(p_{D,t+\tau-1} - p_{D,t-1}) - (mc_{D,t+\tau} + p_{D,t+\tau} - p_{D,t-1})].$$

Manipulando esta equação obtemos:

$$x_{D,t} - p_{D,t-1} = E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\theta_D \beta)^\tau [(1 - \theta_D \beta) mc_{D,t+\tau} + (1 - \delta_D \theta_D \beta) \pi_{D,t+\tau}],$$

que pode ser escrita de maneira recursiva:

$$x_{D,t} - p_{D,t-1} = (1 - \theta_D \beta) mc_{D,t} + (\theta_D \beta) E_t [x_{D,t+1} - p_{D,t}]. \quad (16)$$

A próxima etapa é obter a expressão log-linearizada do índice de preços de produtos domésticos (8):

$$p_{D,t} = (1 - \theta_D)x_{D,t} + \theta_D((1 + \delta_D)p_{D,t-1} - \delta_D p_{D,t-2}).$$

Subtraindo $p_{D,t-1}$ de ambos os lados e rearranjando, obtemos:

$$x_{D,t} - p_{D,t-1} = \frac{\pi_{D,t}}{1 - \theta_D} - \frac{\theta_D \delta_D}{1 - \theta_D} \pi_{D,t-1}.$$

Por fim, substituímos esta expressão na equação recursiva (16) para obter a curva de Phillips para a inflação de preços de produtos domésticos:

$$\pi_{D,t} - \delta_D \pi_{D,t-1} = \beta E_t(\pi_{D,t+1} - \delta_D \pi_{D,t}) + \frac{(1 - \theta_D)(1 - \theta_D \beta)}{\theta_D} mc_{D,t}.$$

A.1.5 Curva de Phillips: Firmas importadoras

O procedimento de derivação da curva de Phillips para os varejistas importadores é análogo ao apresentado acima. A expressão final é:

$$\pi_{I,t} - \delta_I \pi_{I,t-1} = \beta E_t(\pi_{I,t+1} - \delta_I \pi_{I,t}) + \frac{(1 - \theta_I)(1 - \theta_I \beta)}{\theta_I} \psi_{I,t} + \varepsilon_{cp,t}.$$

Seguindo a abordagem de Justiniano e Preston (2010), introduzimos nesta curva de Phillips um choque de custos $\varepsilon_{cp,t}$ para capturar variações ineficientes no *mark-up* e outros possíveis choques de custos.

A.1.6 Custo marginal

Para obtermos uma expressão conveniente para o custo marginal dos produtores domésticos em sua forma log-linear, trabalhamos com as seguintes equações:

$$mc_{D,t} = w_t - p_{D,t} - a_t,$$

$$w_t - p_t = \varphi n_t + \sigma(1 - h)^{-1}(c_t - h c_{t-1}),$$

$$y_{D,t} = n_t + a_t.$$

Combinando estas equações, obtemos:

$$mc_{D,t} = p_t - p_{D,t} + \varphi y_t + \sigma(1 - h)^{-1}(c_t - h c_{t-1}) - (1 + \varphi)a_t.$$

Por fim, utilizando a relação $p_t - p_{D,t} = \alpha tot_t$, chegamos à expressão final:

$$mc_{D,t} = \alpha tot_t + \varphi y_t + \sigma(1 - h)^{-1}(c_t - h c_{t-1}) - (1 + \varphi)a_t.$$

A.1.7 Paridade descoberta da taxa de juros

A log-linearização da equação (7) resulta em:

$$i_t = i_t^* + E_t s_{t+1} - s_t - \chi z_t + \phi_t.$$

A.1.8 Modelo log-linearizado completo

O sistema completo de equações log-linearizadas utilizadas na estimação é:

- *Equação de Euler*

$$c_t - hc_{t-1} = E_t(c_{t+1} - hc_t) - \frac{1-h}{\sigma}(i_t - E_t\pi_{t+1}) + \frac{1-h}{\sigma}(\gamma_t - E_t\gamma_{t+1}).$$

- *Equilíbrio no mercado de bens*

$$y_t = (1 - \alpha)c_t + \alpha\eta(2 - \alpha)tot_t + \alpha\eta\psi_{I,t} + \alpha y_t^*.$$

- *Termos de troca*

$$\Delta tot_t = \pi_{I,t} - \pi_{D,t}.$$

- *Relação entre taxa de câmbio real e termos de troca:*

$$q_t = \psi_{I,t} + (1 - \alpha)tot_t.$$

- *Relação entre taxas de câmbio real e nominal*

$$q_t = q_{t-1} + s_t - s_{t-1} + \pi_t^* - \pi_t.$$

- *Curva de Phillips: Produtores domésticos*

$$\pi_{D,t} - \delta_D\pi_{D,t-1} = \beta E_t(\pi_{D,t+1} - \delta_D\pi_{D,t}) \frac{(1 - \theta_D)(1 - \theta_D\beta)}{\theta_D} mc_{D,t},$$

onde:

$$mc_{D,t} = \alpha tot_t + \varphi y_t + \sigma(1 - h)^{-1}(c_t - hc_{t-1}) - (1 + \varphi)a_t.$$

- *Curva de Phillips: Firms importadores*

$$\pi_{I,t} - \delta_I\pi_{I,t-1} = \beta E_t(\pi_{I,t+1} - \delta_I\pi_{I,t}) + \frac{(1 - \theta_I)(1 - \theta_I\beta)}{\theta_I}\psi_{I,t} + \varepsilon_{cp,t}.$$

- *Relação entre inflação e termos de troca*

$$\pi_t = \pi_{D,t} + \alpha \Delta tot_t.$$

- *Restrição orçamentária*

$$z_t = \beta^{-1} z_{t-1} - \alpha(tot_t + \psi_{I,t}) + y_t - c_t.$$

- *Paridade descoberta da taxa de juros*

$$i_t = i_t^* + E_t s_{t+1} - s_t - \chi z_t + \phi_t.$$

- *Regras de política monetária*

- *Regime de bandas cambiais*

$$i_t = \rho_{i,1}^{FX} i_{t-1} + \rho_{i,2}^{FX} i_{t-2} + (1 - \rho_{i,1}^{FX} - \rho_{i,2}^{FX})(\lambda_{\pi}^{FX} \pi_t + \lambda_y^{FX} y_t + \lambda_s^{FX}(s_t - s_{c,t})) + \varepsilon_{i,t}^{FX}.$$

- *Regime de metas para a inflação*

$$i_t = \rho_{i,1}^{IT} i_{t-1} + \rho_{i,2}^{IT} i_{t-2} + (1 - \rho_{i,1}^{IT} - \rho_{i,2}^{IT})(\lambda_{\pi}^{IT} \pi_t + \lambda_y^{IT} y_t + \lambda_s^{IT} \Delta s_t) + \varepsilon_{i,t}^{IT}.$$

- *Sector externo*

$$A_0 \begin{bmatrix} Y_t^* \\ \pi_t^* \\ i_t^* \end{bmatrix} = A_1 \begin{bmatrix} Y_{t-1}^* \\ \pi_{t-1}^* \\ i_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_y^* \\ \varepsilon_{\pi}^* \\ \varepsilon_i^* \end{bmatrix}$$

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{0,\pi y} & 1 & 0 \\ a_{0,iy} & a_{0,i\pi} & 1 \end{bmatrix} \quad A_1 = \begin{bmatrix} a_{1,yy} & a_{1,y\pi} & a_{1,yi} \\ a_{1,\pi y} & a_{1,\pi\pi} & a_{1,\pi i} \\ a_{1,iy} & a_{1,i\pi} & a_{1,ii} \end{bmatrix}.$$

- *Choques estruturais*

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \sigma_a \epsilon_{a,t},$$

$$\gamma_t = \rho_{\gamma} \gamma_{t-1} + \sigma_{\gamma} \epsilon_{\gamma,t},$$

$$\varepsilon_{cp,t} = \rho_{cp} \varepsilon_{cp,t-1} + \sigma_{cp} \epsilon_{cp,t},$$

$$\phi_t = \rho_{\phi} \phi_{t-1} + \sigma_{\phi} \epsilon_{\phi,t},$$

$$\varepsilon_{i,t}^r = \sigma_{i,r} \epsilon_{i,t}, \quad r = FX, IT,$$

$$\varepsilon_{y^*,t} = \sigma_{y^*} \epsilon_{y^*,t}, \quad \varepsilon_{\pi^*,t} = \sigma_{\pi^*} \epsilon_{\pi^*,t}, \quad \varepsilon_{i^*,t} = \sigma_{i^*} \epsilon_{i^*,t}.$$

As inovações ϵ são i.i.d. $N(0, 1)$ e independentes entre si.

A.2 Detalhes da estimação

Estimamos o modelo através de métodos Bayesianos. As principais etapas da estimação serão discutidas brevemente em seguida. An e Schorfheide (2007), Fernandez-Villaverde (2010) e Guerron-Quintana e Nason (2013) apresentam uma exposição detalhada destes métodos e uma revisão abrangente dos desenvolvimentos recentes na área.

O objetivo da estimação Bayesiana é caracterizar a distribuição *a posteriori* $P(\theta | \{\Upsilon^{obs}\}_t^T)$ dos parâmetros θ do modelo DSGE condicional aos dados da amostra $\{\Upsilon^{obs}\}_t^T$. Para isto, explora-se o fato de que a distribuição *a posteriori* é proporcional à função de verossimilhança do modelo DSGE $L(\{\Upsilon^{obs}\}_t^T | \theta)$, multiplicada pela distribuição *a priori* $P(\theta)$ atribuída aos parâmetros:

$$P(\theta | \{\Upsilon^{obs}\}_t^T) \propto L(\{\Upsilon^{obs}\}_t^T | \theta) \times P(\theta).$$

Com a aplicação do filtro de Kalman na representação estado-espço do modelo, pode-se calcular a sua função de verossimilhança que, combinada com a distribuição *a priori*, permite a avaliação do valor da função de densidade *a posteriori* (a menos de uma constante de proporcionalidade).

Utilizando métodos de otimização numérica,³³ obtemos uma estimativa aproximada da moda da distribuição *a posteriori* dos parâmetros estruturais. Em seguida, utilizamos esta estimativa como ponto de partida para o algoritmo RW-MH-MCMC (*Random Walk Metropolis Hastings - Markov Chain Monte Carlo*) obtendo uma amostra simulada da distribuição *a posteriori*.³⁴

Valores pontuais para os parâmetros reunidos em θ podem ser obtidos com base em estatísticas de localização como a média ou mediana da distribuição *a posteriori*, ou sua moda global. De maneira similar, medidas de incerteza a respeito dos parâmetros estruturais podem ser obtidas computando-se o desvio padrão ou intervalos de probabilidade com base na amostra da distribuição *a posteriori* obtida via simulação.

A.2.1 Filtro de Kalman com mudança de regime

Para incorporar a mudança de regime na estimação utilizamos a abordagem proposta por Cúrdia e Finocchiaro (2013). O ponto de partida consiste em reescrever a distribuição *a posteriori* considerando explicitamente as sub-amostras referentes a cada regime de política monetária:

$$P(\theta | \{\Upsilon^{obs}\}_t^T) \propto L(\Upsilon_{t \in FX}^{obs} | \theta) \times L(\Upsilon_{t \in IT}^{obs} | \theta) \times P(\theta),$$

onde $L(Y_{t \in FX}^{Tobs} | \theta)$ e $L(Y_{t \in IT}^{Tobs} | \theta)$ correspondem às funções de verossimilhança dos dados para os períodos amostrais correspondentes ao regime de bandas cambiais e regime de metas para a inflação, respectiva-

³³Utilizamos o algoritmo de otimização *csmmwel.m* elaborado por Chris Sims, disponível em <http://sims.princeton.edu/yftp/optimize>.

³⁴Utilizamos três cadeias de 200.000 observações para realização de testes de convergência da simulação da *posterior*.

mente, calculadas com a utilização do filtro de Kalman.

Iniciamos o procedimento recursivo aplicando o filtro de Kalman na representação estado-espço correspondente ao regime de bandas cambiais, reproduzida em seguida:

$$\Upsilon_t = A^{FX}(\theta)\Upsilon_{t-1} + B^{FX}(\theta)\epsilon_t,$$

$$\Upsilon_t^{obs} = C\Upsilon_t.$$

Dada a hipótese de normalidade dos choques exógenos ϵ_t , temos, para cada período de tempo:

$$\Upsilon_t^{obs} | \{\Upsilon_j^{obs}\}_{j=1}^{t-1} \sim N(\mu_t(\theta), \Sigma_t(\theta)),$$

onde $\mu_t(\theta)$ e $\Sigma_t(\theta)$ são, respectivamente, a média e variância condicionais de Υ_t^{obs} , calculadas através do filtro de Kalman.

O procedimento é iniciado com a atribuição de condições iniciais para o vetor de estados Υ_t . Para a média $\Upsilon_{0|0}$, utilizamos um vetor de zeros. Para a variância $\mathcal{P}_{0|0}$, utilizamos a variância incondicional de Υ_t . Iteramos, então, a recursão do filtro de Kalman “para a frente”, até o último período do regime de bandas cambiais. Formalmente:

$$\Upsilon_{t|t-1} = A^{FX}\Upsilon_{t-1|t-1}$$

$$\mathcal{P}_{t|t-1} = A^{FX}\mathcal{P}_{t-1|t-1}(A^{FX})' + B^{FX}(B^{FX})'$$

$$K_t = \mathcal{P}_{t|t-1}C'(C\mathcal{P}_{t|t-1}C')^{-1}$$

$$\Upsilon_{t|t} = \Upsilon_{t|t-1} + K_t u_t$$

$$\mathcal{P}_{t|t} = (I - K_t C)\mathcal{P}_{t|t-1},$$

onde u_t são os erros de previsão um passo à frente:

$$u_t = \Upsilon_t^{obs} - C\Upsilon_{t|t-1}.$$

A cada período, computamos o erro de previsão e a função de log-verossimilhança, de acordo com:

$$l_t = -\frac{T}{2}\ln(2\pi) - \ln|\Sigma_{u,t}^{-1}| + u_t'\Sigma_{u,t}u_t,$$

onde:

$$\Sigma_{u,t} = u_t u_t'.$$

Ao final da recursão, calculamos a log-verossimilhança da sub-amostra correspondente ao regime de

bandas cambiais:

$$\mathcal{L}^{FX} = \sum_{t \in FX} l_t.$$

Na transição para o período correspondente ao regime de metas para a inflação, o estado inicial da economia utilizado na recursão corresponde ao último estado do regime de bandas cambiais. Assim, para a média utilizamos o vetor de estados do último período do regime de bandas cambiais e para a variância utilizamos o \mathcal{P}_t correspondente.

Definido o estado inicial, procedemos recursivamente, de maneira análoga à que fizemos para o regime anterior, mas utilizando a representação estado-espço associada ao regime de metas para a inflação. Portanto, deste período em diante, temos:

$$\begin{aligned}\Upsilon_{t|t-1} &= A^{IT} \Upsilon_{t-1|t-1} \\ \mathcal{P}_{t|t-1} &= A^{IT} \mathcal{P}_{t-1|t-1} (A^{IT})' + B^{IT} (B^{IT})' \\ K_t &= \mathcal{P}_{t|t-1} C' (C \mathcal{P}_{t|t-1} C')^{-1} \\ \Upsilon_{t|t} &= \Upsilon_{t|t-1} + K_t u_t \\ \mathcal{P}_{t|t} &= (I - K_t C) \mathcal{P}_{t|t-1}.\end{aligned}$$

Ao final da recursão, computamos a log-verossimilhança da sub-amostra correspondente ao regime de metas para a inflação, obtida de maneira análoga à descrita para o regime anterior:

$$\mathcal{L}^{IT} = \sum_{t \in IT} l_t.$$

A.2.2 Distribuição *a priori*

A estimação do modelo por métodos Bayesianos requer a especificação da distribuição *a priori* para os parâmetros estruturais. Seleccionamos as famílias paramétricas das *priors* para impor restrições ao suporte de cada parâmetro. Utilizamos a distribuição beta para parâmetros restritos ao intervalo entre zero e um, a distribuição gama ou gama inversa para parâmetros que assumem valores positivos e a distribuição normal para parâmetros sem limites naturais.

Para a definição de tendência central e dispersão, agrupamos os parâmetros estruturais em duas categorias: a primeira corresponde aos parâmetros referentes a preferências, tecnologia, fricções reais, rigidez nominal e políticas monetárias; a segunda engloba os parâmetros que caracterizam os choques exógenos. Para o primeiro grupo, as distribuições *a priori* são, em geral, informativas. Para o segundo grupo, a estratégia é atribuir modas razoáveis e uma densidade mais difusa – ou seja, uma distribuição *a priori* menos informativa.

Estimamos 28 parâmetros e as principais características da distribuição *a priori* atribuída a cada um deles são apresentadas na Tabela 3. Utilizamos como principal referência as distribuições *a priori* utilizadas por de Castro et al. (2011) no modelo SAMBA – um modelo DSGE de larga escala para a economia brasileira elaborado e estimado pelos autores.

Portanto, seguindo o modelo SAMBA, atribuímos ao inverso da elasticidade de substituição intertemporal (σ), uma distribuição gama com moda 1.30 e desvio padrão pequeno. Ao parâmetro h , referente à formação de hábito no consumo, uma distribuição beta com moda 0.85 e baixo desvio padrão. Ao parâmetro χ , a elasticidade do prêmio de risco ao endividamento externo, atribuímos uma distribuição gama com moda 0.02 e desvio padrão 0.01.

Ainda seguindo de Castro et al. (2011), atribuímos aos parâmetros de Calvo θ_D e θ_I , correspondentes à rigidez nominal, uma distribuição beta com moda 0.65 e desvio padrão de 0.1. Para os parâmetros de indexação de preços δ_I e δ_D utilizamos também uma distribuição beta com moda 0.65 e desvio padrão de 0.2, visando uma distribuição mais difusa.

Para a elasticidade de substituição entre produtos domésticos e importados (η), seguimos Justiniano e Preston (2010) e utilizamos uma distribuição gama com moda 1.0 e desvio padrão 0.5, devido às diferentes estimativas encontradas para este parâmetro em trabalhos empíricos.

Em relação aos parâmetros da regra de política monetária utilizamos distribuições idênticas e relativamente difusas para os dois regimes, de modo que as diferenças observadas após a estimação possam ser atribuídas à informação contida nos dados. Para os parâmetros $\rho_{i,1}$ e $\rho_{i,2}$, referentes à suavização da taxa de juros, atribuímos uma distribuição beta com moda 0.6 e desvio padrão de 0.15. Seguindo Cúrdia e Finocchiaro (2013), atribuímos aos parâmetros λ_π , λ_y e λ_s (e $\lambda_{\Delta s}$), distribuições gama com modas 2.0, 0.25 e 1.5 (com desvios padrão 0.5, 0.1 e 0.5), respectivamente.

Para os parâmetros relacionados aos choques, seguimos novamente o modelo SAMBA e adotamos distribuições relativamente mais difusas. Para os coeficientes autorregressivos, utilizamos distribuição beta com moda 0.5 e desvio padrão de 0.25, enquanto para os parâmetros relacionados à variância dos choques exógenos, a distribuição atribuída é a gama inversa com moda 1.0 e desvio padrão de 0.75.

Por fim, alguns parâmetros foram calibrados. Seguindo de Castro et al. (2011), o fator de desconto intertemporal (β) foi fixado em 0.989.³⁵ A elasticidade (Frisch) da oferta de trabalho (φ^{-1}) foi fixada em 1.0. Por último, o parâmetro α , que pode ser interpretado como o grau de abertura da economia, foi fixado em 0.25, que corresponde à razão entre o volume da corrente de comércio exterior (importações somadas às exportações anuais) e o PIB brasileiro no período amostral.³⁶

³⁵Aqui haveria uma restrição relacionando β com a taxa de juros e a inflação externas no estado estacionário (ver Seção A.1.3). Entretanto, optamos por não impor esta restrição, estimar o bloco externo separado e calibrar o fator de desconto intertemporal em conformidade com o modelo SAMBA.

³⁶A elasticidade de substituição entre as variedades de bens e produtos (ε) não afeta a aproximação de primeira ordem do modelo.

Tabela 3: Distribuições marginais *a priori* e *a posteriori* dos parâmetros.

Parâmetro	Detalhes da distribuição <i>a priori</i>			Distribuição <i>a posteriori</i>	
	Família Paramétrica	Moda	DP	Moda**	DP
h	Beta	0.85	0.05	0.68	0.05
σ	Gama	1.30	0.05	1.27	0.05
η	Gama	1.00	0.50	0.58	0.03
δ_D	Beta	0.65	0.20	0.07	0.06
θ_D	Beta	0.65	0.10	0.82	0.02
δ_I	Beta	0.65	0.20	0.13	0.08
θ_I	Beta	0.65	0.10	0.92	0.01
χ	Gama	0.02	0.01	0.02	0.01
ρ_a	Beta	0.50	0.25	0.79	0.10
ρ_γ	Beta	0.50	0.25	0.60	0.10
ρ_{cp}	Beta	0.50	0.25	0.12	0.11
ρ_ϕ	Beta	0.50	0.25	0.88	0.02
σ_a	Gama Inv	1.00	0.75	5.57	1.64
σ_γ	Gama Inv	1.00	0.75	10.34	1.79
σ_{cp}	Gama Inv	1.00	0.75	2.08	0.27
σ_ϕ	Gama Inv	1.00	0.75	1.10	0.17
$\rho_{i,1}^{FX}$	Beta	0.60	0.15	0.31	0.10
$\rho_{i,2}^{FX}$	Beta	0.60	0.15	0.33	0.10
λ_π^{FX}	Gama	2.00	0.50	1.52	0.35
λ_y^{FX}	Gama	0.25	0.10	0.28	0.10
λ_s^{FX}	Gama	1.50	0.50	1.96	0.47
σ_i^{FX}	Gama Inv	1.00	0.75	1.73	0.34
$\rho_{i,1}^{IT}$	Beta	0.60	0.15	0.54	0.08
$\rho_{i,2}^{IT}$	Beta	0.60	0.15	0.30	0.08
λ_π^{IT}	Gama	2.00	0.50	1.99	0.41
λ_y^{IT}	Gama	0.25	0.10	0.70	0.15
$\lambda_{\Delta s}^{IT}$	Gama	1.50	0.50	0.31	0.09
σ_i^{IT}	Gama Inv	1.00	0.75	0.79	0.09

Obs: ** Moda global da distribuição conjunta *a posteriori*.

A.2.3 Estimação: Alguns resultados adicionais

A Tabela 3 (acima) reporta a moda e o desvio padrão de cada parâmetro com base na distribuição *a posteriori*. Apresentamos, em primeiro lugar, os parâmetros invariantes e, em seguida, os parâmetros de política monetária de cada regime. A comparação entre as distribuições *a priori* e *a posteriori* dos parâmetros da regra de política monetária também pode ser visualizada nas Figuras 11 e 12.

A.2.4 Decomposição de variância

As Tabelas 4 e 5 apresentam a decomposição de variância para horizontes de 1, 4 e 20 trimestres. Cada linha reporta a contribuição relativa dos choques indicados em cada coluna para a variância da variável em questão.

A.3 Detalhes do procedimento para recuperação dos choques estruturais

Para recuperar os choques que, segundo o modelo, afetaram a economia brasileira no período amostral, tomamos como ponto de partida o algoritmo de suavização de Kalman. Dada a amostra utilizada na estimação, este algoritmo itera a dinâmica da representação estado-espço do modelo estimado e recupera choques que, quando propagados através do mesmo, reproduzem as séries de tempo observadas. Para este procedimento, atribuímos a cada parâmetro estrutural do modelo o seu respectivo valor na moda global da distribuição *a posteriori*.

Em decorrência da quebra de regime monetário, a aplicação do suavizador de Kalman padrão não recupera os choques corretamente no nosso caso. Isto ocorre porque o algoritmo padrão pressupõe uma única representação estado-espço para toda a amostra. Para resolver este problema, utilizamos os choques recuperados com a implementação do suavizador padrão como estimativas iniciais dos choques estruturais verdadeiros. Em seguida, utilizamos estas estimativas para inicializar um procedimento de minimização da distância entre as séries simuladas propagando choques através do modelo e os dados observados.³⁷

³⁷ O procedimento de minimização consegue zerar esta distância, recuperando assim sequências de choques de estruturais que, quando propagados através do modelo estimado, produzem séries iguais às oito séries macroeconômicas utilizadas na estimação.

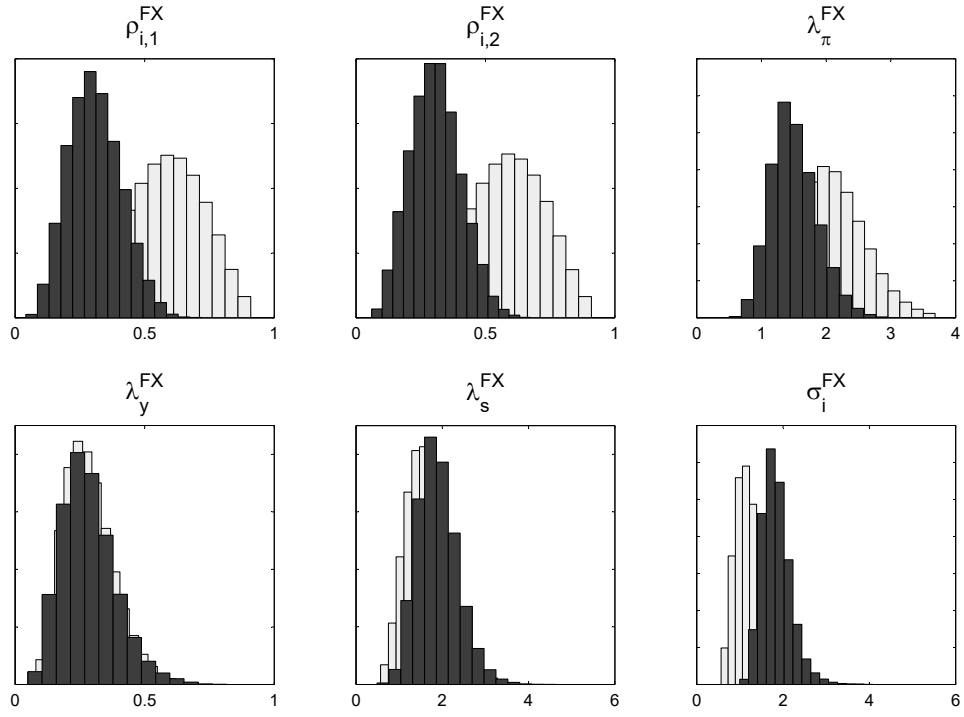


Figura 11: Distribuições marginais *a priori* (cor clara) e *a posteriori* (cor escura) - Regime de bandas cambiais.

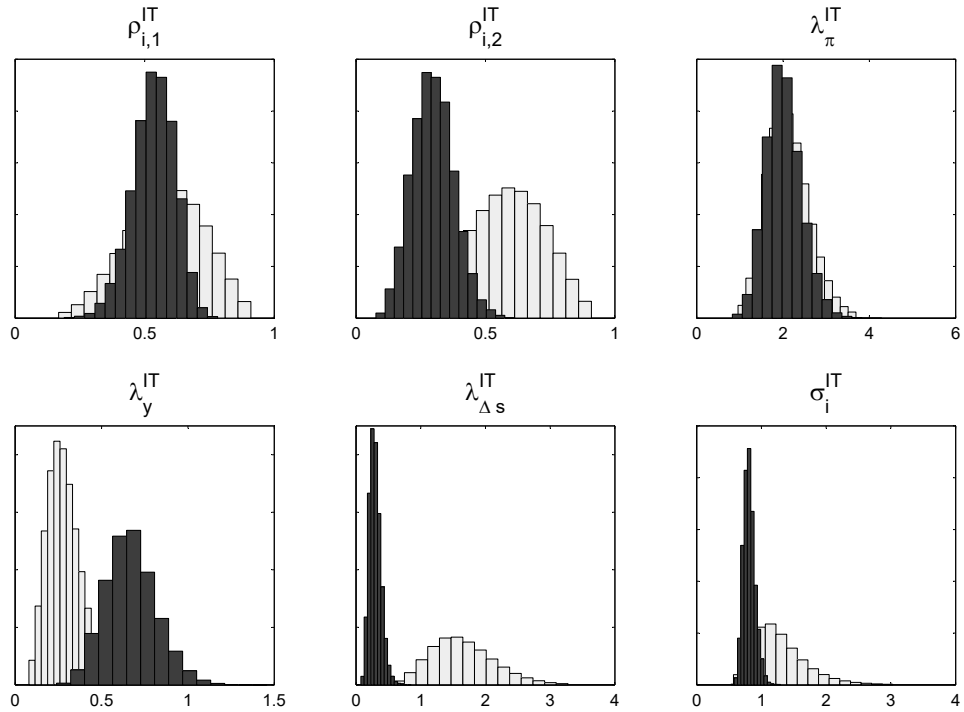


Figura 12: Distribuições marginais *a priori* (cor clara) e *a posteriori* (cor escura) - Regime de metas para a inflação.

Tabela 4: Decomposição de variância – Regime de bandas cambiais

	ϵ_i	ϵ_a	ϵ_γ	ϵ_ϕ	ϵ_{cp}	ϵ_{y^*}	ϵ_{π^*}	ϵ_{i^*}
1 trim.								
y	3.45	3.83	72.54	13.33	2.43	3.47	0.19	0.76
π	0.07	42.87	11.49	14.27	27.44	3.15	0.15	0.57
i	56.29	1.81	1.31	33.29	1.22	0.81	0.17	5.11
tot	0.02	22.92	6.19	8.32	60.72	1.44	0.00	0.39
s	32.65	4.15	3.33	50.33	3.91	0.16	0.01	5.47
4 trim.								
y	1.00	13.44	54.07	24.50	2.41	2.95	0.23	1.39
π	0.07	45.11	8.99	16.36	22.71	5.92	0.30	0.55
i	28.63	2.30	2.27	57.30	0.83	1.52	0.10	7.04
tot	0.01	43.82	5.28	17.67	27.71	4.80	0.01	0.71
s	23.20	3.93	3.34	58.67	4.64	0.89	0.12	5.21
20 trim.								
y	0.61	36.12	35.04	21.87	2.01	2.96	0.29	1.11
π	0.09	40.15	12.03	20.56	19.08	6.96	0.37	0.75
i	19.39	1.88	1.96	68.00	0.73	1.94	0.11	6.00
tot	0.16	43.02	6.83	12.37	11.20	26.03	0.02	0.37
s	21.12	7.44	4.30	56.06	4.59	1.51	0.16	4.82

Tabela 5: Decomposição de variância – Regime de metas para a inflação

	ϵ_i	ϵ_a	ϵ_γ	ϵ_ϕ	ϵ_{cp}	ϵ_{y^*}	ϵ_{π^*}	ϵ_{i^*}
1 trim.								
y	16.97	2.02	63.27	15.95	0.22	0.37	0.01	1.20
π	1.67	65.08	8.96	1.05	22.11	1.08	0.02	0.03
i	42.53	23.26	4.01	27.48	0.37	0.46	0.07	1.83
tot	0.02	18.00	5.47	5.32	68.70	2.28	0.02	0.19
s	10.74	3.49	2.99	66.70	7.06	4.68	0.32	4.02
4 trim.								
y	14.04	19.83	58.00	6.93	0.32	0.37	0.02	0.48
π	1.63	73.90	6.35	1.15	15.33	1.60	0.03	0.03
i	22.53	40.06	17.58	16.74	1.77	0.30	0.04	1.00
tot	0.07	33.72	5.06	17.50	33.92	9.03	0.08	0.61
s	9.21	7.71	2.51	62.16	7.88	6.99	0.58	2.97
20 trim.								
y	12.03	37.87	39.45	6.34	2.94	0.98	0.02	0.36
π	1.65	71.26	8.35	1.09	15.18	2.41	0.03	0.04
i	16.94	42.37	20.42	13.95	3.82	1.73	0.03	0.73
tot	4.35	12.26	1.80	27.38	15.20	37.64	0.26	1.12
s	7.49	36.98	0.95	34.60	6.08	11.58	1.06	1.25