

UTILIZANDO UM MODELO DSGE PARA AVALIAR OS EFEITOS MACROECONÔMICOS DOS RECOLHIMENTOS COMPULSÓRIOS NO BRASIL¹

Waldyr Dutra Areosa²

Christiano Arrigoni Coelho³

O objetivo deste artigo é estimar um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) para fazer uma avaliação quantitativa dos impactos macroeconômicos dos recolhimentos compulsórios quando comparados aos da taxa de juros de curto prazo. Para tal, estimou-se uma versão modificada do modelo proposto por Gertler e Karadi (2011), incorporando os recolhimentos compulsórios, utilizando a metodologia Bayesiana. No modelo estimado, existe uma restrição de alavancagem endógena imposta pelos depositantes aos bancos como forma de lidar com um problema de risco moral e com os recolhimentos compulsórios que afetam essa alavancagem máxima. Com os parâmetros do modelo estimados e calibrados para o Brasil, simularam-se as respostas das principais variáveis macroeconômicas às variações inesperadas na alíquota do compulsório e na taxa básica de juros. Os resultados mostram que uma variação de 10% na alíquota dos recolhimentos compulsórios tem um impacto macroeconômico bem inferior a uma variação de 1% ao ano da taxa básica de juros, o que coloca dúvidas em relação à eficácia do uso dos recolhimentos compulsórios como instrumento de política monetária.

Palavras-chave: fricções de crédito; instrumentos de política monetária; regras de juros; recolhimentos compulsórios.

JEL: E50, E58.

1 INTRODUÇÃO

Após a crise do *subprime* de 2007-2008, ficou claro que a prática convencional de política monetária não foi suficiente para lidar com os fortes efeitos das crises financeiras sobre a economia real. Os principais modelos usados por acadêmicos até a crise ignoravam os efeitos das imperfeições do mercado financeiro sobre as variáveis macroeconômicas. Apesar de reconhecer a possibilidade da existência de tais fricções, a maior parte dos modelos supunha que essas fricções não eram quantitativamente relevantes, o que significava que os mercados financeiros não tinham qualquer papel na geração ou propagação das flutuações macroeconômicas. Nesses modelos, a taxa de juros que tomadores de empréstimos pagam em suas dívidas sempre seguiria a taxa de juros controlada pelo Banco Central (BCB), o que implicitamente supunha que o *spread* entre essas taxas de juros era constante.

1. Este artigo não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Central do Brasil (BCB). As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente dos autores e não refletem, necessariamente, a visão do BCB.

2. Assessor Sênior, Departamento de Estudos e Pesquisas, BCB; Departamento de Economia, PUC-Rio, Brasil. E-mail: <waldyr.dutra@bcb.gov.br>.

3. Departamento de Economia, IBMEC-RJ; Faculdade de Ciências Econômicas (FCE), Departamento de Análise Econômica (DAE), Universidade Estadual do Rio de Janeiro (UERJ), Brasil. E-mail: <christiano.coelho@ibmecrj.br>.

Antes da crise havia um amplo consenso entre *policy makers* de que o tripé formado pelo seguro depósito, requerimentos de capital e supervisão bancária haviam sido bem sucedidos em conter a instabilidade inerente aos mercados financeiros. Porém, como é conhecido agora, o excesso de alavancagem do sistema financeiro (principalmente bancos de investimento) foi uma fonte e um mecanismo de propagação de choques crucial na última crise. Dado isso, alguns importantes economistas argumentaram que uma política monetária excessivamente frouxa foi uma das causas do excesso de alavancagem do sistema financeiro.⁴ Esses fatos trouxeram alguns desafios tanto para a literatura macroeconômica quanto para os *policy makers* relacionados à construção de modelos com melhores descrições do chamado canal de crédito da política monetária.

Logo, os novos modelos a serem desenvolvidos deveriam apresentar a presença de fricções no mercado de crédito inspiradas por aquelas observadas durante a crise, mais especificamente aquelas entre bancos e seus credores, fazendo com que o *spread* varie endogenamente de uma forma mais condizente com o que foi observado empiricamente durante a crise.

Assim sendo, a literatura macroeconômica passou a desenvolver uma nova geração de modelos com assimetria de informação entre bancos e seus credores. Um desses modelos é aquele desenvolvido por Gertler e Karadi (2011). Como esse modelo foca na fricção entre bancos e credores, ele é facilmente adaptável para a construção de um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE), no qual os recolhimentos compulsórios tenham efeitos reais não desprezíveis e ao mesmo tempo não seja necessária a inclusão de fricções monetárias. Isso é importante para aqueles interessados em utilizar modelos microfundamentados imunes a crítica de Lucas para se estimar efeitos quantitativos de variações nos instrumentos de política monetária e se manter na tradição novo keynesiana de focar na rigidez microfundamentada de preços e salários para explicar flutuações macroeconômicas.

Como mostrado em Cavalcanti e Vonbun (2014), nos últimos vinte anos o BCB utilizou frequentemente os recolhimentos compulsórios como instrumento de política monetária, além de utilizá-los para outros propósitos. Logo, a estimação empírica precisa dos efeitos macroeconômicos dos recolhimentos compulsórios assim como a aferição da sua eficácia em relação à taxa básica de juros – usualmente o instrumento utilizado – são questões muito relevantes para a condução de política monetária no Brasil.

4. Taylor (2007) argumentou que nos Estados Unidos, a demanda por imóveis residenciais é sensível a taxa de juros do *money market* e que a política monetária acomodatória do Federal Reserve de 2001 provavelmente contribuiu para o aumento na demanda por imóveis residenciais e no preço dos ativos. Similarmente, White (2009) conjecturou que quando o boom de mercado de ações do final dos anos 90 colapsou e em resposta as taxas de juros foram fortemente reduzidas, “as sementes do *boom* e *bust* do mercado imobiliário foram plantadas.”

O objetivo deste artigo é calibrar e estimar os parâmetros do modelo adaptado de Gertler e Karadi (2011) com a inclusão dos recolhimentos compulsórios para a economia brasileira entre o terceiro trimestre de 1999 e o quarto trimestre de 2013, para assim se fazer uma comparação quantitativa da eficácia dos recolhimentos compulsórios em relação à taxa básica de juros como instrumento de política monetária. Então, com os parâmetros calibrados e estimados, simula-se o modelo para se obter as respostas das principais variáveis macroeconômicas a choques na taxa de juros e nos recolhimentos compulsórios e compará-las. Nossos resultados mostram que os efeitos macroeconômicos dos recolhimentos compulsórios são bem inferiores aos observados para a taxa básica de juros. Logo, alguma outra razão fora da condução da política monetária (por exemplo, estabilidade financeira) deve ser usada para justificar a variabilidade observada da alíquota dos recolhimentos compulsórios no Brasil nos últimos vinte anos.

Quanto à literatura relacionada, Bernanke, Gertler, e Gilchrist (1999) permanece o *benchmark* para modelos DSGE com fricções financeiras. Como em Bernanke e Gertler (1989), Kiyotaki e Moore (1997) e outros, eles endogenizam as fricções no mercado financeiro introduzindo um problema de agência entre tomadores e emprestadores, criando uma cunha entre o custo de financiamento externo e o custo de oportunidade do financiamento interno, aumentando o custo geral de crédito que um tomador enfrenta. Esse *external finance premium* diminui com o percentual de ganho do tomador no resultado de um projeto de investimento.

A literatura supracitada foca nas restrições de crédito enfrentadas por instituições não financeiras. A evidência sugere que o rompimento da intermediação é uma característica crucial tanto da crise recente quanto de outras crises passadas.⁵ Logo, o foco da literatura corrente passou a ser a intermediação financeira. Exemplos dessa literatura são Curdia e Woodford (2010), Gertler e Kiyotaki (2010) e Gertler e Karadi (2011). Focou-se, aqui, no trabalho de Gertler e Karadi (2011). Os autores desenvolvem um modelo DSGE quantitativo monetário com intermediários financeiros que enfrentam restrições endógenas no tamanho dos seus balanços. Introduziram-se recolhimentos compulsórios nesse arcabouço e estimou-se o modelo resultante usando dados brasileiros.

O texto está organizado da seguinte forma: na seção 2 o modelo teórico é apresentado, enquanto os dados e a estratégia de estimação são apresentados na seção 3. Os principais resultados deste trabalho encontram-se na seção 4, na qual se utilizam os parâmetros estimados para a economia brasileira para mostrar as respostas das variáveis macroeconômicas aos choques de política monetária (taxa de juros e recolhimentos compulsórios). Por fim, na seção 5 apresenta-se a conclusão e possíveis extensões do trabalho.

5. Para uma descrição do rompimento da intermediação financeira durante as crises recentes, veja Brunnermeier (2009), Gorton (2009) e Bernanke (2009).

2 MODELO

O modelo de Gertler e Karadi (2011) foi usado com uma pequena modificação para incluir recolhimentos compulsórios. Nesse modelo existem cinco tipos de agentes além do BCB: famílias, intermediários financeiros, firmas produtoras de capital, firmas produtoras de bens intermediários e firmas produtoras de bens finais.

A estrutura deste modelo é semelhante à de modelos DSGE novo keynesianos tradicionais.⁶ A principal diferença é a inclusão de um problema de agência no processo de intermediação financeira, o que restringe a habilidade dos intermediários financeiros em obter fundos das famílias. Além disso, os autores incluem distúrbios exógenos na qualidade do capital, o que é uma fonte potencial de flutuação econômica que é amplificada pela presença de fricções financeiras. Como resultado, se há um decréscimo na qualidade do capital, haverá uma piora nos problemas de agência e uma diminuição na oferta de crédito, e assim uma amplificação dos efeitos macroeconômicos do choque inicial. Como uma extensão, recolhimentos compulsórios mínimos são introduzidos no modelo.

Nas próximas subseções, as principais características do modelo serão apresentadas, com especial ênfase nas fundamentações microeconômicas da decisão de cada agente econômico.⁷ Para facilitar referências futuras, o modelo resumido pode ser encontrado no quadro A.1, as descrições das variáveis podem ser encontradas no quadro A.2, enquanto que os parâmetros podem ser encontrados no quadro A.3.

2.1 Famílias

Existe um contínuo de famílias de medida unitária. Estas famílias decidem de forma ótima a alocação intertemporal e intratemporal do consumo, poupança e trabalho. Assim, se a taxa de juros real *ex ante* está elevada, as famílias preferem diminuir o consumo corrente e alocar mais consumo no futuro, ou seja, poupar mais. Além disso, quanto maior o salário real, mais horas de trabalho são ofertadas pelas famílias.

Resumidamente, suas decisões sobre consumo, poupança e trabalho são representadas por uma relação de oferta de trabalho:

$$\varrho_t W_t = \chi Z_t^L L_t^\varphi \quad (1)$$

6. Veja Woodford (2003) para um tratamento completo da literatura básica novo keynesiana.

7. A derivação completa do modelo é apresentada em Gertler e Karadi (2011).

e uma relação para a alocação intertemporal do consumo:

$$E_t \beta \Lambda_{t,t+1} R_{t+1} = 1 \quad (2)$$

em que W_t é o salário real por hora trabalhada, L_t é o número de horas trabalhadas, R_t é a taxa de juros real *ex ante* bruta e Z_t^L é um choque exógeno de preferências nas horas de trabalho. O fator estocástico de desconto é determinado por:

$$\Lambda_{t,t+1} = \frac{Q_{t+1}}{Q_t} \quad (3)$$

sendo a utilidade marginal do consumo Q_t dada por:

$$Q_t = Z_t^C (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma} - \beta h E_t Z_{t+1}^C (C_{t+1} - hC_t)^{-\sigma} \quad (4)$$

em que C_t é o consumo das famílias e Z_t^C é um choque exógeno de preferências no consumo das famílias. Os parâmetros $0 < \beta, h < 1$ e $\chi, \varphi, \sigma > 0$ capturam as preferências das famílias.⁸

2.2 Intermediários financeiros

Intermediários financeiros emprestam recursos obtidos junto às famílias para os produtores de bens intermediários, que usam esses fundos para adquirir capital. Além disso, estes intermediários fazem transformação de maturidade, financiando a aquisição de ativos de longo prazo com dívidas de curto prazo (ou depósitos). Como resultado, uma queda no preço dos ativos diminui o tamanho do ativo do intermediário e pode induzir uma *fire sale* de ativos para que os intermediários consigam se adequar as suas restrições de tamanho de balanço. A contração geral é amplificada pelo grau de alavancagem. Para limitar a habilidade dos intermediários de expandir indefinidamente seus ativos, existe um problema de risco moral: no início de cada período, o banco pode escolher desviar uma fração λ dos fundos disponíveis. Se o banco desviar a fração λ , os depositantes forçam sua falência e recuperam a fração $1 - \lambda$ restante. Assim sendo, uma vez que desviam recursos, os bancos abrem mão de todo o lucro futuro que poderiam auferir se continuassem operando. Pode-se mostrar que quanto mais alavancado estiver o banco, maior o benefício do desvio dos recursos em comparação com o custo da falência. Para que os banqueiros não tenham incentivos a desviar recursos, os depositantes colocarão

8. Para uma descrição, veja o quadro A.1.

um limite (endógeno) sobre o grau de alavancagem do sistema bancário. É esse o mecanismo que cria um efeito de amplificação de choques pelo sistema financeiro no modelo. Na medida em que um choque aumente o benefício percebido de desviar recursos, depositantes instantaneamente diminuirão o grau de alavancagem permitido aos bancos. Isso, por sua vez, irá gerar uma queda da oferta de crédito e do investimento da economia.

As equações que determinam o comportamento dos intermediários financeiros são apresentadas a seguir. A demanda privada total dos intermediários financeiros por ativos S_{pt} é dada pela equação:

$$Q_t S_{pt} = \phi_t N_t, \quad (5)$$

Sendo Q_t o valor de mercado do capital e N_t o patrimônio líquido agregado do sistema financeiro. A variável ϕ_t denota o grau de alavancagem privada dos bancos, dado pela equação:

$$\phi_t = \frac{\eta_t}{\lambda - \nu_t}, \quad (6)$$

sendo o valor marginal do patrimônio líquido dos bancos η_t e o valor marginal do ativo dos bancos ν_t dados por:

$$\eta_t = E_t \left\{ \beta \Lambda_{t,t+1} \left[(1 - \theta) R_{t+1} + \theta z_{t,t+1} \eta_{t+1} \right] \right\}, \quad (7)$$

$$\nu_t = E_t \left\{ \beta \Lambda_{t,t+1} \left[(1 - \theta) (R_{kt+1} - R_{t+1}) + \theta x_{t,t+1} \nu_{t+1} \right] \right\}, \quad (8)$$

com R_{kt+1} denotando a taxa bruta de retorno do capital e o parâmetro $0 < \theta < 1$ medindo a probabilidade do banco continuar operando.⁹ Intuitivamente, o grau de alavancagem “permitido” pelos depositantes aos bancos depende positivamente do valor dos bancos continuarem operando, dado por η_t e ν_t , e negativamente do benefício que os bancos auferem ao desviar recursos, dado pelo parâmetro λ .

As taxas de crescimento do patrimônio líquido $z_{t,t+1}$ e do ativo $x_{t,t+1}$ dos bancos são dadas pelas equações:

$$z_{t,t+1} = (R_{kt+1} - R_{t+1}) \phi_t + R_{t+1}, \quad (9)$$

9. A taxa bruta de retorno do capital é igual à taxa bruta de retorno do ativo.

$$x_{t,t+1} = \left(\frac{\phi_{t+1}}{\phi_t} \right) z_{t,t+1}. \quad (10)$$

Por fim, a evolução do patrimônio líquido dos bancos pode ser representada pela seguinte expressão:

$$N_t = \theta z_{t-1,t} N_{t-1} e^{e_{Net}} + \omega Q_t S_{pt-1}, \quad (11)$$

em que e_{Net} é um choque exógeno sobre o patrimônio líquido dos bancos e o parâmetro $0 < \omega < 1$ mede a transferência que as famílias fazem para os bancos que começam a operar a cada período.

2.3 Políticas monetária, de crédito e de recolhimentos compulsórios

A política monetária é caracterizada por uma regra de Taylor, na qual o banco central usa a taxa de juros nominal líquida, i_t , como instrumento:

$$i_t = (1 - \rho) \left[\bar{i} + \kappa_\pi \pi_t + \kappa_y (\ln Y_t - \ln Y_t^*) \right] + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (12)$$

sendo π_t a inflação de preços dos produtos finais líquida, Y_t a produção de bens finais e Y_t^* o nível de produto natural. O termo ε_t representa choques exógenos de política monetária, ou seja, mudanças não sistemáticas na taxa de juros nominal.

Uma possibilidade presente no atual modelo seria o BCB atuar facilitando a intermediação financeira, que Gertler e Karadi (2011) chamam de política de crédito. Neste caso, se a autoridade monetária resolver financiar uma fração ψ_t do total de ativos intermediados, S_p , o valor total de ativos no sistema financeiro seria dado por:

$$\begin{aligned} Q_t S_t &= Q_t S_{pt} + \psi_t Q_t S_t \\ &= \phi_t N_t + \psi_t Q_t S_t \\ &= \phi_{ct} N_t, \end{aligned} \quad (13)$$

em que a segunda igualdade fez uso da equação (5) e:

$$\phi_{ct} = \frac{\phi_t}{1 - \psi_t} \quad (14)$$

representa o grau de alavancagem total do sistema financeiro. A proporção ψ_t dos ativos financiada pelo BCB poderia, por exemplo, depender do *spread* entre as taxas de juros:

$$\psi_t = \kappa E_t[(\ln R_{t+1} - \ln R_t) - (\ln R - \ln R)], \quad (15)$$

em que $\kappa > 0$ e $\ln R_k - \ln R$ representa o *spread* em *steady state*.

O Banco Central também pode alterar as regras de recolhimentos compulsórios na economia. É suposto que cada instituição financeira deva reter:

$$RR_{jt} = \tau_t B_{jt} \quad (16)$$

de reservas obrigatórias, em que τ_t é a alíquota de compulsório. Considerando que estas reservas são remuneradas a taxa $R_{t+1}^{RR} \leq R_{t+1}$, temos que o custo de captação relevante para o intermediário financeiro não é mais R_{t+1} , mas R_{t+1}^τ definido como:

$$R_{t+1}^\tau = \frac{R_{t+1} - \tau_t R_{t+1}^{RR}}{1 - \tau_t} \geq R_{t+1}. \quad (17)$$

Assim, basta substituir R_{t+1} por R_{t+1}^τ nas equações (6)-(11) dos intermediários financeiros.

Como o objetivo deste trabalho é comparar o efeito do compulsório com o da taxa básica de juros, considerou-se que o governo não faz política de crédito, ou seja, no modelo ψ_t sempre será igual a 0. Note, porém, que a alavancagem dos bancos ainda pode ser afetada pelo BCB, pois a alíquota de compulsório impacta R_{t+1}^τ , afetando as variáveis η_t e ν_t que determinam o grau de alavancagem dos bancos.

2.4 Produtores de bens intermediários

Firmas produtoras de bens intermediários atuam em um mercado competitivo. Estas firmas financiam sua aquisição de capital K_{t+1} para o período seguinte emitindo o volume correspondente de dívida S_t :

$$Q_t K_{t+1} = Q_t S_t. \quad (18)$$

A cada período t , a firma produz uma quantidade Y_{mt}

$$Y_{mt} = A_t (U_t \xi_t K_t)^\alpha L_t^{1-\alpha}, \quad (19)$$

utilizando capital, K_t , e trabalho, L_t , e variando a taxa de utilização do capital, U_t . O choque exógeno A_t denota a produtividade total dos fatores, enquanto o choque exógeno ξ_t denota a qualidade do capital. O parâmetro $\alpha > 0$ representa a participação efetiva do capital na produção.

Supondo que o preço de reposição do capital usado seja unitário e fixo e denotando-se o preço do bem intermediário por P_m , a firma escolhe a cada período a taxa de utilização do capital e sua demanda por trabalho de acordo com as equações:

$$P_{mt} \alpha \frac{Y_{mt}}{U_t} = \delta'(U_t) \xi_t K_t, \quad (20)$$

$$P_{mt} (1 - \alpha) \frac{Y_{mt}}{L_t} = W_t, \quad (21)$$

em que a taxa de depreciação do capital como função da utilização é dada por:

$$\delta(U_t) = \delta_c + \frac{b}{1 + \xi} U_t^{1+\xi}. \quad (22)$$

Por fim, as firmas pagam para o intermediário o retorno *ex post* do capital:

$$R_{kt+1} = \frac{\left[P_{mt+1} \alpha \frac{Y_{mt+1}}{\xi_{t+1} K_{t+1}} + Q_{t+1} - \delta(U_{t+1}) \right] \xi_{t+1}}{Q_t} \quad (23)$$

uma vez que as mesmas têm lucro zero em cada estado da natureza.

2.5 Produtores de capital

Ao final de cada período, firmas produtoras de capital operando em um mercado competitivo compram capital dos produtores intermediários, reparam o capital depreciado e produzem capital novo, para depois revender novamente para os produtores intermediários. O capital novo é vendido ao custo unitário Q_t , enquanto o capital de reposição é vendido ao custo unitário. Supondo que existem custos de ajustamento do investimento líquido, I_{nt} ,

$$I_{nt} = I_t - \delta(U_t) \xi_t K_t \quad (24)$$

e não do investimento bruto, I_t , temos que a decisão ótima de investimento é representada por:

$$Q_t = 1 + f_t + \frac{I_{nt} + \bar{I}}{I_{nt-1} + \bar{I}} f'_t - E_t \beta \Lambda_{t,t+1} \left(\frac{I_{nt+1} + \bar{I}}{I_{nt} + \bar{I}} \right)^2 f'_{t+1}, \quad (25)$$

Em que:

$$f_t \equiv f \left(\frac{I_{nt} + \bar{I}}{I_{nt-1} + \bar{I}} \right) = \frac{\eta_i}{2} \left(\frac{I_{nt} + \bar{I}}{I_{nt-1} + \bar{I}} - 1 \right)^2 \quad (26)$$

representa o custo de ajustamento, $\bar{I}$ é o nível de investimento de *steady state* e $\eta_i > 0$ é o inverso da elasticidade do investimento líquido em relação ao preço do capital no *steady state*.¹⁰

A evolução do capital é dada por:

$$K_{t+1} = \xi_t K_t + I_{nt}. \quad (27)$$

2.6 Produtores de bens finais

Existe um contínuo de firmas varejistas que, operando em um ambiente de concorrência monopolista com elasticidade de substituição $\epsilon > 1$, apenas compram os produtos produzidos pelas firmas intermediárias e os reempacotam na forma de bens finais. Estas firmas, entretanto, estão sujeitas a rigidez nominal de preços. Ou seja, a cada período uma firma tem a probabilidade $1 - \gamma$ de poder ajustar seus preços. Entre estes períodos de ajustamento, as firmas indexam seus preços a uma parcela $0 < \gamma_p < 1$ da inflação passada. Assim, a produção agregada da economia Y_t é dada por:

$$Y_t = Y_{nt} D_t, \quad (28)$$

onde D_t é um índice de dispersão oriundo da rigidez nominal de preços:

$$D_t = \gamma D_{t-1} \Pi_{t-1}^{-\gamma_p \epsilon} \Pi_t^\epsilon + (1 - \gamma) \left(\frac{1 - \gamma \Pi_{t-1}^{\gamma_p (1-\gamma)} \Pi_t^{\gamma-1}}{1 - \gamma} \right)^{-\frac{\epsilon}{1-\gamma}}, \quad (29)$$

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

10. É suposto que não há custo de ajustamento para repor o capital depreciado.

Já o preço ótimo P_t^* escolhido pelas firmas quando da possibilidade de reajuste pode ser representado recursivamente por:

$$\Pi_t^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{F_t}{Z_t} \Pi_t, \quad (30)$$

em que $\Pi_t^* \equiv P_t^*/P_{t-1}$ e

$$F_t = Y_t P_{mt} + E_t \left[\beta \gamma \Lambda_{t,t+1} \frac{\Pi_t^{-\gamma_p \varepsilon}}{\Pi_{t+1}^{-\varepsilon}} F_{t+1} \right], \quad (31)$$

$$Z_t = Y_t + E_t \left[\beta \gamma \Lambda_{t,t+1} \frac{\Pi_t^{\gamma_p(1-\varepsilon)}}{\Pi_{t+1}^{(1-\varepsilon)}} Z_{t+1} \right]. \quad (32)$$

Essa equação mostra que a decisão de apreçamento de uma firma apta a reajustar preço em um determinado período depende não só das condições atuais de custo e de demanda, mas também das condições que ela espera enfrentar no futuro. Isso ocorre porque a firma não sabe ao certo quando poderá reajustar novamente seu preço de forma ótima. Note que o peso que a firma dá ao futuro depende negativamente da probabilidade $1 - \gamma$ desta mesma firma poder reajustar novamente nos períodos seguintes. Finalmente, a dinâmica da inflação é dada por:

$$\Pi_t^{1-\varepsilon} = \gamma \Pi_{t-1}^{\gamma_p(1-\varepsilon)} + (1-\gamma) (\Pi_t^*)^{1-\varepsilon}. \quad (33)$$

2.7 Fechando o modelo

A restrição de recursos da economia pode ser representada por:

$$Y_t = C_t + I_t + f \left(\frac{I_{nt} + \bar{I}}{I_{nt-1} + \bar{I}} \right) (I_{nt} + \bar{I}) + G_t + \Omega \psi_t Q_t K_{t+1}, \quad (34)$$

com os gastos do governo G_t sendo financiados por tributação não distorciva T_t e receitas da intermediação feita pelo governo

$$G_t + \Omega \psi_t Q_t K_{t+1} = T_t + (R_{kt} - R_t) \psi_{t-1} Q_t S_{t-1}. \quad (35)$$

O parâmetro Ω nessa equação é o custo unitário da intermediação financeira feita pelo setor público. Como se supõe que o governo não usa política de crédito,

ou seja, ψ_t será igual a zero para todo t , as restrições acima se reduzem para $Y_t = C_t + I_t + f\left(\frac{I_{nt} + \bar{I}}{I_{nt-1} + \bar{I}}\right)(I_{nt} + \bar{I}) + G_t$ e $G_t = T_t$.

Por fim, a ligação entre as taxas de juros nominal e real é dada pela equação de Fisher:

$$1 + i_t = R_{t+1} \frac{E_t P_{t+1}}{P_t}, \quad (36)$$

enquanto a ligação entre a remuneração nominal i_t^{RR} e real dos recolhimentos compulsórios é dada por:

$$1 + i_t^{RR} = R_{t+1}^{RR} \frac{E_t P_{t+1}}{P_t}. \quad (37)$$

O modelo resumido (e simplificado pela substituição de S_{pt} e S_t por $(1 - \psi_t)K_{t+1}$ e K_{t+1} e pela remoção de W_t por meio de uma expressão para o equilíbrio no mercado de trabalho) encontra-se no quadro A.1.

3 ESTIMAÇÃO

Depois da construção do modelo teórico, resumido no quadro A.1 os parâmetros no quadro A.3 serão estimados utilizando dados trimestrais brasileiros. Antes, é necessário definir: *i*) as variáveis observáveis que serão usadas na estimação; e *ii*) a calibragem e distribuições prioris dos parâmetros. Esses tópicos serão abordados nas próximas subseções.

3.1 Dados

Nós usamos dados trimestrais de 1999T3 à 2013T4. Nove variáveis observáveis foram usadas: PIB (Y_t), Consumo (C_t), gastos do governo (G_t), investimento (I_t), horas de trabalho (L_t), salários (W_t), inflação (π_t), taxa básica de juros, Selic (i_t) e o estoque de crédito livre para as firmas ($Q_t S_t$). Para o PIB, consumo, gastos do governo e investimento utilizaram-se as séries dessazonalizadas do IBGE (média de 1995=100).¹¹ Para as variáveis horas de trabalho e salários utilizou-se o mesmo procedimento de Castro *et al.* (2011). Como houve uma mudança metodológica em 2002, há uma descontinuidade nessas séries. Para contornar esse problema procedeu-se da seguinte forma. Primeiro, as séries com as metodologias antiga e nova foram dessazonalizadas,¹² e então a taxa de crescimento da série antiga

11. Para mais informações: <www.ibge.gov.br>.

12. Para se fazer o ajuste sazonal das séries, utilizou-se o procedimento X12 ARIMA.

foi usada para estimar os valores das novas séries no passado.¹³ Dessazonalizou-se o estoque de crédito livre para as firmas utilizando o mesmo procedimento usado para as séries do mercado de trabalho.¹⁴ Seguindo Castro *et al.* (2011), para as séries não estacionárias (Y_t , C_t , G_t , I_t , L_t , W_t e $Q_t S_t$) foram usadas as primeiras diferenças dos seus logaritmos naturais menos as suas médias.

Para a inflação, calculou-se a variação acumulada trimestral do índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) dessazonalizado e retirou-se de cada observação a inflação média de 2005 em diante.¹⁵ Esse é um procedimento muito parecido com o de Castro *et al.* (2011). A diferença é que esses autores retiraram de cada observação a meta da inflação de 2005 em diante, que foi de 4,5%. Como a média da inflação anual de 2005 em diante foi de 4,78%, os dois procedimentos são muito similares. Para a taxa Selic, seguiu-se um procedimento quase idêntico ao feito para o IPCA, exceto pelo fato de que essa série não foi dessazonalizada.

Foram incluídos nove choques no modelo. Com isso, têm-se graus de liberdade suficientes para se usar as nove variáveis observáveis descritas acima. Os choques considerados afetam os valores das seguintes variáveis: produtividade (A_t), gastos do governo (G_t), taxa básica de juros (i_t), qualidade do capital (ξ_t), alíquota do compulsório (τ_t), remuneração nominal do compulsório (i_t^{RR}), consumo (C_t), oferta de trabalho (L_t) e participação nos lucros (PL) dos bancos (N_t). Supôs-se que os choques que afetam os valores de A_t , τ_t , C_t , G_t , ξ_t e L_t seguem processos autorregressivos de ordem 1. Supondo essa estrutura para esses choques, estimaram-se os seus respectivos graus de persistência e desvios-padrão. Já para o choque de política monetária, que afeta o valor de i_t , supôs-se um ruído branco, pois como já há um parâmetro de suavização da taxa básica de juros na regra de Taylor, um choque de política monetária totalmente transitório irá gerar efeito sobre a taxa básica de juros durante vários períodos. Logo, na prática é como se o choque de política monetária tivesse um grau de persistência igual ao parâmetro de suavização da regra (calibrado em 0,8). Finalmente, os choques que afetam i_t^{RR} e N_t foram considerados puramente transitórios. Logo, para esses choques e para o choque de política monetária estimaram-se apenas os seus respectivos desvios-padrão. Um resumo sobre os dados utilizados, incluindo-se a fonte e o tratamento realizado, encontra-se no quadro A.4.

13. As séries utilizadas foram retiradas do site do Ipeadata. Da metodologia antiga são: população ocupada – RMs – Pessoa – IBGE, PME e Rendimento médio real do trabalho principal – RMs – índice (jul. 1994=100) – IBGE, PME. Da metodologia nova são: População ocupada – empregada – RMs – Pessoa – IBGE, PME e Rendimento médio real habitual – pessoas ocupadas – RMs – R\$ de Março de 2011 – IBGE, PME.

14. Utilizamos a série 3959 do site do Banco Central: Saldo consolidado no mês das operações de crédito com recursos livres referenciais para a taxa de juros – Total pessoa jurídica. Veja www.bcb.gov.br.

15. O mesmo procedimento anterior foi usado para dessazonalizar a inflação, o X12 ARIMA. A série usada foi IPCA – geral – índice (dezembro de 1993 = 100) – IBGE, retirado do Ipeadata.

3.2 Metodologia, calibragem e prioris

Utilizaram-se técnicas bayesianas para estimar o modelo de Gertler e Karadi (2011) adaptado para o Brasil. As técnicas bayesianas consistem em usar a informação disponível que se tenha sobre a economia na forma de prioris das distribuições dos parâmetros e depois usar os dados observados para atualizar essas distribuições, chegando assim nas distribuições posteriores dos parâmetros estimados.¹⁶

O algoritmo utilizado na estimação dos momentos da distribuição *posteriori* foi o *metropolis hasting*, no qual foram utilizadas 20 mil replicações e foram desconsiderados 50% dos vetores de parâmetros gerados antes de se usar as simulações. A ideia geral do uso do algoritmo é simular a distribuição *posteriori* a partir de uma sequência de amostras geradas de uma distribuição que inicialmente é desconhecida. O algoritmo usa o fato de que sob condições usuais os parâmetros do modelo serão assintoticamente normais. Com isso, é possível que se faça uma eficiente exploração da distribuição posteriori na vizinhança da moda, que foi previamente encontrada utilizando-se os métodos bayesianos de estimação.

Nosso modelo tem um total de 41 parâmetros. Desse total, calibraram-se 23 e estimaram-se 18. Em relação à calibragem dos parâmetros, utilizou-se como base a estimação nos resultados de Castro *et al.* (2011).¹⁷ Os parâmetros calibrados e seus valores podem ser encontrados na tabela A.1. Por causa da escolha de modelagem, alguns parâmetros têm interpretação diferente aqui. Por exemplo, o parâmetro γ_p que mede o grau de indexação da economia tem uma interpretação um pouco diferente no nosso modelo, mas mesmo assim escolhemos usar o valor estimado no Samba calibrado na nossa estimação. Nos casos em que os parâmetros no modelo utilizado e no Samba têm interpretações suficientemente distintas, eles serão estimados em vez de calibrados. Esses são os casos dos parâmetros ζ e η_i , respectivamente a elasticidade da depreciação marginal do capital em relação à taxa de utilização da capacidade e o inverso da elasticidade do investimento líquido em relação ao preço do capital.

A categoria de parâmetros mais interessante é aquela específica ao modelo de Gertler e Karadi (2011): θ , ω e λ , respectivamente a taxa de sobrevivência dos banqueiros, a transferência proporcional aos banqueiros entrantes e a fração do capital que pode ser desviada pelos banqueiros. O último parâmetro mede a gravidade dos problemas de assimetria de informação na intermediação financeira. θ e λ serão estimados e ω será calibrado, seguindo Gertler e Karadi (2011). Na tabela A.2, encontram-se as prioris e *posteriors* dos parâmetros estimados.

16. Para uma revisão da literatura recente, ver Schorfheide (2011).

17. Esses autores estimaram os parâmetros de um modelo com características específicas para a economia brasileira chamado pelos autores de Samba (*Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach*).

3.3 Análises de sensibilidade e identificação

Nos últimos anos aumentou o interesse em se usar modelos DSGE para fazer avaliação de política quantitativa. Contudo, um dos principais problemas com a estimação de tais modelos é que nem todos os parâmetros podem ser consistentemente estimados por causa de falha de identificação. Alternativamente, mudanças em alguns parâmetros podem levar a resultados indistinguíveis.

A literatura sobre a identificação de modelos DSGE é relativamente nova. Aqui, utilizaremos a análise desenvolvida por Iskrev (2010b; 2010a). Iskrev (2010b) apresenta uma condição de identificação que é baseada na matriz jacobiana do mapeamento dos primeiros e segundos momentos das variáveis observáveis aos parâmetros do modelo. A condição é necessária e suficiente para a identificação utilizando métodos baseados em verossimilhança sob a hipótese de normalidade, ou utilizando métodos com informação limitada que usam apenas primeiros e segundos momentos dos dados. Iskrev (2010a) lida com a identificação fraca propondo um novo ferramental de avaliação da força de identificação em modelos DSGE linearizados antes da sua estimação. A ideia básica é que, num contexto paramétrico, as implicações empíricas de um modelo estão contidas em sua função de verossimilhança, a qual, para modelos DSGE, é completamente caracterizada pelo modelo estrutural subjacente.

Essa análise aplicada ao nosso modelo mostra que todos os parâmetros estimados são localmente e globalmente identificados, significando que cada um desses parâmetros tem um efeito discernível nos primeiros e segundos momentos do modelo. Caso isso não fosse verdade, então mais do que um conjunto de parâmetros maximizaria a função de verossimilhança e as nossas estimativas não teriam sentido econômico.¹⁸

4 ANÁLISES

Com base nos parâmetros estimados, conforme descrito na seção 3, foram realizadas duas análises.

- 1) Qual é a resposta da economia a um choque de um por cento na taxa básica de juros (Selic)?
- 2) Qual é a resposta da economia a um choque de dez por cento na alíquota efetiva de compulsório?

A resposta a um choque na taxa de juros do Banco Central foi usada como um *benchmark*, para o qual a resposta a um choque na alíquota de recolhimentos compulsórios será comparada.

18. A análise de identificação está disponível mediante solicitação.

As respostas às seguintes variáveis foram analisadas: *i*) crédito ($Q_t K_{t+1}$); *ii*) investimento (I_t); *iii*) preço do investimento (Q_t); *iv*) PIB (Y_t); *v*) consumo (C_t); *vi*) taxa de juros *ex-ante* do crédito ($E_t R_{kt+1}$); *vii*) taxa de juros do Banco Central – Selic (i_t); *viii*) inflação (π_t); e *ix*) alíquota dos recolhimentos compulsórios.

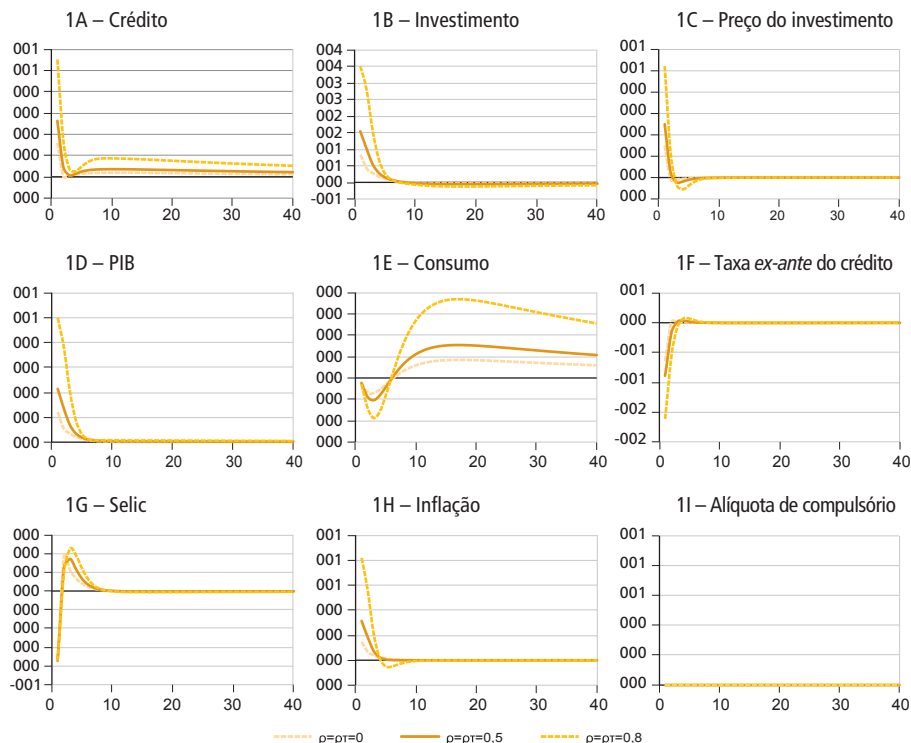
Para cada instrumento, três casos serão apresentados, os quais capturam diferentes níveis de persistência: *i*) baixa ($\rho = \rho_\tau = 0$); *ii*) média ($\rho = \rho_\tau = 0,5$); e *iii*) alta ($\rho = \rho_\tau = 0,8$).

4.1 Respostas a um choque de política monetária

O gráfico 1 apresenta as respostas de algumas variáveis macroeconômicas a uma diminuição de 1% ao ano (a.a.) na taxa básica de juros (Selic).

GRÁFICO 1

Variação percentual em relação ao *steady state* a uma diminuição de 1% a.a. na taxa básica de juros



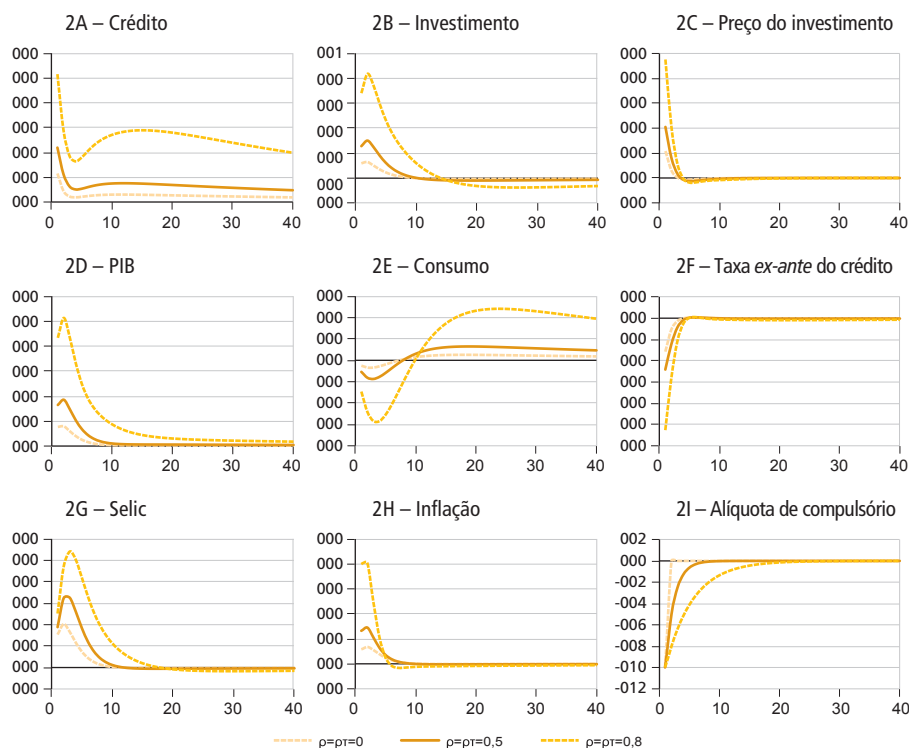
Uma diminuição na taxa de juros tem seu efeito tradicional: diminuição no custo e aumento no volume do crédito, gerando aumento no investimento. O consumo também aumenta, com uma defasagem que pode ser explicada pela formação de hábito (parâmetro h). Na ausência de hábito ($h = 0$), o aumento no consumo também seria imediato. Como resultado, tanto inflação quanto produto/hiato do produto aumentam. Todos estes efeitos são amplificados com o aumento na persistência dos choques. É importante notar que a alíquota de compulsório não responde a nenhuma variável endógena e, portanto, fica estável durante todo o período.

4.2 Resposta a um choque na alíquota de compulsório

O gráfico 2 apresenta as respostas de algumas variáveis macroeconômicas a uma diminuição de 10% na alíquota efetiva de compulsório.

GRÁFICO 2

Variação percentual em relação ao *steady state* a uma diminuição de 10% na alíquota efetiva de compulsório (com política monetária)



O impacto da redução da alíquota do recolhimento compulsório, embora qualitativamente semelhante a uma redução da taxa básica de juros,

é quantitativamente menor em todas as variáveis consideradas, com exceção do consumo. Ou seja, da mesma forma que no caso do choque monetário, temos uma diminuição no custo do crédito, mas em uma ordem de grandeza consideravelmente menor. A mudança no volume do crédito, porém, apresenta um aspecto interessante. Embora a taxa de juros tenha um impacto contemporâneo consideravelmente maior, tanto a persistência quanto a magnitude dos impactos posteriores são muito semelhantes.

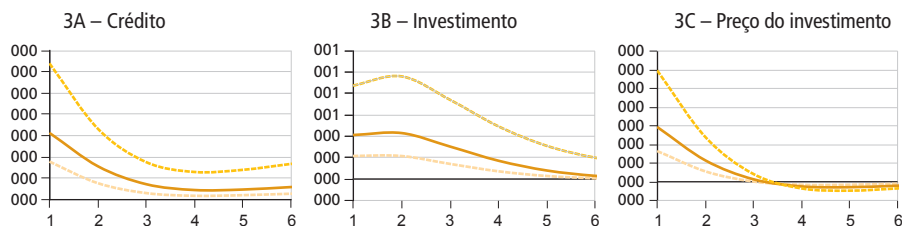
Uma questão importante a se considerar quanto à análise descrita é que nesse modelo a alíquota de recolhimentos compulsórios é puramente exógena, dado que ela não responde a nenhuma das variáveis endógenas. Assim, no caso do choque monetário, a alíquota de compulsório permanece inalterada durante todo o período sob análise. Porém, o mesmo não ocorre no experimento relacionado ao choque no compulsório. Neste caso, como a taxa de juros é endógena, ou seja, responde à inflação e ao hiato do produto, conforme a regra de juros representada na equação (12), o que está sendo capturada no gráfico 2 reflete, em parte, a resposta do instrumento taxa de juros que foi induzido pela alteração na alíquota de compulsório.

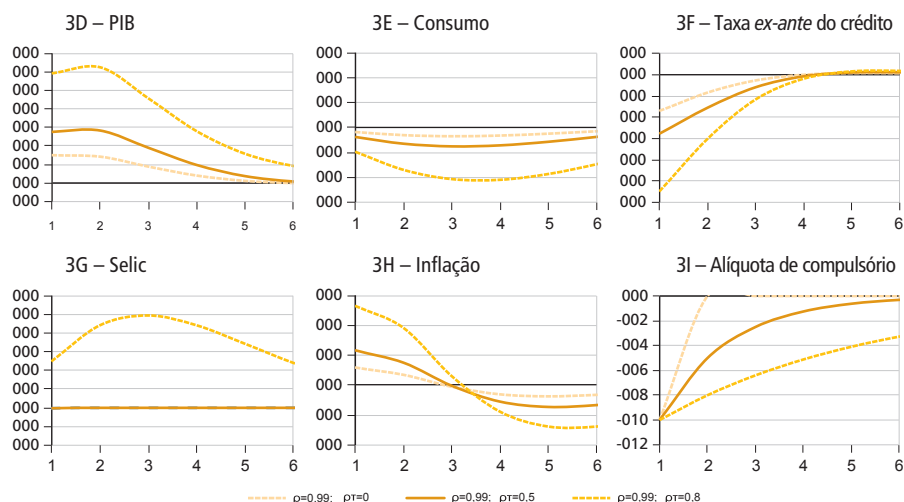
Para isolar os efeitos do compulsório, o valor do coeficiente da inércia da taxa de juros da regra de Taylor foi calibrado em um número próximo de 1, igual a 0,99. Com esta alteração, espera-se uma amplificação da resposta da economia à diminuição da alíquota de compulsório quando comparada ao gráfico 2, uma vez que o aumento da taxa básica de juros neutralizava parte do efeito.

O gráfico 3 apresenta as respostas das variáveis macroeconômicas a uma diminuição de 10% na alíquota efetiva de compulsório quando considerada a regra de juros defasada. Note-se que são apresentados apenas seis períodos no gráfico, o qual é o tempo aproximado que a taxa de juros básica permanece constante.

GRÁFICO 3

Variação percentual em relação ao *steady state* a uma diminuição de 10% na alíquota efetiva de compulsório (sem política monetária)





Ocorreu, conforme o esperado, uma amplificação da resposta da economia quando comparada o gráfico 2, sem nenhuma mudança qualitativa. Porém, note que os efeitos macroeconômicos de uma queda de 10% na alíquota do compulsório continuam bem menores do que os efeitos de uma queda de 1 ponto percentual (p.p.) ao ano da taxa básica de juros.

5 CONCLUSÃO

Neste artigo, buscou-se identificar o impacto sistemático dos recolhimentos compulsórios nas variáveis macroeconômicas, assim como as principais diferenças entre esse instrumento e a taxa de juros do BCB. Para fazer isso, foi usado um modelo DSGE, incorporando fricções financeiras e os recolhimentos compulsórios.

Em resumo, uma diminuição da alíquota dos recolhimentos compulsórios tem os mesmos efeitos qualitativos de uma diminuição da taxa de juros do BCB, embora seu impacto quantitativo seja menor. Por exemplo, enquanto uma redução persistente ($\rho = 0,8$) de 1% a.a. da taxa de juros do BCB aumenta contemporaneamente o produto interno bruto (PIB) em 0,5%, uma redução persistente ($\rho_{\tau} = 0,8$) de 10% da alíquota dos recolhimentos compulsórios aumenta contemporaneamente o PIB em apenas no máximo 0,12% (no caso em que a taxa de juros do BCB é mantida constante).

Concluindo, nossos resultados mostram que os efeitos macroeconômicos dos recolhimentos compulsórios são bem inferiores aos observados para a taxa básica de juros. Logo, alguma outra razão fora da condução da política monetária (por exemplo, estabilidade financeira) deve ser usada para justificar a variabilidade observada da alíquota dos recolhimentos compulsórios no Brasil nos últimos vinte anos.

ABSTRACT

The goal of this paper is to present how a Dynamic General Equilibrium Model (DSGE) can be used by policy makers in the qualitative and quantitative evaluation of the macroeconomics impacts of two monetary policy instruments: (i) short term interest rate; and (ii) reserve requirements ratio. In our model, this last instrument affects the leverage of banks that have to deal with agency problems in order to raise funds from depositors. We estimated a modified version of Gertler and Karadi (2001), using Brazilian data and incorporating a reserve requirement ratio, in order to answer two questions: (i) what is the impact of a transitory increase of 1% p.y. of the short term interest rate on macroeconomic variables like GDP, inflation and investment? (ii) what is the macroeconomic impact of a transitory increase of 10% in the reserve requirement ratio? We found that these two shocks have the same qualitative effects on the most of the macroeconomic variables, but that the impact of interest rate is much stronger.

Keywords: credit frictions; monetary policy instruments; interest rate rules; reserve requirements.

REFERÊNCIAS

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Agency costs, net worth, and business fluctuations. **American Economic Review**, v. 79, n. 1, p. 14-31, 1989.

BERNANKE, B. S. **The crisis and the policy response**: a speech at the Stamp Lecture. London: School of Economics, 2009. (Discussion paper).

BERNANKE, B.S.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In: TAYLOR, J. B.; WOODFORD, M. (Eds.). **Handbook of Macroeconomics**, North-Holland: Elsevier, 1999. p. 1341-1393.

BRUNNERMEIER, M. K. Deciphering the liquidity and Credit Crunch 2007-2008. **Journal of Economic Perspectives**, v. 23, n. 1, p. 77-100, 2009.

CASTRO, M. R. *et al.* SAMBA: **Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach**, Banco Central do Brasil, 2011. (Working paper, n. 239).

CAVALCANTI, M. A. F. H.; VONBUN, C. A Política do recolhimento compulsório no Brasil pós-Real. In: CASTRO SOUZA JÚNIOR, J. R. (Org.). **Evolução recente das Políticas Monetária e Cambial e do Mercado de Crédito no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2014. p. 83-143.

CURDIA, V.; WOODFORD, M. Credit Spreads and Monetary Policy. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 42, n. 1, p. 3-35, 2010.

GERTLER, M.; KARADI P. A Model of unconventional Monetary Policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 58, n. 1, p. 17-34, 2001.

GERTLER, M.; KIYOTAKI, N. Financial intermediation and credit policy in business cycle analysis. In: FRIEDMAN, B. M.; WOODFORD M. (Eds.). **Handbook of Monetary Economics**, North-Holland: Elsevier, 2010. p. 547-599.

GORTON, G. Information, Liquidity, and the (Ongoing) Panic of 2007. **American Economic Review**, v. 99, n. 2, p. 567-72, 2009.

ISKREV, N. **Evaluating the strength of identification in DSGE models**. Portugal: Banco de Portugal, 2010a. (Working Paper, w201032).

_____. Local identification in DSGE models. **Journal of Monetary Economics**, v. 57, n. 2, p. 189-202, 2010b.

KIYOTAKI, N.; MOORE, J. Credit cycles. **Journal of Political Economy**, v. 105, n. 2, p. 211-48, 1997.

SCHORFHEIDE, F. **Estimation and evaluation of DSGE models**: progress and challenges. Cambridge: NBER, 2011. (Working Papers, n. 16781).

TAYLOR, J. B. **Housing and Monetary Policy**. Cambridge: NBER, 2007. (Working Papers, n. 13682).

WHITE, W. R. **Should monetary policy lean or clean**. Dallas: Federal Reserve Bank of Dallas, 2009. (Working Paper, n. 34).

WOODFORD, M. **Interest and prices**. New Jersey: Princeton University Press, 2003.

(Originais submetidos em outubro de 2014. Última versão recebida em setembro de 2015. Aprovada em setembro de 2015.)

APÊNDICE A

QUADRO A.1
Sumário do modelo

Agente/descrição	Equação
Famílias	
Utilidade marginal do consumo	$q_t = Z_t^C (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma} - \beta h E_t Z_{t+1}^C (C_{t+1} - hC_t)^{-\sigma}$
Equação de Euler	$E_t \beta \Lambda_{t,t+1} = R_{t+1}$
Fator estocástico de desconto	$\Lambda_{t,t+1} \equiv \frac{q_{t+1}}{q_t}$
Oferta de trabalho	$W_t q_t = \chi Z_t^L L_t^\varphi$
Intermediários financeiros	
Valor do ativo dos bancos	$v_t = E_t \{ \beta \Lambda_{t,t+1} [(1-\theta)(R_{kt+1} - R_{t+1}^r) + \theta x_{t,t+1} v_{t+1}] \}$
Valor do PL dos bancos	$\eta_t = E_t \{ \beta \Lambda_{t,t+1} [(1-\theta)R_{t+1}^r + \theta z_{t,t+1} \eta_{t+1}] \}$
Alavancagem total	$\phi_{ct} = \frac{\phi_t}{1 - \psi_t}$
Alavancagem privada	$\phi_t = \frac{\eta_t}{\lambda - v_t}$
Tx. crescimento do ativo dos bancos	$z_{t,t+1} = (R_{kt+1} - R_{t+1}^r) \phi_t + R_{t+1}^r$
Tx. de crescimento do PL dos bancos	$x_{t,t+1} = (\phi_{t+1} / \phi_t) z_{t,t+1}$
Capital agregado	$Q_t K_{t+1} = \phi_{ct} N_t$
Evolução do PL dos bancos	$N_t = \theta z_{t-t,t} N_{t-1} e^{e_{Net}} + \omega Q_t (1 - \psi_{t-1}) \xi_t K_t$
Produtores de bens intermediários	
Função de produção	$Y_{mt} = A_t (U_t \xi_t K_t)^\alpha L_t^{1-\alpha}$
Demanda por trabalho	$P_{mt} (1 - \alpha) \frac{Y_{mt}}{L_t} = W_t$
Utilização da capacidade	$P_{mt} \alpha \frac{Y_{mt}}{U_t} = \delta' (U_t) \xi_t K_t$

(Continua)

(Continuação)

Agente/descrição	Equação
Produtores de bens intermediários	
Taxa de depreciação	$\delta(U_t) = \delta_c + \frac{b}{1+\zeta} U_t^{1+\zeta}$
Retorno do capital	$R_{kt+1} = Q_t^{-1} \left[P_{mt+1} \alpha \frac{Y_{mt+1}}{\xi_{t+1} K_{t+1}} + Q_{t+1} - \delta(U_{t+1}) \right] \xi_{t+1}$
Produtores de capital	
Investimento líquido	$I_{nt} = I_t - \delta(U_t) \xi_t K_t$
Decisão ótima de investimento (líquido)	$Q_t = 1 + f_t + \frac{I_{nt} + \bar{I}}{I_{nt-1} + \bar{I}} f'_t - E_t \beta \Lambda_{t,t+1} \left(\frac{I_{nt} + \bar{I}}{I_{nt-1} + \bar{I}} \right)^2 f'_{t+1}$
Custo de ajustamento	$f_t = \frac{\eta_i}{2} \left(\frac{I_{nt} + \bar{I}}{I_{nt-1} + \bar{I}} \right)^2$
Acumulação de capital	$K_{t+1} = \xi_t K_t + I_{nt}$
Produtores de bens finais	
Produção	$Y_t = Y_{mt} D_t$
Dispersão de preços	$D_t = \gamma D_{t-1} \Pi_{t-1}^{-\gamma p \varepsilon} \Pi_t^\varepsilon + (1-\gamma) \left(\frac{1 - \Pi_{t-1}^{\gamma p (1-\gamma)} \Pi_t^{\gamma-1}}{1-\gamma} \right)^{\frac{\varepsilon}{1-\gamma}}$
Formulação recursiva do preço ótimo	$\Pi_t^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \frac{F_t}{Z_t} \Pi_t$ $F_t = Y_t P_{mt} + E_t \left[\beta \gamma \Lambda_{t,t+1} \frac{\Pi_t^{-\gamma p \varepsilon}}{\Pi_{t+1}^{-\varepsilon}} F_{t+1} \right]$ $Z_t = Y_t + E_t \left[\beta \gamma \Lambda_{t,t+1} \frac{\Pi_t^{\gamma p (1-\varepsilon)}}{\Pi_{t+1}^{(1-\varepsilon)}} Z_{t+1} \right]$
Dinâmica da inflação	$\Pi_t^{1-\varepsilon} = \gamma \Pi_{t-1}^{\gamma p (1-\varepsilon)} + (1-\gamma) (\Pi_t^*)^{1-\varepsilon}$
Autoridade monetária	
Regra de juros	$i_t = (1-\rho) [\bar{i} + \kappa_\pi \pi_t + \kappa_y (\ln Y_t - \ln Y_t^*)] + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t$
Política de crédito	$\psi_t = \kappa E_t [(\ln R_{kt+1} - \ln R_{t+1}) - (\ln R_k - \ln R)]$
Custo de captação com compulsório	$R_{t+1}^\tau = \frac{R_{t+1} - \tau_t R_{t+1}^{RR}}{1 - \tau_t}$

(Continua)

(Continuação)

Agente/descrição	Equação
Outras relações	
Restrições da economia	$Y_t = C_t + I_t + f(I_{nt} + \bar{I}) + G_t + \Omega \psi_t Q_t K_{t+1}$
Restrições do governo	$G_t + \tau \psi_t Q_t K_{t+1} = T_t + (R_{kt} - R_t) \psi_{t-1} Q_t K_t$
Equações de Fisher	$1 + i_t = R_{t+1} \frac{E_t P_{t+1}}{P_t}$ $1 + i_t^{RR} = R_{t+1}^{RR} \frac{E_t P_{t+1}}{P_t}$

Elaboração dos autores.

QUADRO A.2
Variáveis do modelo

Variável	Descrição
Y_{mt}	Produção dos bens intermediários
P_{mt}	Preço dos bens intermediários
Y_t	Produção de bens finais
D_t	Dispersão de preços
K_t	Capital
L_t	Trabalho
I_t	Investimento bruto
I_{nt}	Investimento líquido
C_t	Consumo das famílias
Q_t	Valor de mercado de uma unidade de capital
δ_t	Taxa de depreciação do capital
U_t	Utilização do capital
ϱ_t	Utilidade marginal do consumo
$\Lambda_{t,t+1}$	Fator estocástico de desconto
N_t	Patrimônio líquido
R_{kt}	Retorno real bruto do capital

(Continua)

(Continuação)

Variável	Descrição
R_t	Taxa de juros real bruta sem compulsório
R_t^r	Taxa de juros real bruta com compulsório
R_t^{RR}	Taxa de juros real bruta da remuneração do compulsório
v_t	Valor do ativo dos bancos
η_t	Valor do patrimônio líquido dos bancos
ϕ_t	Alavancagem privada
$z_{t,t+1}$	Taxa de crescimento do ativo dos bancos
$x_{t,t+1}$	Taxa de crescimento do patrimônio líquido dos bancos
$\Pi_t^* \equiv P_t^*/P_t$	Preço ótimo normalizado pelo nível de preço do período anterior
F_t	Numerador da escolha do preço ótimo normalizado
Z_t	Denominador da escolha do preço ótimo normalizado
$\Pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$	Inflação bruta
i_t	Taxa de juros nominal líquida
Z_t^C	Choque exógeno na utilidade do consumo
Z_t^L	Choque exógeno na desutilidade do trabalho
A_t	Choque exógeno de tecnologia
G_t	Choque exógeno de gastos do governo
ξ_t	Choque exógeno na qualidade do capital
i_t^{RR}	Choque exógeno na remuneração do compulsório
t_t	Choque exógeno na alíquota do compulsório
e_{Net}	Choque exógeno sobre o patrimônio líquido dos bancos
ε_t	Choque exógeno de política monetária
ψ_t	Proporção dos ativos financiada pelo Banco Central
W_t	Salário real

Elaboração dos autores.

QUADRO A.3
Parâmetros do modelo

Parâmetro	Descrição	Valor
β	Taxa de desconto das famílias	[0, 1]
σ	Inverso da elasticidade intertemporal de substituição	> 0
h	Parâmetro de formação de hábito no consumo	[0, 1]
χ	Peso relativo do trabalho na utilidade das famílias	> 0
φ	Inverso da elasticidade da oferta de trabalho	> 0
λ	Fração do capital que pode ser desviada pelos bancos	[0, 1]
ω	Transferência proporcional para os novos bancos	[0, 1]
θ	Taxa de sobrevivência dos bancos	[0, 1]
α	Participação do capital na produção	[0, 1]
δ	Taxa de depreciação	[0, 1]
η_i	Inverso da elasticidade do investimento líquido em relação ao preço do capital	> 0
ζ	Elasticidade da depreciação marginal em relação a taxa de utilização	> 0
$\bar{G}$	Consumo do governo em <i>steady state</i>	[0, 1]
ϵ	Elasticidade de substituição entre bens finais	> 1
γ	Probabilidade de um produtor de bens finais manter o preço fixo	[0, 1]
γ_p	Parâmetro de indexação de preços de bens finais	[0, 1]
κ_π	Coefficiente da regra de juros associado à inflação	> 0
κ_y	Coefficiente da regra de juros associado ao hiato do produto	> 0
κ_s	Coefficiente da resposta da política de crédito ao <i>spread</i>	> 0
$\bar{\psi}$	Participação governamental no mercado de crédito no <i>steady state</i>	[0, 1]
$\bar{R}^{RR}$	Remuneração real do compulsório no <i>steady state</i>	> 0
$\bar{\tau}$	Alíquota do compulsório no <i>steady state</i>	[0, 1]
ρ_C	Persistência do choque na utilidade do consumo	[0, 1]
ρ_L	Persistência do choque na desutilidade do trabalho	[0, 1]
ρ_A	Persistência do choque de tecnologia	[0, 1]
ρ_G	Persistência do choque de gastos do governo	[0, 1]
ρ_ξ	Persistência do choque na qualidade do capital	[0, 1]
ρ_i^{RR}	Persistência do choque na remuneração do compulsório	[0, 1]
ρ_τ	Persistência do choque na alíquota do compulsório	[0, 1]
ρ_N	Persistência do choque sobre o patrimônio líquido dos bancos	[0, 1]

(Continua)

(Continuação)

Parâmetro	Descrição	Valor
ρ	Persistência do choque de política monetária	[0, 1]
σ_C	Desvio-padrão do choque na utilidade do consumo	> 0
σ_L	Desvio-padrão do choque na desutilidade do trabalho	> 0
σ_A	Desvio-padrão do choque de tecnologia	> 0
σ_G	Desvio-padrão do choque de gastos do governo	> 0
σ_ξ	Desvio-padrão do choque na qualidade do capital	> 0
σ_{iRR}	Desvio-padrão do choque na remuneração do compulsório	> 0
σ_τ	Desvio-padrão do choque na alíquota do compulsório	> 0
σ_N	Desvio-padrão do choque sobre o patrimônio líquido dos bancos	> 0
σ_i	Desvio-padrão do choque de política monetária	> 0

Elaboração dos autores.

QUADRO A.4

Variáveis observáveis

Variável	Descrição	Fonte	Tratamento
Y_t	Produção de bens finais	IBGE/SCNT ¹	pdl ³
C_t	Consumo das famílias	IBGE/SCNT ¹	pdl
G_t	Consumo do governo	IBGE/SCNT ¹	pdl
L_t	Trabalho	IBGE/PME ¹	pdl
I_t	Investimento bruto	IBGE/SCNT ¹	pdl
W_t	Salário real	IBGE/PME ¹	pdl
i_t	Taxa de juros nominal líquida	BCB/SNIPC ²	nsa ⁴
π_t	Inflação líquida (IPCA)	IBGE ¹	nsa
$Q_t K_{t+1}$	Valor de mercado do capital	BCB ²	pdl

Notas: ¹ IBGE: <www.ibge.gov.br>

² BCB: <www.bcb.gov.br>

³ pdl: primeira diferença do logaritmo natural.

⁴ nsa: nível suavizado ajustado, é o valor da série descontado da média de 2005 em diante.

TABELA A.1
Parâmetros calibrados

Parâmetro	Valor	Fonte
χ	1,000	Castro <i>et al.</i> (2011)
φ	1,000	Castro <i>et al.</i> (2011)
α	0,448	Castro <i>et al.</i> (2011)
δ	0,0015	Castro <i>et al.</i> (2011)
$\bar{G}$	0,200	Castro <i>et al.</i> (2011)
ϵ	11,000	Castro <i>et al.</i> (2011)
ω	0,002	Gertler e Karadi (2011)
θ	0,952	Ajustado para refletir um sistema financeiro menos estável
κ_S	0,000	Ausência de resposta endógena ao <i>spread</i>
$\bar{\psi}$	0,000	Ausência de resposta endógena ao <i>spread</i>
β	0,97	Baseados em valores médios de 2005 em diante
$\bar{R}^{RR}$	1,021	Baseados em valores médios de 2005 em diante
$\bar{\tau}$	0,274	Baseados em valores médios de 2005 em diante
ρ_{iRR}	0,759	Baseado na estimação de modelos AR(1) de 2005 em diante
ρ_{τ}	0,879	Baseado na estimação de modelos AR(1) de 2005 em diante
σ_{iRR}	0,003	Baseado na estimação de modelos AR(1) de 2005 em diante
σ_{τ}	0,021	Baseado na estimação de modelos AR(1) de 2005 em diante
ρ_N	0,000	Ausência de persistência no choque do valor do PL

Elaboração dos autores.

TABELA A.2
Prioris e posterioris

Parâmetro	Priori			Posteriori		
	Distribuição	Média	Desvio-padrão	Média	Int. confiança	
σ	Normal	1,30	0,050	1,296	1,294	1,298
h	Beta	0,74	0,050	0,758	0,754	0,760
γ	Beta	0,33	0,200	0,295	0,288	0,300
γ_p	Beta	0,79	0,150	0,449	0,430	0,468
κ_π	Normal	2,43	0,350	2,460	2,446	2,483
κ_y	Gamma	0,16	0,100	0,524	0,517	0,532
λ	Beta	0,25	0,050	0,140	0,135	0,143
ζ	Gamma	1,00	0,250	0,911	0,893	0,928
η_i	Gamma	4,00	2,000	0,245	0,205	0,287
ρ_A	Beta	0,50	0,250	0,090	0,000	0,203
ρ_G	Beta	0,50	0,250	0,101	0,084	0,120
ρ_ξ	Beta	0,50	0,250	0,646	0,635	0,657
ρ_C	Beta	0,50	0,250	0,638	0,618	0,653
ρ_L	Beta	0,50	0,250	0,411	0,403	0,423
σ_A	Gamma inv.	1,00	Inf	0,124	0,118	0,131
σ_G	Gamma inv.	1,00	Inf	0,123	0,118	0,129
σ_i	Gamma inv.	1,00	Inf	0,140	0,128	0,153
σ_ξ	Gamma inv.	1,00	Inf	0,131	0,118	0,146
σ_C	Gamma inv.	1,00	Inf	0,163	0,141	0,185
σ_L	Gamma inv.	1,00	Inf	0,138	0,118	0,153
σ_N	Gamma inv.	1,00	Inf	6,840	6,560	7,000

Elaboração dos autores.

