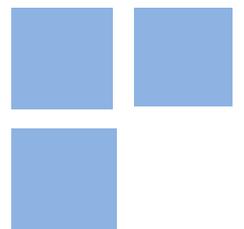




A Termometer for Macroprudential Policies

FABIO KANCZUK

WORKING PAPER SERIES Nº 2012-04



A Termometer for Macroprudential Policies

Fabio Kanczuk (kanczuk@usp.br)

Abstract:

We write model that considers both households' and firms' credit frictions. Firms' credit is modeled by the traditional financial accelerator à la Bernanke et al (1999). Households that borrow funds face interest rates that increase with their debt, as in Curdia and Woodford (2010).

We estimate the model using Brazilian data, use it to study recent crisis episodes, and validate the finance premia (distilled from non-financial data) with available credit information. We then propose that the model can be used as a thermometer to evaluate how prudential credit measures affect growth and inflation.

Keywords: DSGE, financial frictions, emerging markets, subprime crisis

JEL Codes: E32, E51, E52, G32

Um Termômetro para as Macro-Prudenciais

Resumo:

Desenvolvemos um modelo com fricções no crédito tanto para firmas como famílias. Crédito às firmas é tratado como nos modelos de acelerador financeiro (e.g. Bernanke et al (1999)). Os juros sobre os recursos emprestados às famílias dependem de seu endividamento, como em Curdia e Woodford (2010). O modelo é estimado para o Brasil, utilizado para estudar os episódios de desaceleração, e para a extração dos prêmios de financiamento (destilados a partir de dados não financeiros), os quais são comparados com informações sobre crédito à pessoas físicas e jurídicas. Dessa forma, obtém-se um termômetro para mensurar como medidas prudenciais sobre o crédito afetam atividade e inflação.

Palavras-Chave: DSGE, fricções financeiras, mercados emergentes, a crise do subprime.

Um Termômetro para as Macro-Prudenciais

Fabio Kanczuk

FEA-USP

Preliminar, Agosto de 2011

Resumo

Desenvolvemos um modelo com fricções no crédito tanto para firmas como famílias. Crédito às firmas é tratado como nos modelos de acelerador financeiro (e.g. Bernanke et al (1999)). Os juros sobre os recursos emprestados às famílias dependem de seu endividamento, como em Curdia e Woodford (2010). O modelo é estimado para o Brasil, utilizado para estudar os episódios de desaceleração, e para a extração dos prêmios de financiamento (destilados a partir de dados não financeiros), os quais são comparados com informações sobre crédito à pessoas físicas e jurídicas. Dessa forma, o obtém-se um termômetro para mensurar como medidas prudenciais sobre o crédito afetam atividade e inflação.

Abstract

We write model that considers both households' and firms' credit frictions. Firms' credit is modeled by the traditional financial accelerator à la Bernanke et al (1999). Households that borrow funds face interest rates that increase with their debt, as in Curdia and Woodford (2010). We estimate the model using Brazilian data, use it to study recent crisis episodes, and validate the finance premia (distilled from non-financial data) with available credit information. We then propose that the model can be used as a thermometer to evaluate how prudential credit measures affect growth and inflation.

JEL classification: E32, E51, E52, G32

Key words: DSGE, financial frictions, emerging markets, subprime crisis

kanczuk@gmail.com. FEA-USP. Departamento de Economia, Universidade de Sao Paulo. Eu agradeço, mas não culpo,

1. Introdução

Talvez o maior ensinamento da grande recessão mundial foi que sua origem esteve intimamente relacionada com a falta de uma política econômica adequada para garantir estabilidade financeira. As diferentes esferas das autoridades regulatórias e monetárias estiveram inertes, iludidas por uma aparente resiliência, enquanto o sistema financeiro tornava-se crescentemente vulnerável. Como resposta a esta visão, instituições de vários países desenvolvidos e emergentes, incluindo-se o Brasil, passaram a se preocupar mais diretamente com seu mandato de controle de risco sistêmico, e a utilizar novos instrumentos de política, genericamente denominados de macro-prudenciais.

O principal propósito das políticas macro-prudenciais é o de reduzir a probabilidade e minimizar os impactos de eventuais crises financeiras. Para fazê-lo de forma eficiente, sua aplicação é presumivelmente dinâmica, reduzindo a acumulação de riscos financeiros durante expansões econômicas, e atenuando a contração de crédito e excesso de aversão ao risco durante desacelerações. Por esta razão, medidas macro-prudenciais tendem a interagir com outras políticas macroeconômicas que variam durante os ciclos de negócios, notoriamente o controle inflacionário via política monetária.

Neste artigo estudamos os efeitos de medidas macro-prudenciais creditícias sobre variáveis macroeconômicas. Em particular, analisamos como os impactos de perturbações sobre variáveis relacionadas à evolução do crédito a pessoas físicas e jurídicas se comparam, quantitativamente, aos impactos de variações nos juros primários. Ao fazê-lo, propomos um termômetro monetário para as medidas macro-prudenciais, uma forma de mensurar como políticas creditícias interagem com a política monetária no controle inflacionário.

Para tal, construímos um modelo DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*) em que as fricções sobre o crédito concedido a firmas e famílias têm um papel proeminente. No caso do crédito às firmas, utilizamos como base o trabalho clássico de Bernanke, Gertler e Gilchrist (1999), sobre o “acelerador financeiro”. Especificamos como a alavancagem das empresas afeta o prêmio de risco sobre os recursos a elas emprestados pelo sistema financeiro, o que ocorre devido à presença de assimetria de informações, segundo uma especificação de “verificação custosa de estado” (*costly state verification*).

Adicionalmente, de forma a considerar o efeito de fricções no crédito sobre as decisões das famílias, assumimos que o prêmio no financiamento destas é uma função de seu nível de

endividamento, assim como proposto por Curdia e Woodford (2010). Embora motivada pela presença de inadimplência, essa formalização é matematicamente equivalente a presente em modelos de economia pequena aberta (Kanczuk (2004)).

De forma a fazer com que o ajuste estatístico do modelo aos dados seja o melhor possível, optamos por adicionar os módulos de crédito às firmas e famílias sobre o arcabouço desenvolvido por Smets e Wouters (2007). Este trabalho considera rigidez de preços, custo de ajustamento do capital dependente do fluxo de investimentos e presença de persistência de hábito nas utilidades das famílias. Estas hipóteses fazem com que o modelo, estimado com técnicas Bayesianas, tenha performance fora da amostra comparável aos melhores modelos estatísticos existentes, os BVARs (*Bayesian Vector Auto Regressions*).

Uma vez construído e estimado o modelo com dados brasileiros da última década, realizamos vários exercícios. Primeiro, utilizamos o modelo para analisar os choques responsáveis pelas oscilações econômicas observadas no Brasil desde a adoção do sistema de metas de inflação, em 1999. Em particular, identificamos as razões para as quatro desacelerações de atividade que caracterizaram o período, e associamos cada episódio com as realidades que vivíamos no período: (i) racionamento econômico, (ii) desvalorização cambial na eleição de Lula, (iii) o forte aperto monetário engendrado por Bevilacqua, e (iv) a grande recessão mundial originada no mercado subprime americano. O fato de o modelo associar corretamente os eventos aos choques econômicos serve como um indicador qualitativo de sua habilidade em capturar corretamente os diversos fenômenos econômicos.

Segundo, de forma análoga ao trabalho de De Graeve (2008), utilizamos o modelo para destilar os prêmios de financiamento a firmas e famílias a partir de dados puramente macroeconômicos (não financeiros). A seguir, realizamos uma validação externa desses prêmios, comparando-os com variáveis que não foram utilizadas pelo modelo, e que contém informações sobre a evolução do crédito a pessoas físicas e jurídicas. Obtemos que os spreads e as concessões de crédito são as variáveis mais relacionadas com nossas medidas de prêmio de financiamento. As variações dos volumes de crédito, intuitivamente variáveis de grande importância, parecem conter menos informações relevantes do que o esperado.

Terceiro, comparamos as respostas impulso sobre inflação e PIB de choques nos juros básicos, e nos prêmios de financiamento a firmas e famílias. Tendo em mãos essas respostas impulso e o mapeamento entre os prêmios de financiamento e variáveis observadas de crédito,

obtemos um termômetro para as medidas macro-prudenciais. Isto é, observando os impactos de medidas macro-prudenciais sobre o crédito a pessoas físicas e jurídicas, podemos calcular seus impactos sobre o PIB e inflação. Sugerimos que as medidas sobre o crédito a pessoas físicas implementadas em dezembro de 2010 têm efeitos sobre a inflação comparáveis a uma elevação dos juros primários (Selic) entre 40 e 100 pontos percentuais.

A seção seguinte descreve o modelo. A seção 3 reporta os resultados de sua estimação. As seções 4, 5 e 6 realizam os três exercícios descritos. A seção 7 conclui.

2. Modelo

Nosso modelo é uma versão do desenvolvido por Smets and Wouters (2007) (doravante SW), mas com fricções no crédito para as firmas e famílias. Fazemos uma breve descrição do arcabouço, focando em nossas extensões ao modelo básico, e referimos o leitor aos artigos originais para maiores detalhes.

A economia é povoada por um *continuum* de famílias, as quais podem ser de dois tipos: ricos e pobres. Ambos os tipos têm suas preferências definidas em termos do bem final, com a presença de persistência de hábito, e lazer. Suas utilidades são idênticas, e expressas por

$$U = E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{(c_t - \lambda c_{t-1})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} \right] \exp\left(\frac{\sigma_c - 1}{1 + \sigma_h} h_t^{1+\sigma_h} \right) \quad (1)$$

Em que c_t denota consumo, h_t é a oferta de trabalho, λ captura a formação de hábito, σ_c denota o inverso da elasticidade intertemporal de substituição (ou a aversão ao risco), σ_h é o inverso da elasticidade de oferta de trabalho, e β é o fator de desconto. Suas restrições orçamentárias são dadas por

$$A_{t+1} - D_{t+1} + p_t c_t = p_t w_t h_t + (1 + r_t) A_t - (1 + r_t + \psi_t^h)(1 - \tau) D_t + T_t \quad (2)$$

em que A_t denota a quantidade de ativos, D_t é a dívida, p_t é o preço do bem final, w_t é o salário real, r_t é a taxa básica de juros (a remuneração dos ativos), ψ_t^h denota o prêmio de financiamento às famílias, o qual discutimos a diante, τ é um subsídio do governo (constante no tempo), e T_t são transferências (ou impostos) *lump-sum* cujos recursos provém do lucro das firmas e do governo.

Uma fração ϕ do *continuum* de famílias constitui-se de ricos. Estes ricos têm um nível positivo de ativos e não têm dívidas. Adicionalmente eles não trabalham (não têm a dotação de tempo necessária para fazê-lo), portanto $h_t = 0$. Assim, suas restrições orçamentárias, em que c^r denota consumo dos ricos, é dada por

$$A_{t+1} + p_t c_t^r = (1 + r_t) A_t + T_t \quad (3)$$

A fração remanescente das famílias $(1 - \phi)$ é formada por pobres. Em vez de ativos, os pobres têm dívidas (líquida), somente podem realizar contratos financeiros por intermédio do setor de intermediação financeira, e devido a fricções informacionais pagam um prêmio ψ^h sobre às taxas básicas de juros. A dívida agregada dos pobres evolui segundo

$$D_{t+1} = (1 + r_t + \psi_t^h)(1 - \tau)D_t + p_t c_t^p - p_t w_t h_t - T_t \quad (4)$$

Em que c^p denota consumo dos pobres. O papel da taxa de subsídio τ é exclusivamente o de permitir que pobres e ricos tenham o mesmo fator de desconto β embora estejam diante de diferentes taxas de juros no estado estacionário.

Assim como em SW, o bem final y é um composto de bens intermediários $y(i)$, construído a partir de uma função agregadora. O problema de otimização dos produtores de bem final é o de maximizar os lucros

$$\{py - \sum_i p(i)y(i)\} \quad (5)$$

sujeitos a tecnologia

$$y = \left(\sum_i y(i)^{1-1/\sigma_i} \right)^{\frac{1}{1-1/\sigma_i}} \quad (6)$$

em que p e $p(i)$ denotam os preços do bem final e dos bens intermediários. Como é usual, esse problema intratemporal implica em curvas de demanda, com elasticidade preço dada por σ_i .

Firmas ofertam bens intermediários em competição monopolística, fixando preços à la Calvo. Cada bem intermediário é produzido através da utilização de capital e trabalho, de acordo com uma tecnologia Cobb-Douglas. Para produzir essas firmas alugam serviços de capital e trabalho os quais podem ser realocados livremente entre as indústrias. Elas maximizam lucros

$$\{y_t - w_t h_t - v_t k_t\} \quad (7)$$

sujeitos à demanda por seus bens e à tecnologia

$$y_t = \varepsilon_t^a k_t^\alpha h_t^{1-\alpha} \quad (8)$$

em que h_t denota o trabalho (agregado), k_t é o capital (agregado), v_t é o aluguel (real) do capital, ε_a a produtividade, e α o parâmetro da fração de capital. Como é usual, essa maximização é dividida em duas etapas: a minimização de custo e a escolha de preço. Como todas as firmas estão sujeitas aos mesmos preços dos fatores, e todas tem acesso a mesma tecnologia com

retornos constantes com escala, a minimização de custo implica que a relação capital-trabalho e o custo marginal sejam idênticos para todas as firmas.

Devido a rigidez de preços, uma massa θ_{fix} das firmas monopolistas não pode mudar os preços em cada período, ocasionando indexação parcial. Assim, preços ajustam lentamente para o nível que proporciona a rentabilidade desejada, e sob as costumeiras hipóteses simplificadoras, a otimização de preços implica na curva de Phillips Novo-Keynesiana log-linearizada

$$\pi_t = \frac{1}{1 + \beta\theta_{lag}} (\beta E_t [\pi_{t+1}] + \theta_{lag} \pi_{t-1}) + \frac{(1 - \beta\theta_{fix})(1 - \theta_{fix})}{\theta_{fix}} mc_t + \varepsilon_t^\pi \quad (9)$$

em que π_t denota inflação, θ_{lag} é o coeficiente de indexação parcial, mc_t é o custo marginal de produção, e ε_t^π é um choque de custos.

Capital é produzido a partir de investimentos na forma de bem final, mas há custos de ajustamento, os quais dependem do fluxo de investimentos. Para especificar a dinâmica dos investimentos, seguimos De Graeve (2008) e Christensen and Dib (2008), e anexamos a nossa estrutura um modelo de fricções financeiras com a formulação do acelerador financeiro de Bernanke et al (1999). A lei de formação do capital é dada por,

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t \left[1 - S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) \right] \quad (10)$$

em que δ denota a taxa de depreciação, i_t denota investimento, e a função $S(\cdot)$, que descreve o custo de ajustamento, é convexa e tem mínimo igual a 1 no ponto $i_t = i_{t-1}$. Há um setor de empresários que compra capital ao preço q_t , usa esse capital no período seguinte, recebe a remuneração (o produto marginal do capital) derivado da operação do capital, e o revende ao preço q_{t+1} . A equação de arbitragem, que descreve o problema do empresário, é dada por

$$E_t r_{t+1}^k = E_t \left[\frac{v_{t+1} + (1 - \delta)q_{t+1}}{q_t} \right] \quad (11)$$

em que r^k denota o custo de financiamento externo, que deve ser igual ao valor esperado do retorno marginal do capital. Em cada período, empresários tem patrimônio líquido dado por n_t , que eles usam para parcialmente financiar seus gastos. A existência de um problema de verificação de estado com custo (“*costly state verification*”) entre eles e os intermediários financeiros gera um custo de financiamento externo, ψ_t^f , que representa uma cunha entre o retorno esperado do capital e o retorno da taxa básica de juros,

$$\Psi_t^f = E_t[r_{t+1}^k - (r_t - \pi_{t+1})] \quad (12)$$

A presença de fricções informacionais implica que a magnitude desse prêmio é positivamente relacionada com a alavancagem do empresário,

$$\Psi_t^f = \Psi^f\left(\frac{q_t k_{t+1}}{n_{t+1}}\right) + \varepsilon_t^f \quad (13)$$

em que, com algum abuso de notação, Ψ^f denota uma função crescente e ε^f é um choque do setor financeiro. Conforme $q_t k_{t+1}/n_{t+1}$ aumenta, o empresário depende mais de recursos sem colateral para financiar seus projetos, o que aumenta seus incentivos de não reportar corretamente o estado da natureza ao intermediário financeiro. Em equilíbrio, essa piora no alinhamento dos incentivos implica em maiores custos de empréstimo. O patrimônio líquido dos empresários evolui de acordo com

$$n_{t+1} = \chi^f [r_t^k q_{t-1} k_t - E_{t-1} r_t^k (q_{t-1} k_t - n_t)] + (1 - \chi^f) g_t^f \quad (14)$$

em que χ^f é a taxa de sobrevivência e g^f são os recursos que os novos empresários (os entrantes) recebem, via governo, daqueles que morreram. Na prática, o parâmetro χ^f afeta a persistência das mudanças no patrimônio líquido.

Note-se o paralelismo entre os empresários, que tomam recursos emprestados para financiar seus projetos, e as famílias pobres, que financiam seu consumo com dívida. De forma a manter essa analogia o mais próxima possível, assumimos que o prêmio a que os pobres estão sujeitos é uma função de seu endividamento, ou seja,

$$\Psi_t^h = \Psi^h(D_t) + \varepsilon_t^h \quad (15)$$

em que Ψ^h também denota uma função crescente, e ε^h é outro choque financeiro. Digno de nota, esta é a mesma hipótese de Curdia and Woodford (1999), em seu modelo de spread de crédito. Uma possível racionalização desse prêmio é que o setor intermediário utiliza recursos reais, isto é, que a originação de empréstimos envolve custos que são crescentes (e convexos) na quantidade de crédito, D_t . Outra possibilidade é que pobres mais endividados estão mais propensos a ser inadimplentes, deixando o Brasil para viver no Paraguai, local em que receberiam os mesmo salário. (Naturalmente, de forma a manter a população de pobres constantes no Brasil, o mesmo número de paraguaios estaria vindo para o Brasil).

Para formalizar essa motivação, considere que a função valor de um pobre é dada por $V(S_t, D_t)$ em que D_t é a dívida e S_t denota todas as outras variáveis de estado. Assuma que cada

família i esteja sujeita, a cada período, a um custo estocástico φ_i de se mudar para o Paraguai, o qual é definido de acordo com uma função de distribuição probabilística bem definida. Se esta família decidir-se por mudar de país, sua nova função valor será $(S_b, 0)$, isto é, ela terá o mesmo fluxo de salários mas dívida nula. Assim, a probabilidade de inadimplência (default), que corresponde à fração do continuum de famílias que se mudaria, é dado $\text{prob} [\varphi < V(S_b, 0) - V(S_b, D_t)]$. Se pudermos aproximar $V(S_b, 0) - V(S_b, D_t)$ por uma função somente de D_t teremos que a probabilidade de inadimplência dependerá somente da dívida. Em outras palavras, em princípio há outras variáveis de estado que podem ser importantes para determinar o prêmio de financiamento, mas nossa formalização deixa o problema o mais simples possível.

Também digno de nota, nossa formalização do problema das famílias pobres é bastante similar aos modelos de pequenas economias abertas. Nesses modelos é típico assumir que as famílias estão sujeitas a uma taxa de juros que é crescente no nível agregado de dívida, como uma forma de “fechar” o modelo (veja Schmitt-Grohe and Uribe (2003) e Kanczuk (2004)). A mesma lógica se aplica aqui para as famílias pobres.

Por outro lado, nossa formalização contrasta com a proposta por Iacoviello (2005) e Gerali et alli (2010), que assumem que o nível de dívida é determinado pela quantidade de colateral disponível. Acreditamos que nossas hipóteses capturam mais adequadamente a realidade brasileira, em que a maior parte das famílias com restrição de crédito não possuem residências e não têm, efetivamente, nenhum patrimônio líquido.

Para equilíbrio devemos ter que o nível de capital da economia seja igual ao nível de dívida líquida das famílias, ou $K_t = A_t - D_t$. Assim como em modelos de economia pequena aberta, assumimos que há um nível de dívida de estado estacionário, que é determinado através da equação (15). Conseqüentemente, o nível de capital no estado estacionário, K , determina a quantidade de ativos, A .

Para concluir nossa especificação, assumimos que o governo escolhe a taxa nominal de juros de acordo com uma regra de Taylor,

$$r_t = \gamma_r r_{t-1} + \gamma_\pi E_t[\pi_{t+1}] + \gamma_y y_t + \varepsilon_t^r \quad (16)$$

em que os γ 's são parâmetros e ε^r é um choque de política monetária. E, finalmente, que os bens finais da economia se equilibram, de acordo com

$$y_t = c_t + i_t + \varepsilon_t^s \quad (17)$$

em que c é o consumo total das famílias (soma de ricos e pobres), ε^s é um choque de gastos, e estamos implicitamente assumindo que o consumo dos empresários é desprezível

3. Estimação

Utilizamos dados trimestrais no horizonte de 1999:2 a 2011:1 obtidos do IBGE, www.ibge.gov.br, onde informações detalhadas estão disponíveis. O conjunto de dados está restrito ao período após a desvalorização do real de 1999, e da adoção do sistema de metas de inflação, o que torna a estimação mais confiável.

Estimamos o modelo utilizando oito series: PIB, consumo, investimento, emprego, taxa primária de juros Selic, inflação (IPCA), expectativas de inflação (Focus), e volatilidade do índice de ações Ibovespa.

Quando comparada ao trabalho de SW, nossa estimação demandou as seguintes alterações, o que se deve sobretudo devido à diferença na disponibilidade de dados. Primeiro, como não há uma boa série de horas trabalhadas para o Brasil, utilizamos de emprego. Com isso, relacionamos horas trabalhadas ao emprego por meio da equação (log linear) $h_t = \sigma_{emp} \text{emprego}_t$, em que σ_{emp} é um parâmetro a ser estimado. Segundo, como a série de salário cobre somente o período após 2004, optamos por não utilizá-la. Como consequência de não utilizar salários na estimação, notamos que não era importante assumir rigidez de salários para melhorar o ajuste do modelo aos dados. Terceiro, obtivemos que não era importante, também em termos de ajuste aos dados, considerar utilização do capital como uma margem de escolha das empresas, um resultado já obtido por SW. Quarto, como o Brasil não dispõe da separação entre os dados de consumo de bens duráveis e os demais consumos, não pudemos seguir o procedimento de adicionar os consumos de duráveis aos investimentos.

Adicionalmente, fazemos duas hipóteses que melhoram o ajuste do modelo de forma significativa. Como o Brasil tem bons dados sobre a expectativa de inflação (a pesquisa “focus” do Banco Central), optamos por utilizá-los no lugar de $E_t[\pi_{t+1}]$ cada vez que este termo aparece na equações do modelo. Conseqüentemente, de forma a completar a especificação do modelo, adicionamos uma equação autoregressiva para estas expectativas,

$$E_t[\pi_{t+1}] = \theta_{backward} \pi_t + \theta_{forward} \pi_{t+1} + \varepsilon_t^e \quad (18)$$

em que ε^e denota um choque de expectativas.

Segundo, adicionamos uma perturbação à equação de Euler para o consumo das famílias ricas. Necessitamos essa hipótese para que as estimações resultem em medida (fração) positiva famílias ricas, já que a equação de Euler para as famílias pobres tem um termo de perturbação (i.e., o prêmio de financiamento). Tipicamente as estimações de equações de Euler do consumo assumem que as famílias têm um choque genérico de preferências. Contudo, em nosso caso essa hipótese tornaria impossível identificarmos econometricamente os dois tipos de famílias.

Com isso em mente, assumimos que o choque nas preferências das famílias ricas pode medido pela volatilidade do índice de ações Ibovespa. É prática comum utilizar-se o VIX – a volatilidade do índice S&P500 de ações EUA, implícita em suas opções – como uma medida de nervosismo ou aversão ao risco do consumidor americano. Analogamente, estamos assumindo que a volatilidade do Ibovespa mede o nervosismo do consumidor rico brasileiro. Para calcular essa volatilidade, ao invés de recorrermos ao mercado de opções, que é ocasionalmente ilíquido, utilizamos diretamente a cota do índice, aplicando o método de alisamento exponencial (EWMA), o a denominamos de ω_t . Dessa forma, adicionamos $\Omega\omega_t$ - em que Ω é um parâmetro a ser estimado – à equação do consumo das famílias ricas, e assumimos que essa perturbação segue um processo autoregressivo,

$$\omega_t = \rho^\omega \omega_{t-1} + \varepsilon^\omega \quad (19)$$

Note-se que agora temos oito perturbações estocásticas (ε^a , ε^π , ε^f , ε^h , ε^r , ε^g , ε^e , ε^ω), o mesmo número de séries de dados utilizadas na estimação. Assumimos que todos esses choques seguem processos autoregressivos, com exceção do custo inflacionário (ε^π), para o qual, assim como SW, adicionamos um componente de média móvel. Cinco dos parâmetros estimados são exogenamente prefixados por serem indeterminados ou estimados com muita imprecisão. A taxa de depreciação é fixada em $\delta = 0.025$, o estado estacionário da alavancagem e a taxa de sobrevivência dos empresários são fixadas em $k/n = 1.2$ e $\chi_s = 0.9$, a taxa de subsídio para empréstimos é fixada em $\tau = 10\%$, e o consumo do governo somado às exportações líquidas expressos como fração do PIB, no estado estacionário, fixado em 21%.

Os resultados da estimação estão mostrados na Tabela I. A maior parte dos resultados é similar à obtida para os EUA, mas as volatilidades são significativamente maiores. Os parâmetros relativos às fricções de crédito são de interesse particular.

Obtivemos que o parâmetro que mede a elasticidade do prêmio de financiamento às elasticidades das empresas é igual a 0.29. Este valor se compara a 0.042 encontrado em

Christensen and Dib (2008) e 0.101 em De Graeve (2008). Assim, nossos resultados sugerem que a fricção de crédito às empresas é mais severo no Brasil que nos EUA. Tal resultado está em linha com a observação de que os mercados financeiros são mais desenvolvidos nos EUA, que tem melhor arcabouço institucional e legal. Também são consistentes, claro, com a idéia de que o sistema financeiro nos EUA são menos regulados e mais vulneráveis a crises.

Obtivemos que a fração do consumo total que é feito por famílias com restrição de crédito (pobres) é de 75%, que está razoavelmente em linha com informações anedóticas. É frustrante, mas esperado, que o parâmetro que mede a elasticidade do prêmio de financiamento dos pobres a seu endividamento foi estimado em praticamente zero. Frustrante porque essa é uma novidade de nosso modelo. Esperado porque a expansão de crédito é um fenômeno muito recente no Brasil, e não houve, recentemente, nenhum episódio em que o volume de crédito decresceu. Assim, acreditamos que embora esse efeito seja relevante ele não este efetivamente (quantitativamente) presente no curto período de tempo utilizado para estimação.

Na tabela II comparamos a verossimilhança marginal (*marginal likelihood*) de nosso modelo DSGE com as de especificações BVARs que utilizam as *priors* propostas por Sims and Zha (1998), estimadas com as mesmas oito variáveis. Não reportamos os resultados para VARs porque nosso horizonte temporal é tão curto que não seria razoável reduzi-lo ainda mais para obter uma amostra de treinamento. Esta também é a razão para não realizarmos os tradicionais exercícios de performance de projeção fora da amostra. Com essas limitações em mente, nosso modelo parece ter melhor desempenho, em termos de acurácia de projeção, que os BVARs.

4. Quais as razões das crises observadas no Brasil?

Agora utilizamos nosso modelo para extrair os determinantes de quatro desacelerações (“crises”) ocorridas no Brasil durante a última década. Isto é feito através do cálculo do PIB quando somente um dos choques estimados está presente. As oito perturbações de nossa especificação, (ε^a , ε^π , ε^f , ε^h , ε^r , ε^g , ε^e , ε^w), estão relacionadas a choques que ocorrem na (i) tecnologia (resíduo de Solow), (ii) inflação (custos), (iii) prêmio de financiamento para firmas, (iv) prêmio de financiamento para famílias, (v) política monetária (desvio da regra de Taylor), (vi) gastos do governo (ou exportações líquidas), (vii) expectativa de inflação, e (viii) volatilidade (nervosismo).

A figura 1 mostra a decomposição das flutuações de PIB, isto é, quais choques causaram o nível de PIB observado. Para tornar os resultados mais claros, a figura 2 mostra o crescimento do PIB brasileiro, calculado como trimestre sobre trimestre do ano anterior. No horizonte temporal estudado o crescimento do Brasil teve quatro desacelerações importantes, nas quais focamos. A tabela III mostra a variação do nível do PIB (dados filtrados) em cada um desses episódios que foi causada por cada um dos oito choques. A fração do total que corresponde a cada choque é reportada entre parênteses. Assim, podemos tentar associar os episódios às suas causas.

O primeiro episódio é facilmente associado ao racionamento de energia que ocorreu durante a segunda metade de 2001. Devido à falta de água nos reservatórios hidrelétricos, as firmas e famílias somente puderam utilizar uma quantidade limitada de energia, ou sofrer elevadas tarifas. De acordo com o modelo, 2.4% da queda de 3% no PIB que ocorreu naquele período foram devido a um choque de produtividade, o que corresponde a 80% da variação total, de longe o principal fator. Os choques de crédito e inflação também são perturbações relevantes, e não temos uma boa intuição para eles, ou para fatores que contribuíram negativamente para a queda de atividade. De toda forma, é reconfortante que os efeitos da falta de energia tenham aparecido primordialmente como uma queda na produtividade.

O segundo episódio também é facilmente associado com um evento histórico. Durante 2002 os investidores financeiros consideravam a possibilidade de que o candidato do Partido dos Trabalhadores, quem havia argumentado em favor de não pagar (“default”) a dívida externa, poderia ser eleito presidente. Quando este cenário tornou-se o mais provável (no começo de agosto), o temor de um repúdio da dívida dominava os mercados, e a taxa de câmbio depreciou cerca de 60%. É interessante que o PIB sofreu somente depois, durante a primeira metade de 2003, quando a taxa de câmbio já estava apreciando e retornando a seu valor anterior. Mas foi aí quando a inflação acelerou, de 8% to 17%. De acordo com o modelo, 88% da queda de 2.5% PIB deveu-se a um choque de inflação. A depreciação do câmbio causou este choque inflacionário, deteriorando as expectativas, e forçando o Banco Central responder com elevação nos juros, causando efeitos colaterais sobre a atividade. Este processo de transmissão leva tempo, e explica porque a defasagem entre a depreciação e o pico da queda de atividade seja de quatro trimestres.

O terceiro episódio, ocorrido em 2005, pode ser associado a um aperto monetário extraordinário, no sentido das taxas de juros praticadas terem sido acima daquelas ditadas por

uma regra de Taylor que foi estimada com base no horizonte temporal completo. Nosso amigo Afonso Bevilaqua, então diretor de Política Econômica do Banco Central, estava decidido a “quebrar a espinha dorsal da inflação”. Ele elevou as taxas de juros até 19.75% e reduziu a inflação acumulada em doze meses de 8% para 3%. O modelo sugere que 100% da queda de 1.8% do PIB podem ser atribuída a um choque monetário, definido como desvio da regra de Taylor.

A queda de 8.2% do PIB ocorrida no último episódio tem magnitude bem superior a das outras desacelerações. De acordo com o modelo 66% dela foi devido a um choque de crédito sobre as firmas. Outros dois choques, de produtividade e de volatilidade, também foram importantes. A razão por trás do choque de produtividade não é óbvia. Mas o efeito do nervosismo com a crise mundial, capturado na volatilidade do Ibovespa, pode de fato ser percebido no comportamento dos consumidores mais abastados.

É notório que o impacto do choque de gastos – que contém tanto o consumo do governo como as exportações líquidas – não foi particularmente relevante durante essa crise. Este resultado contrasta com a noção de que a crise foi transmitida pelo comércio mundial. A queda sem precedentes do comércio mundial durante a crise representa, de acordo com alguns, uma contribuição adicional dos problemas enfrentados pela economia global. Nossos resultados sugerem que, ao menos para o Brasil, que é sabidamente uma economia relativamente fechada, a transmissão da crise não ocorreu através do comércio internacional propriamente dito (vide Eaton et. al. (2011)).

5. Validação externa dos choques de crédito

Uma dificuldade central das teorias sobre crédito é que sua principal variável – o prêmio de risco de financiamento – não tem contraparte óbvia nos dados reais. Enquanto os modelos assumem contratos de empréstimos simplificados, e uma estrutura de informação bem específica, eles clamam por uma interpretação bem mais geral, em que o prêmio esteja associado à cunha presente em todas as formas de financiamento. Tornando o assunto ainda mais complexo, sabemos desde Stiglitz and Weiss (1981) que mercados caracterizados por informação imperfeita estão sujeitos a racionamento. Assim, as informações relevantes no equilíbrio podem estar contidas tanto nas quantidades como nos preços.

Por estas razões, optamos por não incluir variáveis financeiras de crédito diretamente na estimação. Ao invés, decidimos por extrair o prêmio de risco consistente com as variáveis macroeconômicas (PIB, consumo, investimento, emprego, etc.). Evidentemente, nossa medida do prêmio – que é essencialmente o resíduo da estimação – fica contaminado por outros fatores que não a cunha informacional, tais como erros de medida e problemas na especificação do modelo. Contudo, ainda assim, devemos esperar que os prêmios destilados pelo modelo apresentem alguma correlação com dados financeiros disponíveis sobre a evolução do crédito

Nessa seção comparamos nossas medidas de prêmio com os suspeitos usuais para serem sua contraparte no mundo real. O mesmo procedimento foi feito para a economia dos EUA por De Graeve (2008), que obteve que sua medida de prêmio de financiamento externo apresentasse correlações acima de 70% com medidas de spread dos títulos corporativos *Bbb* e com títulos *high yield*. Nosso desafio aqui é um pouco mais ambicioso por termos diferentes medidas de crédito para famílias e firmas, e porque estamos aplicando o modelo para uma economia em que a qualidade dos dados é inferior. Por outro lado, temos no horizonte temporal uma grande crise de crédito que nos ajuda a identificar os choques.

A tabela IV reporta os desvios padrão de várias variáveis relacionadas ao crédito a pessoas físicas e suas correlações com o prêmio de financiamento às famílias. Note-se como a evolução das concessões é a variável com maior correlação (0,73) com o prêmio de financiamento e, nesse sentido, parece ser o melhor indicador para se aferir o que está ocorrendo com o crédito às pessoas físicas. A figura 3 reporta como as duas variáveis se comportaram no tempo, sugerindo que a elevada correlação não é resultado exclusivamente do ocorrido na grande recessão. Ao menos no horizonte estudado as duas medidas parecem realmente estar conectadas.

Sob o ponto de vista puramente teórico, sabemos que o spread é a variável observada que mais se aproxima ao conceito utilizado no modelo. Contudo, tendo em vista que o modelo é uma simplificação, e que tanto quantidade como preço são relevantes num mercado sob racionamento (Stiglitz and Weiss (1981)), devíamos esperar que as informações sobre o volume também contivessem informações importantes sobre choques no crédito.

Entendemos que o volume de crédito seja variável mais adequada que as concessões, por contemplar implicitamente o prazo e a amortização de financiamentos anteriores. Neste sentido é decepcionante que o crescimento do volume do crédito apresente baixa correlação com o prêmio de financiamento. Também digno de nota, os dados de inadimplência e prazo - variáveis que são

anedoticamente consideradas muito relevantes – tampouco contém muita informação sobre o crédito.

A tabela V é análoga a tabela IV, mas considera o crédito a pessoas jurídicas. Neste caso, as variáveis que mais se aproximam do prêmio de financiamento são inadimplência e spread, ambos com correlação de 0,69. A figura 4 reporta a evolução temporal do spread e do prêmio de financiamento, e revela que a ligação entre as duas variáveis é sensivelmente pior do que a observada no caso das pessoas físicas.

Também no caso das pessoas jurídicas, o crescimento do volume do crédito é pouco correlacionado com o choque destilado pelo modelo, e parece estar defasado temporalmente. Curiosamente, esta defasagem temporal também é observada nos Estados Unidos e em outros países (vide Calvo et al (2006)).

6. O efeito antiinflacionário das medidas macro-prudenciais sobre o crédito

As figuras 5 e 6 mostram o que acontece com a inflação e com o PIB caso a economia sofra três tipos de perturbação: (i) um aumento no juro básico (Selic), (ii) um aumento no prêmio de financiamento do crédito às pessoas jurídicas e (iii) um aumento no prêmio de financiamento do crédito às pessoas físicas, todos de 1%. Dito de outra forma, elas reportam as respostas impulso quando os choques são normalizados para terem a mesma magnitude em vez daquela dada por seus desvios padrão.

Note como os impactos conseqüentes de elevações nos juros básicos são sensivelmente maiores que os outros. Isto ocorre porque os agentes econômicos reagem de forma a evitar das distorções que lhes colocam. Caso o consumo fique mais caro, porque o crédito às famílias ficou mais caro, a redução no consumo será mais expressiva do que a do investimento. O inverso é verdade caso o crédito ao investimento (às firmas) tiver ficado mais caro. Como elas impactam todos os componentes da demanda, e assim não podem ser dribladas, elevações nos juros básicos têm efeitos mais fortes.

Note também como os impactos relativos sobre inflação e PIB são distintos dependendo de qual dos juros é perturbado. Para melhor visualização, a figura 7 utiliza as anteriores para calcular as taxas de sacrifício, definidas como as quantidades (em pontos percentuais) de PIB que são sacrificadas para que a inflação seja reduzida em 1%, em cada instante do tempo. Veja

como choques sobre medidas que encarecem o crédito a pessoas físicas, por reduzirem o consumo em vez do investimento, têm a menor taxa de sacrifício: uma menor queda do PIB é necessária para uma mesma redução da inflação. Independentemente de questões normativas, este resultado indica que modelo em forma reduzida que relacionam medidas do hiato do produto com inflação podem levar a resultados enganosos quando se utilizam medidas sobre o crédito como instrumentos adicionais à taxa básica de juros.

Por indicar os efeitos do crédito sobre inflação, a figura 5 também serve para mensurar os efeitos monetários das diversas medidas macro-prudenciais. Por exemplo, em dezembro de 2010 o Banco Central adotou diversas medidas visando reduzir a expansão de crédito, tais como uma majoração do requerimento de capital para operações de crédito a pessoas físicas com prazos superiores a 24 meses, e uma elevação do compulsório sobre depósitos à vista e à prazo. Tais medidas resultaram numa elevação do spread do crédito para as pessoas físicas de cerca de 3,4%. Visto sob outra ótica e métrica, as mesmas medidas implicaram numa contração nas concessões de crédito destinado às pessoas físicas de aproximadamente 5,5%, quando se controla pelo número de dias úteis, sazonalidade e inflação.

A questão que se coloca, de enorme relevância para a condução de política monetária, é qual o impacto dessas medidas sobre a inflação. Equivalentemente, mas de forma e gerar mais intuição, a pergunta é colocada na métrica dos juros primários: A quantos pontos de elevação da Selic correspondem às medidas prudenciais adotadas?

A primeira etapa para responder essa pergunta é utilizar a validação externa dos prêmios de financiamento da seção anterior para fazer um mapeamento entre os choques de crédito e as variáveis de crédito observadas. O exato mapeamento depende das preferências da analista, de quanto ela acredita que o modelo está realmente capturando a realidade brasileira, e da importância atribuída aos diferentes dados de crédito disponíveis.

Uma alternativa é acreditar completamente no modelo, assumindo que ele é uma perfeita descrição da realidade. Em tal caso, o prêmio de financiamento destilado deveria coincidir com o spread de crédito. O fato dos dados disponíveis de spreads apresentarem correlação menor que um e desvios padrão distintos do prêmio destilado teria sido um reflexo de erros de medida, i.e. um problema dos dados e não do modelo.

Neste caso, a elevação de 3,4% no spread implica em uma elevação da mesma magnitude no prêmio de financiamento. Daí pode-se prosseguir para a segunda etapa, de

mensurar os impactos do prêmio de financiamento como função dos impactos da Selic sobre a inflação (figura 5), obtendo-se algo em torno de 30%. Obtém-se, então, que os impactos das medidas prudenciais são equivalentes a uma elevação de $(3,4\%)(30\%) = 1,0\%$ na Selic.

Uma segunda alternativa seria adotar a postura oposta, de acreditar muito nos dados e pouco no modelo. Podemos utilizar os desvios padrão e correlação da tabela IV para calcular que a redução de 8% nas concessões equivale a uma elevação de $(5,5\%)(0,73)(1,66\%)/(4,75) = 1,4\%$ no prêmio de financiamento. Utilizando-se o fator de 30% entre prêmio de financiamento e Selic obtém-se que as medidas prudenciais adotadas são equivalentes a uma elevação de $(2,3\%)(30\%) = 0,4\%$ na Selic.

Dessa forma, a título de conclusão, nossos exercícios apontam que o impacto das medidas prudenciais tem magnitude equivalente a uma elevação na Selic entre 40 e 100 pontos percentuais. Evidentemente há várias outras alternativas, que implicam em diferentes termômetros, dependendo das *priors* da analista.

7. Conclusões

Até recentemente o setor financeiro era relativamente ignorado em modelagens macroeconômicas. Com a grande recessão isso mudou, e tornou-se imperativo incorporar como choques nas distorções creditícias afetam os ciclos econômicos. Este artigo propõe um modelo para realizar este mapeamento, entre variáveis relativas ao crédito concedido a pessoas físicas e jurídicas e variáveis macroeconômicas tradicionais, como inflação e PIB. Neste sentido, permite mensurar como medidas macro-prudenciais se comparam a política monetária tradicional, em seus efeitos no controle inflacionário.

O modelo proposto é uma extensão do desenvolvido por Smets e Wouters (2007), com a adição de um canal de crédito a pessoas jurídicas a la Bernanke et al (1999) e de um canal de crédito a pessoas físicas a la Curdia e Woodford (2010). Isto permite que a economia se ajuste bem aos dados brasileiros, permitindo que o mapeamento desejado seja realizado com algum grau de confiança.

Contudo, como o modelo não contempla risco sistêmico de forma explícita, ele não pode ser utilizado para uma análise normativa da utilização de políticas macro-prudenciais. Para isso, entendemos, seria necessário uma melhor compreensão das distorções econômicas existentes, as quais resultam nas oscilações e choques financeiros observados. Assim, este trabalho toma como

um dado a presença de regulação macro-prudencial, sem analisar suas motivações e determinantes microeconômicos, mas somente mensurando sua interação com a política monetária.

8. Referencias

- Bernanke, B. S., M. Gertler and S. Gilchrist (1999) “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework” in *The Handbook of Macroeconomics* ed. by J. B. Taylor and M. Woodford, pp. 1341–1393, Elsevier Science B.V., Amsterdam.
- Calvo, G. A., Izquierdo, A. and E. Talvi (2006) “Phoenix Miracles in Emerging Markets: Recovering without Credit from Systemic Financial Crisis” NBER Working Paper 12101
- Christensen, I. and A. Dib (2008) “The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian Model”, *Review of Economic Dynamics* 11: 155-178
- Curdia, V. and M. Woodford (2010) “Credit Frictions and Optimal Monetary Policy” Columbia Working Paper
- De Graeve, F. (2008) “The External Finance Premium and the Macroeconomy: U.S. Post-WWII Evidence” *Journal of Economic Dynamics and Control* 32: 3415–3440.
- Eaton, J., Kortum, S., Neiman, B and J. Romalis, (2011) "Trade and the Global Recession," NBER Working Papers 16666
- Gerali, A, Neri, S., Lessa, L. and F. M. Signoretti (2009) “Credit and banking in a DSGE model of the euro area” *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(1): 107-141
- Kanczuk, F. (2004) “Real Interest Rates and Brazilian Business Cycles” *Review of Economic Dynamics* 7: 436-455.
- Iacoviello, M. (2005) “House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle”, *American Economic Review* 95(3): 739-764.
- Sims, C. A. and T. Zha (1998) “Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models” *International Economic Review* 39 (4): 949–968.
- Smets, F. and R. Wouters (2007) “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach” *American Economic Review* 97 (3): 586–606.
- Schmitt-Grohe S, and M. Uribe (2003) “Closing Small Open Economy Models” *Journal International Economics* 61: 163–185.
- Stiglitz, J. E., and A. Weiss, A. (1981). “Credit rationing in markets with imperfect information”. *American Economic Review* , 71 , 393⁺ 410.

Tabela I: Resultados da Estimação

Parâmetro	Prior Distribution			Posterior Distribution		
	Distrib.	Mean	St.Dev.	Mean	2.5%	97.5%
Aversão ao Risco σ_c	Norm	1.0	0.5	1.10	0.85	1.35
Inv. Elast. Oferta Trabalho. σ_1	Norm	2.0	1.0	1.17	0.01	2.20
Persistencia de Habito λ	Beta	0.6	0.2	0.45	0.24	0.67
Impaciencia $100(\beta^{-1} - 1)$	Gamm	0.2	0.1	0.21	0.10	0.34
Fração de ricos ϕ	Beta	0.5	0.2	0.25	0.02	0.51
Efeito da Volatilidade Ω	Norm	1.0	3.0	0.54	-0.05	1.89
Elastic.do Premio a Dívida ψ^h	Norm	0.1	0.2	0.01	0.00	0.03
Preços Calvo $(1-\beta\theta_{fix})(1-\theta_{fix})/\theta_{fix}$	Norm	0.1	0.2	0.08	0.01	0.16
Indexação θ_{lag}	Beta	0.5	0.2	0.51	0.20	0.82
Fração do Capital α	Norm	0.3	0.1	0.23	0.19	0.27
Custo de Ajustmento ϕ	Norm	1.0	2.0	0.98	0.29	1.66
Elastic. Premio a Alavanc. ψ^f	Norm	0.2	0.2	0.29	0.05	0.50
Taylor Inflação γ_π	Norm	3.0	3.0	3.05	2.03	4.12
Taylor PIB γ_y	Norm	0.2	0.1	0.22	0.09	0.34
Taylor Suavização γ_r	Beta	0.5	0.2	0.61	0.51	0.72
Horas e Emprego σ_{emp}	Norm	2.0	0.5	2.53	1.99	3.08
Focus Backward $\theta_{backward}$	Norm	0.1	0.2	0.11	0.03	0.18
Focus Forward $\theta_{forward}$	Norm	0.2	0.2	0.23	0.08	0.39
S.D. tecnologia ξ_a	Invg	1.0	3.0	1.31	1.02	1.58
AR (1) tecnologia ρ_a	Beta	0.7	0.2	0.67	0.51	0.81
S.D. inflação ξ_π	Invg	0.7	3.0	0.84	0.67	1.00
AR (1) inflação ρ_π	Beta	0.5	0.2	0.46	0.28	0.64
MA (1) inflação	Beta	0.7	0.2	0.59	0.50	0.69
S.D. credito firmas ξ_f	Invg	2.0	4.0	2.14	0.84	3.37
AR (1) credito firmas ρ_f	Beta	0.5	0.2	0.34	0.12	0.56
S.D. crédito famílias ξ_h	Invg	2.0	3.0	1.89	0.83	2.96
AR (1) crédito famílias ρ_h	Beta	0.5	0.2	0.34	0.12	0.56
S.D. política monetaria ξ_r	Invg	0.2	1.0	0.22	0.18	0.26
AR (1) política monetária ρ_r	Beta	0.5	0.2	0.51	0.31	0.69
S.D. governo ξ_g	Invg	3.0	5.0	3.17	2.60	3.67
AR (1) governo ρ_g	Beta	0.7	0.2	0.75	0.59	0.92
S.D. expectativa ξ_e	Invg	0.7	3.0	0.84	0.67	1.00
AR (1) expectativa ρ_e	Beta	0.7	0.2	0.60	0.50	0.69
S.D. volatilidade ξ_ω	Invg	1.0	3.0	1.11	0.92	1.28
AR (1) volatilidade ρ_ω	Beta	0.7	0.5	0.67	0.51	0.84

Tabela II: Comparação de Verossimilhança Marginal

Order do BVAR	Marginal Likelihood
BVAR(1)	-573.7
BVAR(2)	-638.5
BVAR(3)	-498.8
BVAR(4)	-490.1
BVAR(5)	-489.5
BVAR(6)	-488.8
BVAR(7)	-490.2
BVAR(8)	-490.0
DSGE Model	-426.7

Tabela III: Decomposition of GDP Growth in Brazilian Crisis Episodes

		Energy Rationing	Lula Fear	Bevilaqua Fury	Subprime Crisis
Total		-3.0 (100%)	-2.5 (100%)	-1.8 (100%)	-8.2 (100%)
Technology	ε^a	-2.4 (80%)	0.4 (-15%)	-0.7 (40%)	-1.5 (18%)
Households' Credit Spending	ε^h	0.0 (-1%)	-0.5 (21%)	-0.1 (5%)	0.1 (-1%)
Firms' Credit	ε^g	1.0 (-35%)	0.5 (-20%)	-0.8 (49%)	0.6 (-8%)
Monetary	ε^f	-1.3 (43%)	-0.3 (11%)	0.1 (-9%)	-5.4 (66%)
Inflation	ε^r	-0.5 (17%)	0.6 (-23%)	-1.8 (100%)	-1.2 (14%)
Expectations	ε^π	1.3 (-44%)	-2.2 (88%)	0.6 (-32%)	1.0 (-12%)
Volatility	ε^c	-0.4 (12%)	-1.1 (46%)	0.7 (-42%)	-0.1 (1%)
	ε^o	-0.6 (21%)	0.2 (-7%)	0.2 (-11%)	-1.8 (21%)

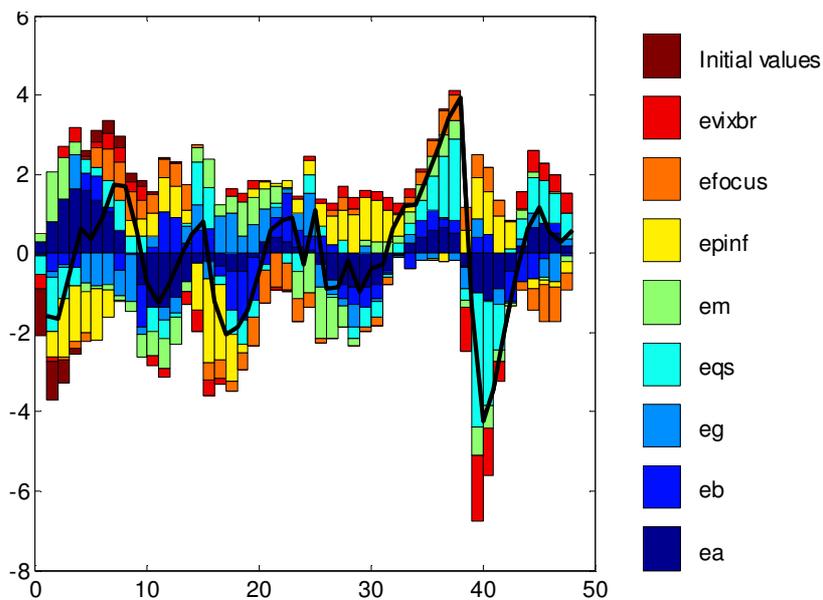
Tabela IV: Validação do prêmio de financiamento às Pessoas Físicas

Variable (X)	S.D. (%)	$\rho(X,Y(-2))$	$\rho(X,Y(-1))$	$\rho(X,Y)$	$\rho(X,Y(1))$	$\rho(X,Y(2))$
Prêmio (Y)	1.66	.17	.35	1.0	.38	.10
Volume (cresc.)	6.33	.22	.39	.46	.50	.35
Concessões	4.75	.22	.26	.73	.65	.28
Prazo	4.83	.14	.22	.37	.55	.54
Inadimplência	5.26	.07	.38	.25	.18	.23
Spread	2.73	.15	.33	.60	.49	.18

Tabela V: do prêmio de financiamento às Pessoas Jurídicas

Variable (X)	S.D. (%)	$\rho(X,Y(-2))$	$\rho(X,Y(-1))$	$\rho(X,Y)$	$\rho(X,Y(1))$	$\rho(X,Y(2))$
Prêmio (Y)	3.06	-.22	.41	1.0	.05	.21
Volume (cresc.)	9.73	-.20	.69	.29	-.21	-.23
Concessões	5.54	.36	.44	.34	-.04	-.11
Prazo	7.41	.36	.30	.26	-.02	-.15
Inadimplência	17.6	.29	.69	.69	-.07	.21
Spread	2.21	.21	.51	.69	.24	.12

Figura 1: Decomposição dos choques sobre o PIB



Notação para os choques: “evixbr” é volatilidade do Ibovespa, “efocus” a expectativa de inflação, “epinf” o custo da inflação (cost-push), “em” o monetário (desvio da regra de Taylor), “eqs” o crédito às firmas, “eg” o gasto (governo ou exportações líquidas), “eb” o crédito às famílias pobres, e “ea” a tecnologia (resíduo de Solow).

Figura 2: Crescimento do PIB (trimestre sobre mesmo trimestre do ano anterior)

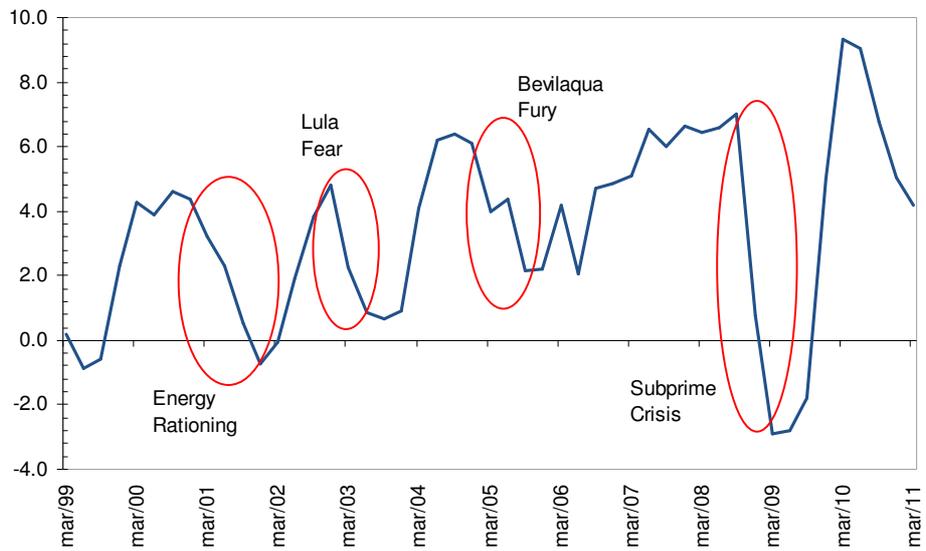


Figura 3: Prêmio de financiamento sobre Pessoas Físicas

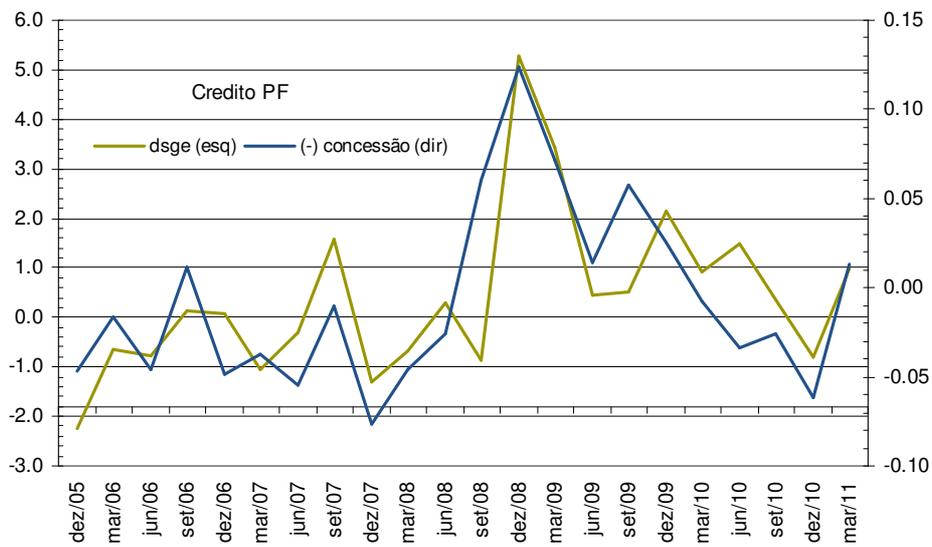


Figura 4: Prêmio de financiamento sobre Pessoas Jurídicas

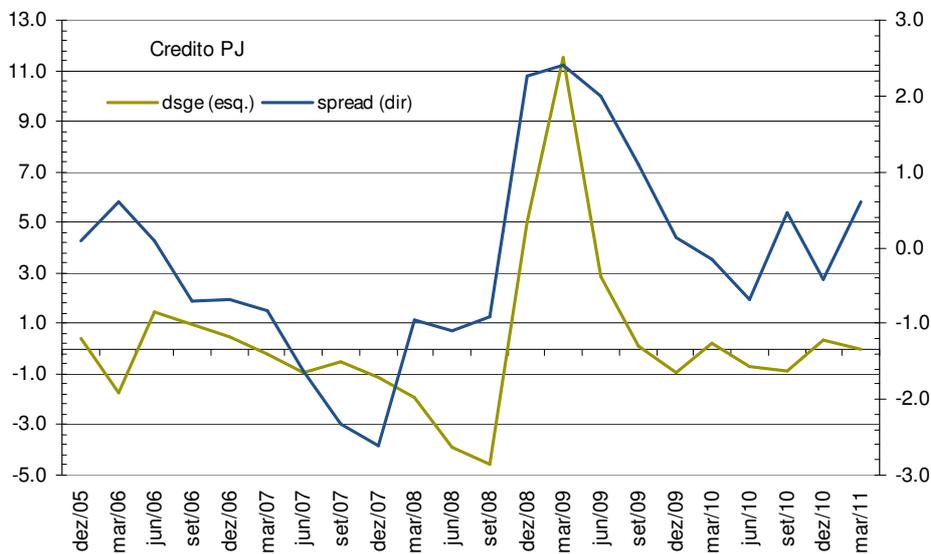


Figura 5: Resposta Impulso sobre Inflação

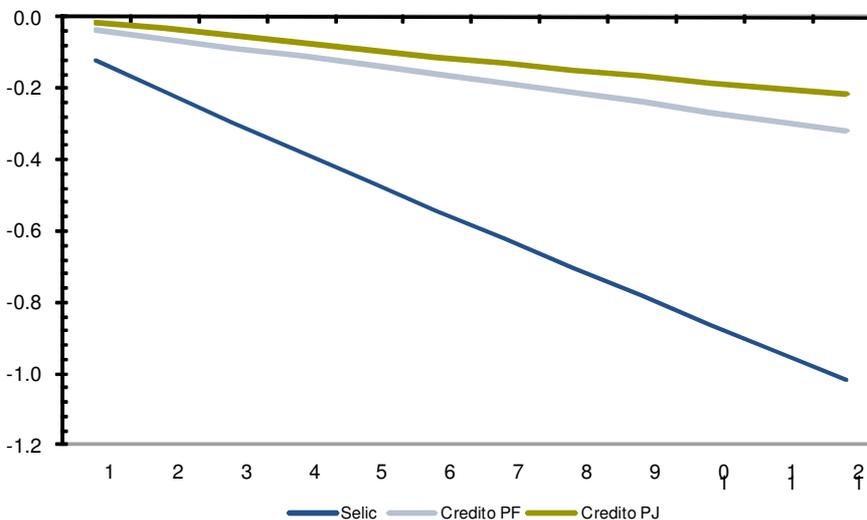


Figura 6: Resposta Impulso sobre PIB

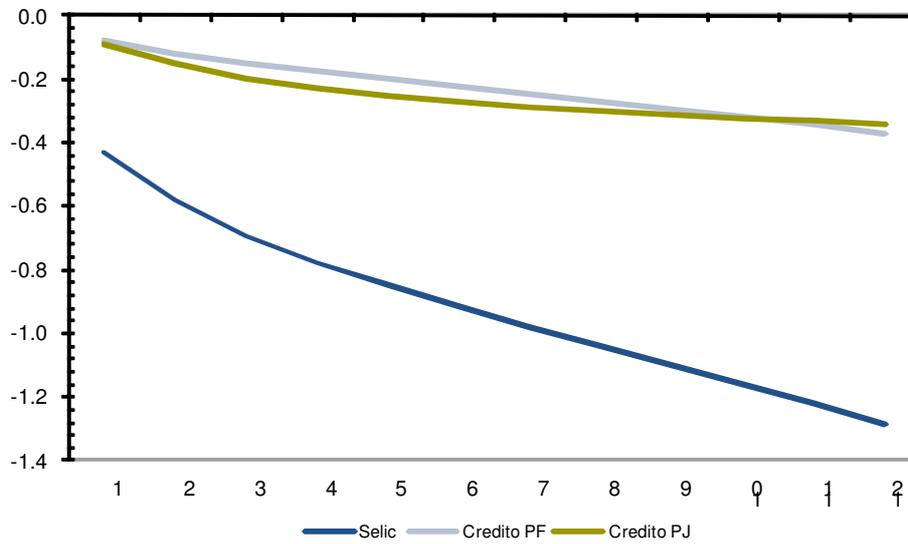


Figura 7: Taxa de Sacrifício

