

# CHOQUES NO SPREAD DE CRÉDITO BANCÁRIO E SUAS IMPLICAÇÕES PARA A CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

André Francisco Nunes de Nunes<sup>1</sup>  
Marcelo Savino Portugal<sup>2</sup>

**Resumo:** O trabalho busca analisar a transmissão dos choques no spread de crédito bancário para as demais variáveis da economia e suas implicações para a condução da política monetária no Brasil. Para isso, foi estimado um modelo DSGE com fricções financeiras para a economia brasileira. O modelo é baseado em Cúrdia e Woodford (2010), que propuseram uma extensão do modelo de Woodford (2003) para incorporar a existência de um diferencial entre a taxa de juros disponíveis aos poupadores e tomadores de empréstimos, que pode variar por razões tanto endógenas quanto exógenas. Nessa economia, a política monetária pode responder não somente às variações na taxa de inflação e hiato do produto através de uma regra simples, como também por meio de uma regra ajustada pelo *spread* de crédito da economia. Os resultados mostram que a inclusão do *spread* de crédito no modelo Novo Keynesiano não altera significativamente as conclusões dos modelos DSGE em respostas a perturbações exógenas tradicionais, como choques na taxa de juros, na produtividade da economia e no dispêndio público. Porém, nos eventos que ocasionam a deterioração da intermediação financeira, por meio de choques exógenos sobre o *spread* de crédito, o impacto sobre o ciclo econômico foi significativo e a adoção de uma regra de política monetária ajustada pelo *spread* pode conseguir estabilizar a economia mais rapidamente do que uma regra tradicional.

**Palavras-chave:** DSGE, Mercado de Crédito, Fricções Financeiras, Política Monetária.

**Classificação JEL:** E52, E32, E44.

**Área 4:** Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças.

**Abstract:** This paper seeks to analyze the transmission of shocks in the banking credit spread for the other variables of the economy and its implications for the conduct of monetary policy in Brazil. We do so by estimating a DSGE model with financial frictions for the Brazilian economy. The model is based on Cúrdia and Woodford (2010), who proposed an extension of the model Woodford (2003) to incorporate the existence of a differential between the interest rates available to savers and borrowers, which can vary by both endogenous and exogenous reasons. In this model, monetary policy can respond not only to changes in the inflation rate and output gap through a simple rule, but also through a rule set by the credit spread of the economy. The results show that the inclusion of credit spread in the New Keynesian model does not significantly change the conclusions of DSGE models in traditional responses to exogenous shocks, such as shocks in the interest rate, in the productivity of the economy and in public spending. However, in the events that cause the deterioration of financial intermediation through exogenous shocks on the credit spread, the impact on the business cycle was significant and the adoption of a monetary policy rule set by the spread can achieve a faster stabilization of the economy than a traditional rule.

**Keywords:** DSGE, Credit Market, Financial Frictions, Monetary Policy.

**JEL Classification:** E52, E32, E44.

---

<sup>1</sup> Economista-Chefe do Sistema FIERGS e aluno de doutorado do PPGE/UFRGS.

<sup>2</sup> Professor do PPGE/UFRGS e do PPGA/UFRGS e pesquisador do CNPq.

## CHOQUES NO SPREAD DE CRÉDITO BANCÁRIO E SUAS IMPLICAÇÕES PARA A CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

Os modelos DSGE, em geral, utilizam baixa, ou nenhuma, fricção no mercado financeiro, e devido à possibilidade de arbitragem, as taxas de juros de maturidades semelhantes convergem para o mesmo valor. Assim, a existência de uma única taxa de juros é suficiente para representar uma economia sem fricções financeiras. Nesse caso, a taxa de juros precisa assumir papéis diversos: (1) taxa básica de operação da política monetária; (2) taxa de retorno de todas as famílias e firmas por poupar; e (3) a taxa em que qualquer agente pode tomar emprestado contra a renda futura. Nesse arcabouço, o próprio comportamento maximizador das famílias e das firmas faz com que os fluxos gerados pelas empresas cheguem até as famílias sem a necessidade de fluxos de crédito em equilíbrio. Portanto, as perturbações no mercado de crédito e as variações no *spread* bancário não têm impactos na alocação de recursos da economia.

Porém, mais recentemente diversos trabalhos procuraram reexaminar as evidências sobre a relação entre os *spreads* de crédito e da atividade econômica, principalmente colocando os insights da crise de 2008 como, por exemplo, as recessões que tem como origem um choque no setor financeiro. Para isso, os modelos teóricos, em especial os modelos DSGE, passaram por aprimoramentos para incorporar a possibilidade de mais de uma taxa de juros na economia bem como a transmissão das perturbações no *spread* para as demais variáveis da economia.

A crise internacional também colocou questionamentos sobre a condução da política monetária tradicional. O limite zero da taxa de juros e as medidas alternativas, como aquelas de *quantitative easing* ganharam espaço na discussão teórica e empírica. Os McCulley e Toloui (2008) e Taylor (2008) ao observar o mercado de crédito, identificaram que um primeiro indicador nos momentos de estresse no mercado financeiro é o aumento do *spread* entre as taxas de juros de referência para a política monetária e aquela pela qual os consumidores tomam emprestado e a política monetária tradicional não consegue dar respostas satisfatórias. Diante disso, esses autores levantaram a hipótese de que o termo a regra de Taylor para a política monetária, se ajustada em proporção aos aumentos observados nos *spreads* poderia dar uma resposta mais efetiva nas situações de stress no mercado financeiro. Porém, coube a Cúrdia e Woodford (2010) formular um modelo para testar o comportamento dessa alternativa para a política monetária.

Assim, Cúrdia e Woodford (2010) propuseram uma extensão do modelo de Woodford (2003) para incorporar a existência de um diferencial entre a taxa de juros disponíveis aos poupadores e tomadores de empréstimos, que pode variar por razões tanto endógenas quanto exógenas. Neste modelo, mesmo em equilíbrio haverá *spread* entre as taxas de juros, e variações no grau de endividamento dos agentes, consumidores e governo, produzem efeitos alocativos. Nessa economia, a política monetária, por sua vez, pode responder não somente às variações na taxa de inflação e hiato do produto através de uma regra simples, como também por meio de uma regra de política monetária ajustada pelo *spread* de crédito da economia.

Segundo os autores, é plausível imaginar que variação no *spread* bancário possui efeitos na alocação de recursos da economia. Mesmo nas economias com sistema financeiro mais avançado, verifica-se grande diferença entre os *spreads*, bem como uma variação deste ao longo do tempo, principalmente nos períodos de estresse financeiro. Nesse contexto, um aperto monetário, seja ele resultado direto da política monetária ou de fatores exógenos, está relacionado com variações nos *spreads*, bem como com a redução real no dispêndio e aumento no desemprego da economia.

Do ponto de vista teórico, o modelo de Cúrdia e Woodford (2010) se diferencia daqueles que seguem a linha de Bernanke e Gertler (1999) por que há mais de um agente consumidor e as fricções ocorrem no âmbito das famílias, sendo que a estrutura das firmas permanece semelhante ao do modelo no Keynesiano tradicional. Na literatura de modelos DSGE com fricções financeiras, trabalhos com foco no crédito para as famílias é mais escasso em comparação àqueles que tratam do prêmio de financiamento externo para as firmas. Nesta linha,

destacam-se os trabalhos de Goodfriend e McCallum (2007), que conseguiram incorporar múltiplas taxas de juros em um modelo DSGE de pequena escala, e De Fiore and Tristani (2011), o qual também utilizaram a enxuta para criar um mercado em que a taxa pela qual os agentes tomam emprestado é distinta da taxa de juros de referência para a política monetária. O modelo de Cúrdia e Woodford (2010) utilizou diversos elementos desses trabalhos anteriores para criar um modelo mais complexo, com dois tipos de agentes consumidores dentro da estrutura dos modelos Novo Keynesianos.

No caso do Brasil, a literatura que busca analisar a formação e os determinantes dos *spreads* bancários é bastante consolidada. Um dos trabalhos pioneiros nessa linha foi elaborado por Aronovich (1994), que estimou os efeitos da taxa de inflação e da atividade econômica sobre o *spread* e indicou que a inflação tende a aumentar o *spread*. Já Afanasieff et al (2002) utilizam dados macro e microeconômicos para explicar os movimentos do *spread* no Brasil e sugerem que as variáveis macro, como inflação e variações no produto, são as mais relevantes para explicar o comportamento do *spread*.

Contudo, a literatura aplicada à economia brasileira ainda carece de referências no que tange a relação entre o *spread* e o ciclo econômico, bem como as suas implicações para a condução da política monetária. Nesse sentido, o trabalho do Vega Filho (2009) simulou o modelo de Curdia e Woodford (2009) calibrado com parâmetros economia brasileira. O trabalho verificou que o endividamento dos agentes aumenta mais no modelo com fricções, em comparação com o modelo sem fricções financeiras em resposta a um choque exógeno de política monetária. Esse comportamento decorreu da maior sensibilidade do endividamento à queda na atividade e ao aumento no *spread* de crédito. Nesse modelo, o aumento na taxa de juros determinada pelo Banco Central, que é a mesma taxa de captação do sistema financeiro, aumenta menos do que proporcionalmente em relação ao aumento na taxa de juros para os tomadores finais, em decorrência da queda na atividade e dos custos de intermediação, o que explica o aumento no *spread* de crédito.

GRÁFICO 1 - Saldo real das operações de crédito ao setor privado em relação ao PIB - %

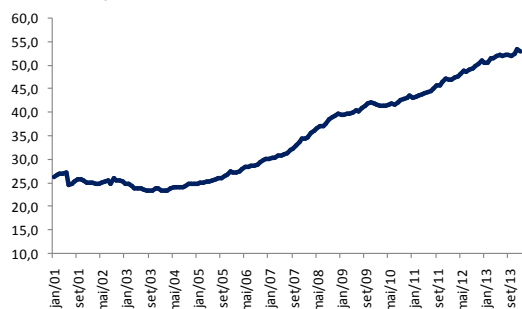


GRÁFICO 2 - Spread médio mensal das operações de crédito com recursos livres\* - % ao ano



\*Pré-fixado, pós-fixado e flutuante.

Fonte: Banco Central do Brasil.

Vale destacar também o trabalho de Kanczuk (2013), que elabora um modelo DSGE com o objetivo de avaliar as políticas macroprudenciais. O modelo utiliza elementos de Bernanke e Gilchrist (1999) e Curdia e Woodford (2010) e o trabalho tem o objetivo de extrair os prêmios de financiamento externo para as famílias e firmas e comparar com os dados de crédito.

A análise do papel do *spread* de crédito nos ciclos econômicos ganha importância no contexto da economia brasileira na medida em que tanto a expansão do crédito, quanto a redução dos *spreads* entre as taxas de juros passaram por grande transformação na última década. O GRÁFICO 1 mostra a participação do crédito na economia, que dobrou de tamanho, passando de 26,1 pontos percentuais de participação no PIB em janeiro de 2001 para 53,0 em janeiro de 2014. Essa transformação é positiva na medida em que possibilita o crescimento nos

investimentos privados, a suavização do consumo no tempo e alongam o horizonte de planejamento dos agentes.

Por outro lado, abre-se espaço para que as oscilações no sistema financeiro tenham impactos potenciais mais significativos no lado real da economia. O GRÁFICO 2 que mostra a evolução do *spread* durante a última década mostrou uma tendência declinante, ainda que permaneça num nível elevado. Contudo, o elemento mais interessante é o comportamento cíclico e os seus picos em momentos de recessão e maior incerteza econômica. Assim, o ganho de participação do crédito na economia motiva o estudo dos impactos potenciais nas variáveis de crédito sobre as demais variáveis macroeconômicas, bem como sobre a condução da política monetária.

O objetivo deste trabalho será estimar o modelo de Cúrdia e Woodford (2010) para a economia brasileira e analisar o comportamento da economia frente a diferentes perturbações exógenas do modelo com fricções financeiras e a sua versão sem essas fricções. O trabalho também representa um avanço em relação à Vega Filho (2009) ao realizar a estimação do modelo e analisar como a economia responde à uma regra de política monetária em que as variações no *spread* são consideradas para a decisão da taxa básica de juros. Além disso, será estimada a regra de política monetária ótima do modelo com *spread* e avaliar o desempenho política monetária conduzida a partir de uma regra ajustada pelo *spread*.

Os resultados obtidos por este trabalho mostram que a inclusão do *spread* no modelo Novo Keynesiano não altera significativamente as conclusões dos modelos DSGE em respostas a perturbações exógenas tradicionais, como choques na taxa de juros, na produtividade da economia e no dispêndio público. Mesmo diante do modelo com fricções financeiras, a especificação de uma regra de política monetária ótima simples, nos moldes de uma regra de Taylor tradicional, se mostrou apropriada para a estabilização da economia.

Porém, os eventos que ocasionam a deterioração da intermediação financeira terão efeitos adversos sobre a atividade. Assim, nos casos de choques exógenos sobre o *spread*, o modelo indica que uma boa política deve concentrar-se não apenas na taxa controlada pelo banco central, mas também na taxa de empréstimo (a taxa arcada pelos tomadores de crédito na economia). Nesse caso, a adoção de regras de política monetária alternativas podem ser meios de fazer com que a estabilização da economia ocorra numa magnitude e tempo mais parecidos com o resultado indicado pela regra ótima de política monetária.

Na próxima seção será apresentado o modelo de Cúrdia e Woodford (2010). Na segunda seção será realizada a estimação do modelo com fricções financeiras por métodos bayesianos o qual será comparado com o modelo sem fricções financeiras. Na terceira seção será realizado as simulações de impulso e resposta dos modelos com e sem fricções financeiras. Em seguida, na quarta parte do trabalho, será apresentado o problema de minimização da função de perda do banco central no modelo com fricções financeiras. A quinta seção consta a proposta para uma regra de Taylor ajustada pelo *spread*, na qual a autoridade monetária leva em conta as variações no *spread* para a condução da política monetária. A última parte será destinada às considerações finais.

## **1 O modelo de Novo Keynesiano com *spread* de crédito**

Esta seção apresentará o modelo com fricções financeiras de Cúrdia e Woodford (2010) que foi formulado tendo como base Woodford (2003). A apresentação dará mais ênfase à parte dos consumidores, que é onde há uma diferenciação em relação à literatura tradicional e são inseridas as fricções financeiras. As demais partes seguem a literatura tradicional semelhante ao apresentado em Woodford (2003) e serão apresentadas de maneira mais breve.

O modelo assume a hipótese de que as instituições financeiras captam os seus recursos através dos depósitos do público com um custo equivalente a taxa de juros utilizada como instrumento de política monetária pelo banco central. Contudo, a taxa para os tomadores finais será diferente da taxa fixada pela autoridade monetária. Os tomadores pagarão um *spread* sobre

a taxa básica, que refletirá as fontes de fricções financeiras do modelo, tais como custos de transação e choques exógenos sobre as condições financeiras dos agentes da economia.

Ao longo do trabalho os termos *spread* de crédito e *spread* bancário serão utilizados como sinônimos. O *spread* é entendido como a diferença entre a taxa de juros dos empréstimos e a taxa de captação. No modelo, a taxa de captação das instituições financeiras será a taxa básica de juros da economia, que será a remuneração da poupança das famílias.

Neste modelo, os agentes da economia são heterogêneos e têm como principal diferença entes poupadores e tomadores de empréstimos. Contudo, não existe um estado imutável para cada tipo de agentes. Uma família poupadora pode se transformar em tomadora de crédito e vice-versa. O bem estar auferido da despesa com consumo é diferente para cada família  $i$ , que busca maximizar o valor presente da sua função de utilidade que apresenta a seguinte forma:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ u^{\tau_t(i)}(c_t(i); \xi_t) - \int_0^1 v(h_t(j; i); \xi_t) dj \right], \quad (1)$$

em que  $\tau_t(i) \in (b, s)$  indica o tipo de cada família, tomadora ou emprestadora, no tempo  $t$ . Assim, haverá duas funções de utilidade  $u^b(c; \xi)$  e  $u^s(c; \xi)$ , que estarão sujeitas a um vetor de choques aleatórios  $\xi_t$ . A economia conta com um contínuo de bens de consumo diferenciados,  $c_t(i)$ , que são ofertados pelas firmas num mercado de concorrência monopolística e agregados na metodologia de Dixti-Stiglitz. De maneira semelhante, as famílias ofertam mão de obra especializada  $j(i)$  e são contratadas pelas firmas. Além disso, a função de utilidade aditiva conta com uma desutilidade no trabalho,  $v(h; \xi)$ , que é a mesma para todos os agentes e está sujeita à choques aleatórios,  $\xi_t$ .

O tipo de cada agente  $\tau_t(i)$  evolui de acordo com um processo de Markov com dois estados. Em cada período existe a probabilidade  $1 - \delta$  (com  $0 \leq \delta < 1$ ) de o agente assumir um novo tipo e, caso contrário, ele permanecerá com o mesmo tipo do período anterior. Portanto, o agente assume o tipo  $b$  com probabilidade  $\pi_b$  e o tipo  $s$  com probabilidade  $\pi_s$ , de forma que  $0 < \pi_b, \pi_s < 1$  e  $\pi_b + \pi_s = 1$ . Também se assume que  $u_c^b(c; \xi) > u_c^s(c; \xi)$  para todos os níveis de consumo,  $c$ . Isso implica que uma mudança no tipo da família altera a sua propensão a consumir, dado o choque  $\xi$ , e a família poupadora tem uma menor propensão a consumir em comparação com a família tomadora de crédito. No caso de  $u_c^b(c; \xi) = u_c^s(c; \xi)$  para todos os períodos, teremos uma abordagem tradicional, na linha do modelo Novo-Keynesiano de Woodford (2003).

As famílias estão aptas a gastar uma quantidade diferente de sua renda atual optando por depositar em fundos remunerados por uma taxa de juros ou pegar emprestado de intermediários financeiros. A mesma taxa de juros nominal está disponível para todos os poupadores, e uma taxa de juros diferente estará disponível para todos os tomadores de empréstimos. Isso vale independentemente das quantidades que uma determinada família escolhe para poupar ou tomar emprestado. Evidentemente, para garantir a existência das instituições financeiras, as famílias só poderão realizar operações de crédito com o intermediário financeiro, não é possível que uma família contrate um empréstimo da outra diretamente.

Um problema potencial para esse tipo de modelo surge do histórico de consumo de cada família quando o tempo vai para o infinito, o que dificulta a agregação e obtenção de um *steady-state*. Para impedir que as utilidades das famílias se tornem muito dispersas ao longo do tempo, os autores conseguem uma saída elegante ao propor um contrato financeiro adicional. As famílias podem assinar contratos umas com as outras e receber recursos contra o risco agregado e o risco associado ao seu tipo sorteado. Porém, esse evento não é contínuo e em todos os outros períodos ela deverá transacionar com o intermediário financeiro.

Assumindo o mecanismo acima, Cúrdia e Woodford (2009), mostram que existe um equilíbrio em que cada agente do tipo  $s$  tem uma poupança positiva, enquanto cada agente do tipo  $b$  tem um empréstimo em cada período. Como conseqüência, a taxa de juros que é relevante para a decisão intertemporal para um tipo de família passa a ser perfeitamente correlacionados com o tipo da família. Além disso, o mecanismo do seguro garante que independentemente das

suas histórias passadas, em qualquer período, todas as famílias de um determinado tipo têm a mesma utilidade marginal da renda.

Assumindo essa estrutura, haverá uma equação de Euler que satisfaz cada processo. Sendo  $\lambda_t^\tau$  a utilidade marginal da renda real das famílias do tipo  $\tau$ , onde  $\tau_t(i) \in (b, s)$ , a equação que mostra a evolução em estado estacionário para a renda das famílias pode ser descrita por dois processos estocásticos  $\{\hat{\lambda}_t^b, \hat{\lambda}_t^s\}$ :

$$\hat{\lambda}_t^b = \hat{i}_t^b - E_t \pi_{t+1} + (\delta + (1 - \delta)\pi_b)\hat{\lambda}_{t+1}^b + (1 - \delta)\pi_s\hat{\lambda}_{t+1}^s, \quad (2)$$

$$\hat{\lambda}_t^s = \hat{i}_t^d - E_t \pi_{t+1} + (\delta + (1 - \delta)\pi_s)\hat{\lambda}_{t+1}^s + (1 - \delta)\pi_b\hat{\lambda}_{t+1}^b, \quad (3)$$

A seguinte notação foi utilizada para as variáveis em estado estacionário:  $\hat{\lambda}_t^\tau = \log(\lambda_t^\tau/\bar{\lambda}^\tau)$  para  $\tau = b, s$ ;  $\hat{i}_t^m = \log(1 + i_t^m/1 + \bar{i}^m)$  para  $m = b, d$ ; e  $\pi = \log(\Pi_t)$ . A barra acima das variáveis indica o seu valor em estado estacionário.

As equações (2) e (3) mostram que cada tipo de família está sujeira à uma taxa de juros diferente. No primeiro caso,  $i_t^b$  é a taxa de juros oferecida para os tomadores de crédito pelas instituições financeiras no período  $t$  para ser paga no início do período  $t + 1$ . Por sua vez, os poupadores recebem a taxa de juros livre de risco,  $i_t^d$ , no início do período  $t + 1$  sobre a poupança depositada no final do período  $t$ .

O sistema de equações (2) e (3) pode ser expressado de maneira alternativa para que as duas equações sejam agregadas. Para isso, toma-se a média ponderada das duas equações por  $\pi_b$  e  $\pi_s$  para obter:

$$\hat{\lambda}_t = \hat{i}_t^{avg} - E_t \pi_{t+1} + E_t \hat{\lambda}_{t+1} \quad (4)$$

onde  $\hat{\lambda}_t = \pi_b \hat{\lambda}_t^b + \pi_s \hat{\lambda}_t^s$  é a média (em log) da utilidade marginal da renda e a taxa de juros média relevante para tomadores e poupadores pode ser expressa como:

$$\hat{i}_t^{avg} = \pi_b \hat{i}_t^b + \pi_s \hat{i}_t^d \quad (5)$$

A ineficiência resultante do processo de intermediação pode ser obtida subtraindo (3) de (2). Assim, se define  $\hat{\Omega}_t = \hat{\lambda}_t^b - \hat{\lambda}_t^s$  e  $\hat{\omega}_t$  como o *spread* entre as taxa de juros recebida pelos poupadores e paga pelos tomadores de empréstimo:

$$\hat{\Omega}_t = \hat{\omega}_t + \delta E_t \hat{\Omega}_t \quad (6)$$

As equações (4) e (6) são equivalentes às equações (2) e (3) originadas no problema dos consumidores. Contudo, elas destacam que a utilidade marginal da renda, assim como nos modelos tradicionais, está relacionada com a trajetória esperada da taxa de juros e que a dispersão da utilidade marginal da renda de cada tipo de agente depende apenas do *spread*  $\hat{\omega}_t$ .

Voltando as condições de primeira ordem, segue-se que todas as famílias de um determinado tipo também devem escolher o mesmo consumo em qualquer período, e, assumindo uma escolha interior para o consumo por parte das famílias de cada tipo, esses níveis de consumo devem satisfazer  $\lambda_t^b = u^{b'}(c_t^b)$  e  $\lambda_t^s = u^{s'}(c_t^s)$ . Essas equações podem ser invertidas para que se obtenham as funções de demanda,

$$c_t^b = c^{b'}(\lambda_t^b; \xi_t), \quad c_t^s = c^{s'}(\lambda_t^s; \xi_t). \quad (7)$$

A condição de *market-clearing* mostra que o dispêndio agregado da economia deve ser a soma do consumo das famílias e do governo. Além disso, se incluídos os recursos utilizados pelo setor de intermediação financeira,  $\Xi_t(b)$  ( $\Xi_t(0) = 0, \Xi_t(b) \geq 0, \Xi_t'(b) \geq 0, \Xi_t''(b) \geq 0$  para todo  $b \geq$

0), em que  $b$  são os empréstimos reais totais da instituição financeira. A forma funcional por Cúrdia e Woodford (2010) é  $\Xi_t(b_t) = \tilde{\Xi}_t b_t^\eta$ . E os autores realizam simulações com diferentes valores para o parâmetro  $\eta$ . No caso em que  $\eta = 1$ , obtêm-se uma tecnologia linear para os intermediários, de forma que aumentos no nível de crédito levam ao crescimento proporcional nos custos de intermediação. Já quando até  $\eta > 1$ , o aumentos no nível de crédito leva a um aumento mais do que proporcional nos custos de intermediação. A expressão (15) mostra que o custo de intermediação é um dos elementos que compõem o *spread* no mercado de crédito.

Portanto, a equação de fechamento da economia pelo lado da demanda assume a seguinte forma:

$$Y_t = \int c_t(i) d_i + G_t + \Xi_t(b), \quad (8)$$

Substituindo (2.1.7) em (2.1.8) obtém-se a equação de equilíbrio para a demanda agregada que relaciona as utilidades marginais da renda com o crédito da economia:

$$Y_t = \pi_b c^b(\lambda_t^b; \xi_t) + \pi_s c^s(\lambda_t^s; \xi_t) + G_t + \Xi_t(b) \quad (9)$$

A representação em formato log-linear considera que o choque exógeno sobre as preferências é uma média ponderada na taxa de impaciência de ambos os agentes e está representado por  $\bar{c}_t$ . Além disso, na sua versão em estado estacionário as variáveis foram definidas como  $\hat{Y}_t = \log(Y_t/\bar{Y})$ ,  $\hat{G} = (G_t - \bar{G})/\bar{Y}$  e  $\hat{\Xi}_t = (\Xi_t - \bar{\Xi})/\bar{Y}$ . Portanto, a representação da demanda agrega log-linearizada possui a forma:

$$\hat{Y}_t = s_c \bar{c}_t - \bar{\sigma}(\hat{\lambda}_t + s_\Omega \hat{\Omega}_t) + \hat{G}_t + \hat{\Xi}_t \quad (10)$$

O coeficiente  $\bar{\sigma}$  mede a sensibilidade da decisão de consumo das famílias a variações na utilidade marginal da renda. Essa relação também pode ser interpretada como a sensibilidade do consumidor em relação à taxa de juros. Vale destacar que  $\bar{\sigma}$  é uma média ponderada dos dois tipos de famílias:

$$\bar{\sigma} = \pi_b s_b \sigma_b + \pi_s s_s \sigma_s > 0, \quad (11)$$

onde  $\sigma_\tau$  é a elasticidade substituição intertemporal do consumo de cada agente e  $s_\tau = \bar{c}_\tau/\bar{Y}$  é a participação do consumo de cada agente no consumo agregado em estado estacionário. O coeficiente  $s_\Omega$  avalia o grau no qual a demanda agregada é afetada pela heterogeneidade na utilidade marginal dos consumidores. Ele depende do grau no qual a de dispêndio dos tomadores de empréstimo é mais juros-inelástica em comparação com os poupadores, ou seja quanto que a redução do endividamento agregado dos tomadores de empréstimos, por ponto percentual de aumento na taxa de juros que eles se deparam, excede o aumento na poupança pelos dos poupadores em resposta a um aumento da mesma magnitude na taxa de juros.<sup>3</sup>

As equações (2.1.4) e (2.1.10) combinada dão forma a uma relação IS intertemporal:

$$\hat{Y}_t = E_t \hat{Y}_{t+1} - \bar{\sigma}(\hat{i}_t^{avg} - E_t \pi_{t+1}) - E_t [\Delta g_{t+1} + \Delta \hat{\Xi}_{t+1} - \bar{\sigma} s_\Omega \Delta \hat{\Omega}_{t+1}] \quad (12)$$

onde  $g_t$  agrega as perturbações exógenas no dispêndio das famílias e do governo e  $\Delta$  indica a primeira diferença das variáveis, conforme detalhado em Woodford (2003).

Mesmo havendo duas taxas de juros na economia, a política monetária poderá ser conduzida por uma taxa apenas. Utilizando a mesma abordagem do modelo de Goodfriend e McCallum (2007), considera-se que o *spread* de equilíbrio depende da tecnologia dos

<sup>3</sup> O coeficiente possui a seguinte forma:  $s_\Omega = \pi_b \pi_s \frac{s_b \sigma_b - s_s \sigma_s}{\bar{\sigma}}$

intermediários. Supondo que o setor bancário atua em um mercado com competição perfeita, o *spread* em equilíbrio é dado por  $\omega_t = \Xi_t'(b)$ . Essa suposição tem uma implicação forte para o modelo. Não há uma explicação comportamental (microfundamentada) para o *spread* entre a taxa de juros disponíveis aos poupadores e tomadores. Isso significa que não é possível avaliar os possíveis efeitos da política monetária sobre a eficiência do setor bancário.<sup>4</sup> Entretanto, será possível, considerar as consequências na atuação da política monetária na presença de *spread*.

As taxas de juros na economia devem respeitar a seguinte relação de equilíbrio:

$$\hat{t}_t^b = \hat{t}_t^d + \hat{\omega}_t, \quad (13)$$

em que  $\hat{\omega}_t = \log[(1 + \omega_t)/(1 + \bar{\omega})]$ . Além disso, há uma fonte de perturbação exógena para o *spread* no estado estacionário, que está associado ao aumento da utilização dos recursos da economia pelas instituições financeiras. Para tanto, assume-se que o *spread* de equilíbrio é dado por:

$$1 + \omega_t = (1 + \Xi_t'(b)), \quad (14)$$

onde  $\mu_t^b \geq 1$  é o *markup* do setor financeiro que é tomado como exógeno e variante no tempo. Entretanto, Cúrdia e Woodford (2009) não interpretam,  $\mu_t^b$ , apenas como uma forma de poder de mercado dos intermediários financeiros, mas, por exemplo, como uma forma de modelar o prêmio de risco que varia no tempo. A origem desse movimento pode ser o alto volume de crédito já concedido, que impõem mais riscos para a alavancagem das famílias ou o aumento de tomadores fraudulentos e inadimplentes na economia.

Portanto, a versão log-linear da equação de movimento do *spread* da taxa de juros (14) pode ser expressa como:

$$\hat{\omega}_t = \omega_b \hat{b}_t + \omega_\chi \hat{\chi}_t + \omega_\Xi \hat{\Xi}_t \quad (15)$$

A equação (15) mostra que o *spread* da taxa de juros em estado estacionário depende do volume de endividamento privado, dado por  $\hat{b}_t = \log\left(\frac{b_t}{\bar{b}}\right)$ . Os choques financeiros exógenos que afetam o *spread* são, que representa variação de prêmio de risco, *banking markups* ou aumento da inadimplência dos tomadores de empréstimo, representado por  $\hat{\chi}_t = (1 + \kappa)b^\kappa(\chi_t - \bar{\chi})$ .

Combinando as equações (13) em (5) fica evidente como a taxa média e a taxa básica de juros se relacionam com o *spread* em equilíbrio:

$$\hat{t}_t^{avg} = \hat{t}_t^d + \pi_b \hat{\omega}_t \quad (16)$$

O fechamento da parte da demanda do modelo depende de uma relação entre o endividamento e as demais variáveis. A equação (17) descreve o movimento da dívida real das famílias em estado estacionário como uma função do seu nível passado, dos choques exógenos no mercado financeiro que afetam o *spread* da taxa de juros, da evolução da taxa básica de juros da economia em relação à taxa de inflação, da evolução da dívida real do governo e das demais variáveis agregadas que determinam o nível de dispêndio e renda relativa de cada tipo de família:

$$\hat{b}_t = \varrho_r (\hat{t}_{t-1}^d - \pi_t) + \varrho_Y \hat{Y}_t + \varrho_\Omega \hat{\Omega}_t + \varrho_\omega \hat{\omega}_t + \varrho_b (\hat{b}_{t-1} - \hat{\omega}_{t-1}) + \varrho_\xi [\pi_b (1 - \pi_b) s_c \bar{c}_t + s_\Omega \bar{\sigma}^{-1} (g_t + \hat{\Xi}_t)] - \pi_b \varrho_\xi [\hat{b}_t^g - \delta (1 + \bar{r}^d) \hat{b}_{t-1}^g], \quad (17)$$

Os parâmetros  $\varrho$ 's e  $B$ 's foram adotados para a simplificação de relações agregadas de parâmetros já descritos do modelo.

<sup>4</sup> Gertler e Karadi (2011) é um exemplo de trabalho que busca microfundamentar os intermediários financeiros.



Cúrdia e Woodford (2010) demonstram que na presença de fricções financeiras a equivalência Ricardiana não se verifica neste modelo. A equação de movimento (17) tem com consequência que, na ausência de alterações nas trajetórias das demais variáveis endógenas, uma mudança na trajetória de  $\{\hat{b}_t^g\}$  representará uma alteração na trajetória de  $\{\hat{b}_t\}$ . Em outras palavras, na ausência de elementos que elevem a trajetória da dívida privada, haverá um efeito *crowding-out* da dívida pública em relação à privada. Nesse caso, a alteração no endividamento privado terá consequências sobre a determinação da demanda agregada, seja pela mudança no *spread* e/ou pelos recursos utilizados na intermediação financeira.

Portanto, além da equação de movimento da dívida, a parte da demanda é composta da equação IS intertemporal do modelo Novo Keynesiano (12) e da equação (16), que relaciona a taxa de juros média com a taxa de juros básica da economia. Completa esse bloco a equação (2.1.6), que relaciona a demanda agregada e as equações que expressam a relação entre a utilidade marginal da renda de cada família e a taxa de retorno real esperada da decisão entre poupança e consumo.

A parte da oferta agregada é similar aos modelos tradicionais [Gertler (1999), Woodford (2003), Benigno e Woodford (2005)], em que a relação entre o produto, inflação e expectativas são representadas numa curva de Phillips Novo Keynesiana.

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) + \xi u_t - \xi \bar{\sigma}^{-1} \hat{\Xi}_t + \xi(s_\Omega + \pi_b - \gamma_b)\hat{\Omega}_t \quad (18)$$

com inclinação dada por  $\kappa = \xi(\omega_y + \bar{\sigma}^{-1}) > 0$ , onde  $\xi = \frac{1-\alpha}{\alpha} \frac{1-\alpha\beta}{1+\omega_y\theta}$ . O parâmetro  $0 < \alpha < 1$  é a fração dos preços que ficam inalterados do período atual para o próximo,  $\theta$  representa a elasticidade substituição consumo entre os diferentes tipos de bens e  $\omega_y$  é o *mark-up* desejado para os salários.

Os três primeiros elementos de (18) são equivalentes aos obtidos num modelo DSGE tradicional. No caso do modelo com fricções financeiras há o acréscimo de dois *cost-push* choques decorrentes da parte financeira do modelo, cujos efeitos imediatos são a elevação na taxa de inflação.

O termo para a taxa de crescimento do produto natural,  $\hat{Y}_t^n$ , agrega, através de uma combinação linear, as perturbações exógenas  $\bar{c}_t$ ,  $\hat{G}_t$  e  $z_t$ . Esses choques correspondem às fontes de variação no nível de produto com preços flexíveis, que na ausência de fricções financeiras corresponde às variações no nível de eficiência da produção. Complementarmente, o termo  $u_t$  agrega as variáveis exógenas que podem representar pressões sobre os custos, ou seja são fontes de variação no produto de equilíbrio que não correspondem a qualquer mudança no nível de produção eficiente.

O banco central pode seguir uma Regra de Taylor tradicional para  $\hat{i}_t^d$ , na forma de (19) em que a equação (16) relaciona a taxa da política monetária com a taxa média da economia:

$$\hat{i}_t^d = \phi_m \hat{i}_{t-1}^d + (1 - \phi_m)(\phi_\pi \pi_t + \phi_y \hat{Y}_t) + \epsilon_t^m \quad (19)$$

Cúrdia e Woodford (2010) mostram que a determinação da inflação e do produto ocorre da mesma forma do que no modelo tradicional, independentemente do grau das fricções financeiras ou da sua variabilidade. Além disso, a modelagem de Goodfriend e McCallum (2007) para o *spread*, se torna possível que mesmo com duas taxas de juros com papel distinto, a política monetária será conduzida através da taxa livre de risco (taxa dos depósitos das famílias),  $\hat{i}_t^d$ .

O modelo apresentado mantém as mesmas relações que um modelo DSGE tradicional. Porém, existem duas principais diferenças: (i) duas taxas de juros que afetam a demanda agregada (ambas impactam com o mesmo sinal) através das diferentes decisões de consumo

de cada tipo de agente; e, (ii) os recursos utilizados pelos intermediários financeiros também impactam na demanda agregada.

No caso dos bancos não utilizarem nenhum recurso, ( $\Xi_t(b) = 0$ ), a dinâmica do modelo será semelhante à de um modelo tradicional sem fricções financeiras. Da mesma forma, o modelo tradicional de Woodford (2003) pode ser entendidos como um caso especial deste modelo com fricções financeiras para quando  $u^b(c, \xi) = u^s(c, \xi)$  e  $\Xi_t(0)$ . Nesse caso,  $i_t^b = i_t^d$  vale para todo o  $t$  e o que implica que  $\lambda_t^b = \lambda_t^s$ . Por consequência o spread será nulo, ou seja,  $\omega_t(b) = 0$ . Assim, será possível estimar o modelo para a economia brasileira com e sem fricções financeiras.

Em resumo, o modelo completo possui sete equações principais: a) medida da ineficiência da intermediação financeira (6), b) curva IS com fricções financeiras (12), c) equação do spread de crédito (15), d) média das taxas de juros que são relevantes para os poupadores e investidores (16), e) equação da dinâmica do endividamento privado (17), f) curva de Phillips com fricções financeiras (18), e g) regra de política monetária (19).

As perturbações exógenas são compostas por seis variáveis independentes e identicamente distribuídas (*i.i.d.*). São elas: choque nos gastos do governo ( $\epsilon_t^g$ ), choque na curva de Phillips ( $\epsilon_t^u$ ), choque financeiros exógenos ( $\epsilon_t^x$ ), choque na função de produção dos intermediários ( $\epsilon_t^z$ ), choque no produto natural (tecnológico) ( $\epsilon_t^y$ ), choque de juros na regra de política monetária ( $\epsilon_t^m$ ).

Os termos que representam choques exógenos no dispêndio são agregados na variável  $g_t$  e perfil de consumo das famílias deve obedecer o comportamento do consumo agregado, para tanto o dispêndio total é uma combinação linear dos dois tipos de consumidores:

$$s_c \bar{c}_t = \pi_b s_b + (1 - \pi_b) s_s \quad (21)$$

$$g_t = \epsilon_t^g + s_c \bar{c}_t \quad (22)$$

Pelo lado da oferta os choques que afetam o produto natural foram agregados na forma:

$$\hat{Y}_t^n = (\omega_y + \bar{\sigma}^{-1})^{-1} [\bar{\sigma}^{-1} g_t + (1 + \omega_y) z_t] \quad (23)$$

Os demais choques se desenvolvem no tempo como um processo AR(1):

$$u_t = \rho_u u_t + \epsilon_t^u \quad (24)$$

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \epsilon_t^z \quad (25)$$

$$b_t^g = \rho_g b_{t-1}^g + \epsilon_t^g \quad (26)$$

$$\tilde{\Xi}_t = \rho_{\Xi} \tilde{\Xi}_{t-1} + \epsilon_t^{\Xi} \quad (27)$$

$$\chi_t = \rho_{\chi} \chi_{t-1} + \epsilon_t^{\chi} \quad (28)$$

As relações estruturais do modelo foram apresentadas nesta seção, já estavam na sua forma log-linearizadas em torno dos valores de estado estacionário. A solução desse conjunto de equações lineares resulta na aproximação linear das variáveis endógenas em função dos diversos choques exógenos, para quando esses distúrbios são pequenos o suficiente. Os parâmetros

## 2.2 Dados e estimação

O estudo econométrico para a economia brasileira abrange o período do terceiro trimestre de 2000 até o terceiro trimestre de 2014. Esse período é posterior a adoção do sistema de metas de inflação e da flutuação cambial, o que torna as estimações mais confiáveis, uma vez que não houve ruptura institucional nos mecanismos de condução da política macroeconômica.

A base de dados para a estimação do modelo contém sete séries econômicas. As observações para o PIB ( $Y_t$ ), Despesa consumo das famílias ( $c_t$ ), Saldo das operações de crédito para as famílias ( $b_t$ ) e Dívida bruta do governo geral ( $b_t^g$ ) foram dessazonalizadas e tratadas como o (log)diferença em relação à sua tendência de longo prazo, calculada através do filtro HP ( $\lambda = 1600$ ).

A série escolhida para a taxa de inflação ( $\pi_t$ ) foi Índice de Preços ao Consumidor Amplo mensal. Os dados foram dessazonalizados pelo método X-12 ARIMA, transformados para a periodicidade trimestral e diferenciados em relação à média do período. As séries para a taxa de juros referência para a política monetária – Taxa Selic over ( $i_t^d$ ), bem como o Spread médio das operações de crédito para pessoas físicas ( $\omega_t$ ) foram diferenciadas em relação à sua tendência de longo prazo.<sup>5</sup>

As equações que compõem as relações de equilíbrio do modelo foram apresentadas na seção anterior já na forma log-linearizada em torno do valor de estado estacionário. Sem qualquer perda de generalidade,  $\bar{Y} = 1$  e  $\psi = 1$  foram calibrados para que a inflação no estado estacionário seja zero. Os demais valores das variáveis em estado estacionário e parâmetros calibrados estão relacionados na Tabela 1.

TABELA 1: Valores no estado estacionário

Par.	Val	Descrição	Fonte
$b_\gamma$	1.3	Endividamento total da economia como percentual do PIB	Banco Central do Brasil
$\alpha$	0.74	Preços inalterados para o próximo período	Castro et. at. (2011)
$\nu$	0.49	Elasticidade substituição do trabalho	Castro et. at. (2011)
$\bar{\mu}_\omega$	0.25	Percentual dos trabalhadores que remarcam salários a cada período	Castro et. at. (2011)
$\bar{\tau}$	0.35	Participação dos impostos no PIB em estado estacionário	Carga tributária total – Secretaria da Receita Federal
$\bar{\omega}$	0.301	Taxa média do spread (ao ano) para os empréstimos totais para pessoas físicas em estado estacionário	Banco Central do Brasil
$\theta$	11	Elasticidade substituição entre os bens de consumo	Castro et. at. (2011)

Fonte: Elaborado pelo Autor.

Os parâmetros fundamentais do modelo foram estimados por métodos bayesianos. Nesta metodologia são escolhidas distribuições *a priori* para os parâmetros os quais são utilizados para a determinação da função verossimilhança.

A construção das distribuições a posteriori dos parâmetros foi realizada utilizando o algoritmo de Metropolis–Hastings, que utiliza o método de MCMC para a construção das distribuições posteriori. Para que a convergência fosse atingida, segundo o teste de diagnóstico proposto por Brooks e Gelman (1998), foram realizadas 1 milhão de simulações em 4 cadeias de Markov.<sup>6</sup> Os trabalhos de An e Schorfheide (2006) e DeJong e Dave (2011) realizam uma abordagem detalhada da metodologia de estimação bayesiana para modelos DSGE.

O principal desafio na estimação do modelo foi identificar os parâmetros de participação do consumo na renda dos dois tipos de famílias ( $s_b$  e  $s_s$ ), bem como as suas elasticidade substituição intertemporal no consumo ( $\sigma_b$  e  $\sigma_s$ ). A estimação de todos os parâmetros do modelo resultou em colinearidade entre esses parâmetros, conforme o teste de Iskrev (2010). Esse problema pode ser verificado através da equação (21), em que se verifica que o consumo agregado é uma combinação linear dos parâmetros para os tipos de famílias.

Desse modo, optou-se por estimar a elasticidade agregada, tendo em vista que os valores da literatura servem de referência para a definição das médias das distribuições *a priori*, e a estimativa do parâmetro para as famílias tomadoras de crédito. Os valores dos parâmetros para

<sup>5</sup> A série do saldo das operações de crédito para famílias sofreu alteração metodológica pelo Banco Central do Brasil a partir de 2011. A diferença entre as séries novas e antigas ocorre em seu nível, mas mantém um coeficiente de correlação de 0.997 no período de 70 meses em que as duas séries coexistem. Assim, visto que o modelo tem o *steady state* centrado em zero, o nível da série não é uma informação essencial para todo o período. Dessa forma, a série para o período completo a partir das variações das duas séries de dados.

<sup>6</sup> As rotinas para a estimação foram implementadas utilizando o Dynare, programa desenvolvido por Stéphane et. al. (2011).

as famílias poupadoras foram obtidos a partir desses dois e das variáveis de *spread* em estado estacionário.

A estimação do inverso da elasticidade substituição agregada possui resultados bem reportados na literatura, como em Castro et. al. (2011) e Vasconcelos e Divino (2012), que obtiveram estimativas entre 1.1 e 1.3. Assim, foi escolhido valores iniciais para a elasticidade substituição de cada família ( $\sigma_b = 2.80$  e  $\sigma_s = 1.30$ ) que proporciona uma elasticidade substituição agregada de 1.30.

Para os parâmetros referente ao perfil e comportamento das famílias utilizou-se como média da distribuição *a priori* os valores do trabalho de Cúrdia e Woodford (2009), devido à falta de informação para a economia brasileira que se adequa à proposta desse modelo. Portanto, considerou-se que participação igual de cada tipo de família ( $\pi_b = 0.5$ ) estabelecido em 0.5. Quanto a proporção de consumo de cada tipo de família no PIB ( $s_b = 0.72$  e  $s_s = 0.50$ ), os valores iniciais foram configurados para que se obtenha uma relação Consumo/PIB de 0.61, valor observado nos dados para a economia brasileira na média do período entre o segundo trimestre de 2000 até o segundo trimestre de 2014.

A escolha das distribuições *a priori* tem papel fundamental para o desempenho da estimação. A distribuição Beta foi utilizada com *a priori* para os parâmetros que assumem valores no intervalo  $[0,1]$ , para aqueles parâmetros que com valores estritamente positivos foi escolhida a distribuição Gamma e para a estimativa dos desvios padrões dos choques aleatórios utilizou-se a distribuição Gamma Inversa com variância infinita. O modelo segue a linha básica de Woodford (2003) com origens no conceito de economia wickselliana e utiliza o conceito de taxa de juros natural. Note que se  $\bar{w} = 0$ , então a taxa de juros em estado estacionário corresponde a  $1 + \bar{r}^d = \beta^{-1}$ . Portanto, utilizou-se as relações de estado estacionário para calibrar  $\beta$ , dados os valores assumidos para  $\delta$ ,  $\pi_b$ ,  $\bar{w}$  e  $\bar{r}^d$ , no modelo com fricções financeiras.

TABELA 2: Distribuição a priori e posteriori dos parâmetros

Parâmetro	Densidade	Priori		Posteriori		Suporte
		Média	D. P.	Média	Conf. 90%	
$\pi_b$	Gamma	0.50	0.10	0.47	[0.3965;0.5412]	$\mathbb{R}^+$
$s_b$	Beta	0.78	0.10	0.782	[0.7311;0.8269]	[0,1]
$\sigma_b$	Beta	2.80	0.50	2.71	[1.9336;3.4349]	[0,1]
$\bar{\sigma}$	Beta	1.30	0.10	1.18	[1.0499;1.3053]	[0,1]
$\delta$	Beta	0.975	0.10	0.974	[0.9660;0.9813]	[0,1]
$\eta$	Gamma	5.00	1.00	3.72	[2.7469;4.6571]	$\mathbb{R}^+$
$\phi_\pi$	Gamma	2.43	0.10	2.18	[2.0398;2.3285]	$\mathbb{R}^+$
$\phi_\nu$	Gamma	0.16	0.10	0.65	[0.5867;0.7046]	$\mathbb{R}^+$
$\phi_m$	Beta	0.79	0.10	0.80	[0.7844;0.8174]	[0,1]
$\rho_z$	Beta	0.50	0.10	0.61	[0.4845;0.7434]	[0,1]
$\rho_{\bar{z}}$	Beta	0.50	0.10	0.90	[0.8654;0.9500]	[0,1]
$\rho_{b^g}$	Beta	0.50	0.10	0.62	[0.5054;0.7339]	[0,1]
$\rho_u$	Beta	0.50	0.10	0.52	[0.3549;0.6782]	[0,1]
$\epsilon_t^u$	Inv. Gamma	0.01	Inf.	0.0047	[0.0011;0.0087]	[0,1]
$\epsilon_t^z$	Inv. Gamma	0.01	Inf.	0.9829	[0.6645;1.2924]	[0,1]
$\epsilon_t^m$	Inv. Gamma	0.01	Inf.	0.0165	[0.0135;0.0194]	$\mathbb{R}^+$
$\epsilon_t^b$	Inv. Gamma	0.01	Inf.	0.0568	[0.0463;0.0671]	$\mathbb{R}^+$
$\epsilon_t^g$	Inv. Gamma	0.01	Inf.	0.0388	[0.0321;0.0452]	$\mathbb{R}^+$
$\epsilon_t^x$	Inv. Gamma	0.01	Inf.	0.0215	[0.0181;0.0248]	$\mathbb{R}^+$
$\epsilon_t^{b^g}$	Inv. Gamma	0.01	Inf.	0.0019	[0.0013;0.0024]	$\mathbb{R}^+$
$\epsilon_t^{\bar{z}}$	Inv. Gamma	0.01	Inf.	0.0047	[0.0011;0.0087]	$\mathbb{R}^+$

Fonte: Elaborado pelo autor

Com relação à identificação do modelo, os testes apontaram colinearidade entre os parâmetros  $\sigma_b$  e  $s_b$  resultando em indeterminação da solução do modelo para 3.2% do suporte das distribuições *a priori*. Esse resultado não impossibilitou o diagnóstico de identificação de Iskrev (2010) que sugeriu a relevância desses parâmetros para o modelo.

No geral as estimações conseguiram apontar comportamento (parâmetros) distintos entre os agentes da economia. Tomando os resultados das estimações para  $s_b$ ,  $\sigma_b$  e  $\pi_b$  e considerando

uma participação da despesa de consumo agregado das famílias no PIB de 62%, é possível obter os parâmetros para as famílias poupadoras,  $s_b = 0.48$  e  $\sigma_s = 1.21$ .

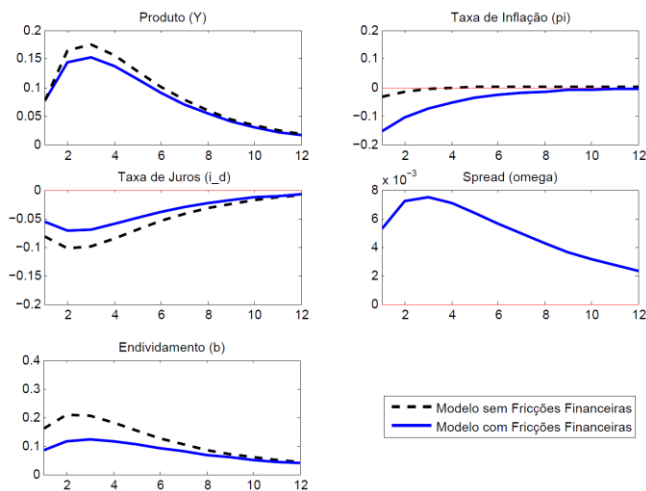
Na curva de Phillips, a resposta da inflação corrente às mudanças no hiato do produto é de  $\kappa = 0.038$ , que é um valor próximo ao encontrado na literatura aplicada à economia brasileira. O parâmetro para a probabilidade média que o agente permanece com um mesmo perfil ( $\delta = 0.974$ ), indica que consumidor altera o seu perfil a cada 10 anos, ou seja, o agente permanece como tomador de crédito por 10 anos em média.

## 2.4 Análises e simulações

Para analisar como a inclusão do *spread* entre as taxas de juros altera o comportamento do modelo tradicional sem fricções financeiras foram realizados diferentes tipos de choques exógenos. As variáveis de resposta foram o produto ( $Y_t$ ), a taxa de inflação ( $\pi_t$ ), a taxa de juros que os emprestadores recebem ao poupar ( $i_t^d$ ), o *spread* entre as taxas de juros ( $\omega_t$ ) e o volume de crédito na economia ( $b_t$ ). Em todas as simulações desta e das próximas partes do trabalho os choques tiveram um fator de persistência de acordo com o resultado da estimação do modelo com fricções financeiras. A trajetória das variáveis é apresentada em termos de desvio percentual em relação ao valor de estado estacionário.

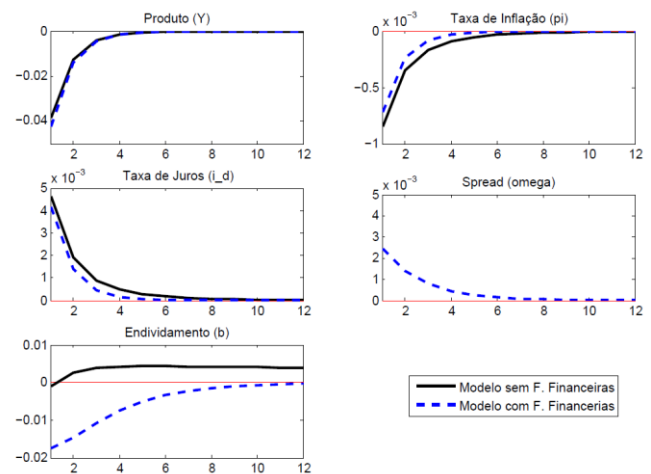
Em cada uma das simulações, o modelo com fricções financeiras estimado é contrastado com a versão sem fricções. O modelo sem fricções se assemelha ao de Woodford (2003), pois não há *spread* entre as taxas de juros ( $\omega_t(b) = 0$ ), nem os custos de transação decorrentes da intermediação financeira ( $\Xi_t(b) = 0$ ). Porém, foi mantida a heterogeneidade das preferências dos consumidores e a equação para o crédito agregado. Destaca-se que em ambos os casos a política monetária é conduzida com uma regra de política monetária com parâmetros idênticos.

FIGURA 1: Resposta dos modelos ao choque de 1 desvio padrão na produtividade ( $\epsilon_t^z$ )



Fonte: Elaborado pelo autor.

FIGURA 2: Resposta dos modelos ao choque de choque de 1 ponto percentual na taxa de juros do Banco Central ( $\epsilon_t^m$ )



A FIGURA 1 mostra a resposta dos modelos a um choque de 1% na produtividade da economia. O choque produz nos dois modelos o resultado esperado pela literatura, qual seja, o aumento no produto e a redução na taxa de juros e na taxa de inflação. No modelo com fricções financeiras, o *spread* aumenta, o que resulta em efeitos contracionistas sobre a demanda agregada por meio da menor expansão no crédito agregado. Neste caso, o produto cresce menos e a inflação desacelera mais do que no modelo sem fricções financeiras.

A FIGURA 2 apresenta a resposta de um choque contracionista de 1 ponto percentual na taxa de juros. O principal efeito decorrente da variação endógena do *spread* no modelo com fricções financeiras ocorre nas respostas ao choque na taxa de juros. O crédito na economia é

contraído em resposta ao aumento na taxa de juros, pois o *spread* entre a taxa dos tomadores e a taxa de juros base da economia aumenta. Como consequência do aumento no *spread* há um efeito contracionista na demanda agregada e desinflação é maior em resposta ao aumento na taxa de juros da política monetária do que no modelo sem fricções financeiras.

As simulações mostraram que a inclusão de fricções financeiras não altera o comportamento esperado do modelo Novo Keynesiano diante dos choques tradicionais de política monetária, produtividade e demanda agregada. Porém, da mesma forma como o verificado no trabalho de Vega Filho (2009), a resposta da taxa de inflação a um choque nos gastos do governo (não mostrado nessa versão do trabalho) foi diferente do esperado. O movimento aguardado para os preços, no caso de um aumento no dispêndio público, é o aumento na taxa de inflação. A desinflação observada decorre do menor endividamento em decorrência da queda no consumo das famílias tomadoras de crédito.

Quanto aos demais choques o a resposta das variáveis foi semelhante ao apresentado por Vega Filho (2009). Contudo, a magnitude e persistência dos choques foram bastante distintas, visto que o modelo estimado capturou a maior volatilidade dos dados da economia brasileira, elemento que não foi possível no trabalho de Vega Filho (2009) ao utilizar parâmetros do modelo calibrado por Cúrdia e Woodford (2009) para a economia dos EUA.

A inclusão de fricções financeiras torna possível a realização de choques exógenos na intermediação financeira, que é representada por variações na função de custo de crédito,  $\Xi_t(b)$ , e no mark-up da intermediação,  $\chi_t$ . Na construção do modelo de Cúrdia e Woodford (2010) esses choques são relevantes na determinação da produção agregada, inflação e taxa de juros que implicam na variação do *spread* na economia. Nas próximas seções será analisado o comportamento do modelo diante dessas perturbações sobre diferentes configurações da política monetária.

### **2.3 Regras monetárias ótimas para o Banco Central considerando o spread para a taxa de juros.**

Esta parte tem o objetivo de formular uma regra ótima de política monetária, que é obtida através da minimização intertemporal de uma função perda linear quadrática, sujeita às equações dadas pela estrutura da economia que contempla a existência de *spread* das taxas de juros. Tendo em vista a inclusão de fricções financeiras, a função perda do banco central deverá levar em conta essa característica.

Para a construção da regra ótima se supõe que o objetivo dos formuladores de política monetária é maximizar a utilidade esperada ex ante das famílias. Como mostrado em Rotemberg e Woodford (1997) e Benigno e Woodford (2007) é possível, sob certas hipóteses, obter uma aproximação linear da política ótima, no caso de pequenas flutuações em torno do estado estacionário ótimo de longo prazo utilizando o método de aproximação linear quadrática. A minimização da função perda linear quadrática é o equivalente a maximizar a função de bem-estar sujeitas às restrições do modelo. Essa regra de política monetária poderá ser considerada uma aproximação linear da regra ótima.

Em termos estatísticos, o problema de minimização linear quadrática consiste na escolha de um subconjunto dos parâmetros que minimiza a (co)variância de um subconjunto específico de variáveis endógenas sujeito à uma lei de movimento linear decorrente das condições de primeira ordem do modelo.

Cúrdia e Woodford (2009) deriva a função de perda para o problema apresentado neste trabalho. O processo para obter a função de perda consiste na aproximação de Taylor da função de utilidade em torno dos seus valores no estado estacionário com inflação zero e descartando os termos de ordem maior. Assim, chega-se na seguinte especificação para a função perda do modelo de com *spread*:

$$L_t = \pi_t^2 + \lambda_y(Y_t^2 + \hat{Y}_t^n)^2 + \lambda_\Omega \hat{\Omega}_t + \lambda_\Xi \Xi_{bt} \hat{b}_t \quad (29)$$

os fatores de ponderação  $\lambda_y, \lambda_\Omega, \lambda_\Xi > 0$  são definidos a partir dos demais parâmetros do modelo. A maximização da utilidade média esperada é equivalente a minimização do valor esperado descontado da função de perda (29). Um dos pontos positivos dessa abordagem é que como a função é puramente quadrática, ela pode ser avaliada usando apenas a aproximação log-linear das variáveis endógenas em equilíbrio para uma dada política.

Vale destacar que os dois primeiros termos de (29) são semelhantes aos obtidos no modelo Novo Keynesiano tradicional sem fricções financeiras. Se ao invés de permitir que o *spread* entre as taxas de juros varie no tempo, se considere que não há variações endógenas nessas fricções, ou seja, se  $\{\omega_t, \Xi_t\}$  forem processos exógenos, independentes do endividamento das famílias obtém-se uma caracterização da função perda, similar ao do modelo sem fricções financeiras. Nesse caso, o último termo da expressão (29) será zero e o penúltimo termo será independente da função de política adotada, uma vez que a aproximação log-linear de (2.1.6) implica que se  $\{\omega_t\}$  é um processo exógeno,  $\{\Omega_t\}$  também será. Portanto, é possível escrever a função perda do Banco Central da forma tradicional do modelo Novo Keynesiano:

$$L_t = \pi_t^2 + \lambda_y(Y_t^2 + \hat{Y}_t^n)^2 \quad (30)$$

Porém, mesmo considerando os choques sobre o setor financeiro como exógenos e zero em estado estacionário, o Banco Central ao implementar a política ótima ainda deverá monitorar o tamanho das variações do *spread* de crédito para o cumprimento das suas metas. É perceptível que o tamanho do *spread* importará para a política monetária por duas razões. As trajetórias da taxa de inflação e do hiato do produto consistentes a função perda depende da evolução do *spread* porque essa variável influencia a oferta agregada da economia, como mostra a especificação da curva de Phillips. Da mesma forma, o *spread* de crédito por causa de seus efeitos sobre a curva IS por conta da relação entre a taxa de juros da política monetária e taxa média de juros.

Para realizar a estimação da regra ótima é preciso definir as preferências da autoridade monetária para a taxa de inflação, a taxa de juros nominal e o produto. Nesse trabalho optou-se por calibrar a matriz de ponderações para a minimização da função de perda (29) através da regra de política monetária (19) com base no trabalho de Aragon e Portugal (2009). Dessa forma, para a estabilização da inflação foi dado um peso de 0.727, já o peso da estabilização do produto 0.073 e o peso da estabilização da taxa de juros nominal 0.2.

O resultado da minimização da função perda do banco central, com o modelo calibrado com os parâmetros estimados, obteve os seguintes parâmetros para a regra de política monetária ótima:  $\phi_\pi = 2.42$ ,  $\phi_y = 0.48$  e  $\phi_m = 0.75$ . Em comparação com os parâmetros estimados, a regra ótima preconiza uma maior agressividade no combate dos desvios da taxa de inflação em relação ao estado estacionário do que o obtivo através da estimação da seção anterior. Em relação aos resultados de Gouvea et. al. (2011), observa-se estimativas próximas para os parâmetros relacionados à taxa de inflação e à suavização dos movimentos na taxa de juros nominal. Em compensação, a regra ótima sugere um comportamento mais agressivo no combate aos desvios do produto.

Uma das principais utilidades de derivar uma regra ótima é avaliar em qual grau regras de política monetária alternativas podem atingir resultados semelhantes. Para isso, nos exercícios de simulação das próximas a regra ótima não será confrontada apenas com regra de política tradicional estimada, mas também com uma Regra de Taylor ajustada ao *spread*, como será mostrado a seguir.

### 2.4.1 Regra de política monetária que responde aos movimentos no *spread*

No contexto da economia dos EUA para o período logo após a crise financeira internacional, McCulley e Toloui (2008) e Taylor (2008) propuseram que se o banco central ajustasse a meta da taxa dos *fed funds* em resposta às mudanças nos *spreads* das taxas de crédito seria um avanço em relação à especificação clássica da regra de Taylor (1993), principalmente quando a origem dos choques exógenos que afetam a economia tem como origem o setor financeiro. Assim, uma nova forma funcional para a regra de política monetária que levasse em consideração o *spread* e, assim reduzisse os desvios da taxa de juros básica da economia em relação à taxa pela qual os tomadores de crédito se financiam, poderia resultar em resultados melhores para a estabilização da economia.

A comparação entre a Regra de Taylor estimada anteriormente e a regra ótima para a política monetária revelam que no caso de alguns tipos de choques exógenos a condução da política monetária com os parâmetros estimados difere daquela preconizada pela regra ótima. Nesse sentido, testamos a hipótese de Cúrdia e Woodford (2010), McCulley e Toloui (2008) e Taylor (2008) de que se o banco central optar por uma regra de política monetária que leve em conta os movimentos no *spread* pode significar um avanço em relação à regra de política monetária estimada para as perturbações exógenas que tem como origem o mercado financeiro.

Partindo da formulação geral da regra de política monetária, Cúrdia e Woodford (2010) propõem a seguinte forma para uma regra de política monetária ajusta pelo *spread*:

$$\hat{i}_t^d = \phi_m \hat{i}_{t-1}^d + (1 - \phi_m) (\phi_\pi \pi_t + \phi_y (\hat{Y}_t - Y^n) - \phi_\omega \hat{\omega}_t) \quad (31)$$

Na ausência de variações nos elementos que afetam especificamente o *spread* ( $\Xi_t, \chi_t$ ), a política acima será consistente com um equilíbrio no qual o hiato do produto e a taxa de inflação são completamente estabilizado e iguais a zero em todos os períodos. Esse resultado decorre da própria formulação da equação IS intertemporal e da relação de oferta agregada que são exatamente as mesmas do modelo Novo Keynesiano tradicional de Woodford (2003) apenas com a adição de termos que são função da evolução esperada do *spread* de crédito.

O coeficiente  $0 < \phi_\omega < 1$  vai determinar a taxa de juros básica da economia vai ser influenciada pela variação no *spread*. As regras em que  $\phi_\omega > 0$ , significam que, tudo mais constante, a taxa básica da economia deve ser reduzida quando o *spread* aumenta. Quando  $\phi_\omega = 1$ , a regra será equivalente a ter uma Regra de Taylor convencional para a taxa de juros dos empréstimos, em vez da taxa de juros básica que é tradicionalmente instrumentada pelo Banco Central. No outro extremo, quando  $\phi_\omega = 0$ , corresponde à regra de política monetária tradicional sem considerar o *spread*.

Primeiramente, será considerado as perturbações originadas no sistema financeiro, sob diferentes valores para o parâmetro  $\phi_\omega$ , em comparação com os modelos com a regra de política monetária ótima e a regra de política monetária estimada. Será analisada duas fontes de perturbação para a função do *spread* (15), que podem ser via um choque na taxa de perda ( $\chi_t$ ), que é um choque puramente exógeno, ou na função de custo dos intermediários financeiros ( $\Xi_t(b_t)$ ), em também sofrerá influência da variação no crédito agregado.

A FIGURA 5 mostra a resposta das variáveis do modelo a um aumento em  $\chi_t$  de tal forma que o *spread* aumente em 1 p.p. a partir de uma situação de equilíbrio. No modelo básico com a regra de política monetária estimada (Modelo com F.F.) a perturbação leva não somente ao aumento no *spread* e contração no crédito agregado, como também a queda na atividade e na taxa de inflação. Porém, essa contração no produto é ineficiente, visto que na comparação com o modelo em que o banco central tem o compromisso com uma regra ótima (Modelo com F.F. e Regra Ótima) a recessão é menos intensa. Da mesma forma, a queda na taxa de inflação é menor no modelo com a regra ótima.

A simulação também mostra que o ajuste da política monetária ao *spread* pode remediar os inconvenientes do modelo com a Regra de Taylor estimada para esse tipo de choque, na



medida em que a estabilização do produto e da inflação convergem ao equilíbrio numa velocidade maior. A contração do crédito agregado é menor sob qualquer das configurações propostas para  $\phi_\omega$ . Assim, a despesa agregada cai menos quando  $\phi_\omega$  é positivo e as despesas de consumo dos tomadores de crédito já não retraem tanto, tendo em vista que a taxa de juros dos empréstimos tem seu crescimento reduzido em resposta ao crescimento no *spread*. E, nesse caso, o crédito agregado retrai menos, bem como o rendimento do trabalho também é menos afetado em resposta ao choque, pois o produto responde mais rapidamente de maneira positiva. Em resumo, os efeitos de ampliação e persistência do ciclo econômico decorrente do aumento no *spread* no modelo com fricções financeiras é mitigado com a nova regra de política monetária que leva em conta a variação no *spread*, uma vez que impede que a queda no crédito agregado realmente uma queda no produto.

No caso de um choque na função de custo dos intermediários ( $\epsilon_t^\Xi$ ) que aumenta em 1 p.p. no *spread*, podemos ver, assim como na simulação anterior, que a regra de Taylor com *spread* pode obter sucesso para a estabilização da economia na comparação com as demais (FIGURA 6). Quando o banco central opera uma regra de política monetária tradicional, tanto ótima quanto com os parâmetros estimados, há um período mais longo de deflação e recessão determinado pela queda nas concessões de crédito.

FIGURA 5: Impulso e resposta em um choque em  $\epsilon_t^\chi$ , que aumenta o *spread*,  $\omega(b)$ , em 1 ponto percentual sob diferentes regras de política monetária.

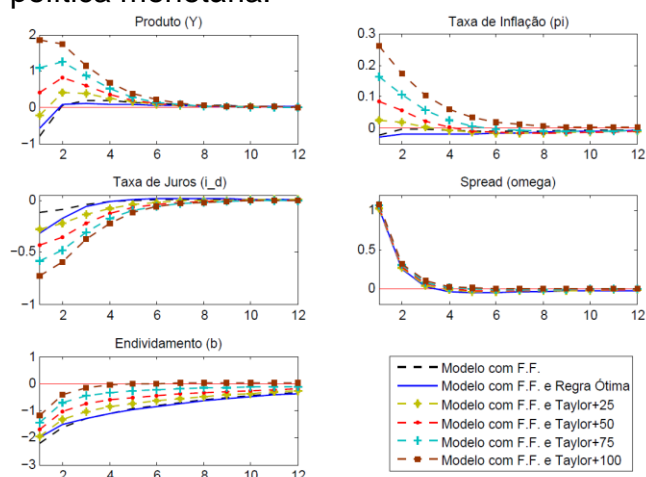
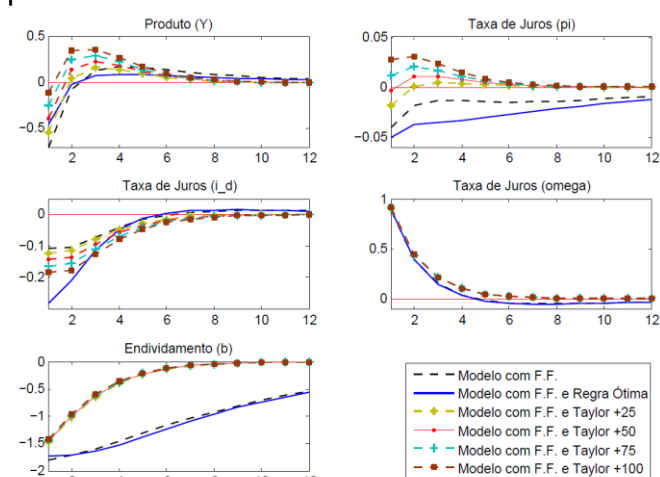


FIGURA 6: Impulso e resposta em um choque em  $\epsilon_t^\Xi$ , que aumenta o *spread*,  $\omega(b)$ , em 1 ponto percentual sob diferentes regras de política monetária.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Tanto o modelo com a regra de política monetária tradicional, quanto aquele com regra ótima, não conseguiram evitar a queda acentuada no crédito na economia em decorrência do aumento no *spread*. O afrouxamento na taxa de juros básica da economia não é suficiente para equilibrar a inflação e o produto, pois não consegue ajustar de maneira suficiente a taxa de juros dos empréstimos. Nesse caso, as regras de política monetária estimada, mais expansionista, e a regra ótima, mais contracionista, parecem menos eficazes para estabilizar a economia.

Por outro lado, a regra de política monetária com o componente para ajustar o aumento no *spread* entre as taxas de juros, assim como no exercício anterior, consegue estabilizar mais rapidamente a economia. Mais uma vez, esse maior sucesso decorre do efeito renda que a menor taxa básica produz sobre os agentes poupadores, que no caso do modelo com *spread* não é tão intenso, bem como da menor restrição ao consumo que é imposta para os agentes tomadores de crédito, pois a taxa pela qual os empréstimos são concedidos avança de maneira menos intensa quando o impacto do aumento do *spread* é suavizado.

A resposta do modelo a choques que não tem origem no mercado financeiro, por outro lado, mostra que a regra de política monetária com *spread* pode não ser a mais indicada. Um

contraste em relação aos resultados obtidos para os choques no setor financeiro é verificado nos casos dos choques que afetam diretamente os componentes da demanda agregada.

A FIGURA 7 mostra o comportamento do modelo em resposta a um choque exógeno no dispêndio do setor público equivalente a 1 ponto percentual do PIB. Neste choque, a política monetária tradicional e a política ótima apresentam um resultado bastante desinflacionário. A resposta do modelo a esse choque é similar ao obtido quando ocorre uma perturbação exógena na despesa de consumo das famílias poupadoras. O aumento na despesa, seja do governo ou das famílias poupadoras, reduzirá o crédito na economia via menor oferta de fundos para os intermediários e conseqüentemente diminuirá o *spread* de crédito de equilíbrio.

A política monetária responde de forma contracionista ao aumento no produto, impactando a taxa de inflação. Neste caso, a regra de política monetária que responde ao *spread* produzirá um aperto monetário menor, favorecendo uma resposta mais positiva do produto. Porém, no caso em que  $\phi_\omega = 1$ , há um processo inflacionário que persiste por diversos anos, o que prejudica a estabilização da economia. Assim, a regra de política monetária com o *spread* pode ser bastante ineficiente quando comparada com a regra ótima.

Normalmente, se espera que um aumento no dispêndio do setor público resulte em aumento de inflação. Porém, a queda na taxa de inflação verificada não decorre apenas do aperto na taxa de juros, mas também do efeito de alocação de recursos entre os agentes tomadores de crédito e que consomem uma proporção maior da sua renda para os agentes poupadores.

FIGURA 7: Resposta dos modelos ao choque de choque de 1 ponto percentual do PIB no gasto público ( $\epsilon_t^g$ ).

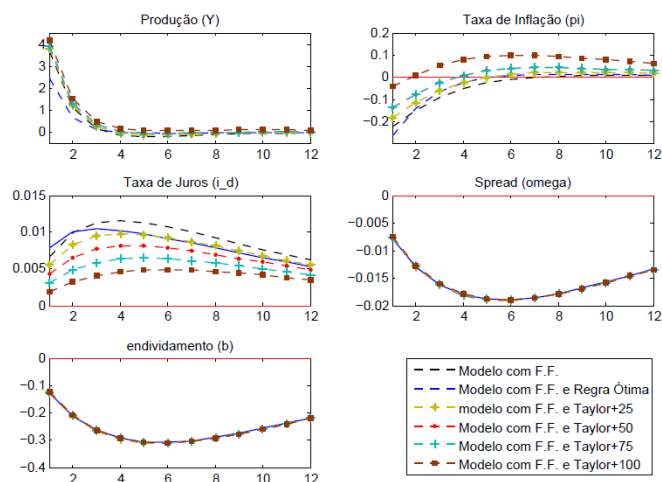
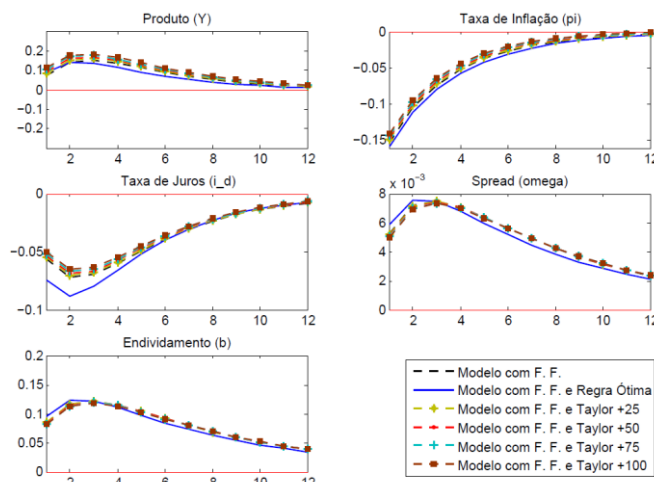


FIGURA 8: Resposta dos modelos ao choque de choque de 1 desvio padrão na produtividade ( $\epsilon_t^z$ ).



Fonte: Elaborado pelo Autor.

No caso de um choque não discricionário na oferta ( $\epsilon_t^z$ ) que eleve a produtividade da economia, conforme mostra a FIGURA 8, percebe-se que a regra ótima para a política monetária é bastante desinflacionaria em comparação com a regra estimada. Isso ocorre porque o aumento do produto natural é menor do que o aumento no produto corrente, o que estimula uma resposta da política monetária, mais contundente no caso da regra ótima.

Nos modelos com a regra de política monetária ajustada pelo *spread*, o aumento no *spread* provocado pela redução dos juros é atenuado, fazendo com que a taxa de juros básica seja colocada num patamar mais elevado, o que favorece a expansão do ciclo econômico. Por outro lado, as regras que levam em conta o *spread* tendem a gerar uma trajetória mais elevada para a taxa de inflação, o que seria mais problemático numa situação em que ocorre uma queda na produtividade.

## Considerações Finais

O desenvolvimento dos modelos DSGE tem buscado acrescentar elementos para modelar os diferentes tipos de rigidez e fricções que são observados nos mercados. A crise internacional de 2008 expôs a fragilidade desses modelos em mimetizar os movimentos no mercado financeiro e seus impactos no lado real da economia. Para isso, a adoção de estruturas mais complexas abre espaço para que diferentes tipos de política econômica sejam testados.

Nesse contexto, a expansão do crédito na economia brasileira aumenta o potencial de que caso ocorra uma crise localizada no setor financeiro a economia seja severamente atingida. As simulações do modelo mostram que a deterioração da intermediação financeira terá grandes efeitos adversos sobre a atividade. E, nesse ambiente, a política monetária tradicional pode enfrentar grande dificuldade para estabilizar a economia. Essa situação pode ser verificada na simulação do choque na função de custo dos intermediários (FIGURA 6), em que há um período mais longo de deflação e recessão determinado pela queda nas concessões de crédito quando a política monetária tradicional é aplicada.

Contudo, a política monetária ajusta pelo *spread*, que é eficaz para diminuir os ciclos recessivos no caso dos choques exógenos sobre a intermediação, pode ser problemático para outros tipos de choques. Assim, os resultados também apontam que a política monetária tradicional permanece adequada no modelo com fricções financeira e que a política monetária ótima permanece simples para a maioria dos choques tradicionais (gastos do governo e choque tecnológico).

As conclusões desse trabalho são um avanço pequeno e o modelo utilizado contém diversas limitações por conta da sua simplicidade. Por exemplo, o modelo deixa o lado da produção em segundo plano, que permanece semelhante ao modelo Novo Keynesiano tradicional, e mantém foco na intermediação entre as famílias e não entre as famílias e as firmas diretamente. Então, uma diminuição do crédito na economia faz com que algumas famílias consumam mais e trabalhem menos e outras consumam menos e trabalhem mais. Contudo, não há impacto direto da redução do crédito sobre a produção. Por exemplo, supondo que o processo de produção aconteça em mais de um período e as firmas precisam tomar empréstimos para comprar insumos. Nesse caso, tudo mais constante, uma queda no crédito resultará em menor produção. Um avanço importante para a literatura seria acrescentar as fricções financeiras também no setor produtivo para avaliar o impacto do *spread* na decisão de produção e investimento das firmas.

Outra limitação importante do trabalho refere-se às informações sobre o comportamento dos tipos de famílias pode ser um importante melhoramento do modelo. O modelo faz uma suposição forte para estimar a proporção do consumo na renda e as elasticidades substituição do consumo das famílias poupadoras e tomadoras com base nas estimativas para os valores agregados. Porém, o mais indicado seria estimar esses parâmetros com base em séries sobre o perfil de consumo de cada agente. Outra possibilidade seria a calibragem com dados com base em informações sobre cada tipo de agente. Essa diferenciação entre os tipos de agentes talvez possa ser encontrada em pesquisas e artigos sobre a características da população e do consumidor ou, até mesmo utilizando informações do Censo e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios.

## 7. BIBLIOGRAFIA

- AFANASIEFF, T. S., LHACER, P. M. e NAKANE, M. I. (2002) "The determinants of bank interest spread in Brazil". *Money Affairs*, vol. XV, n. 2, pp.183-207
- AN, S. e SCHORFHEIDE F. (2007) "Bayesian Analysis of DSGE Models" *Econometric Reviews*. Vol. 26, Iss. 2-4, 2007
- ARAGON, E. K.; PORTUGAL, M. S. Central Bank Preferences and Monetary Rules under the Inflation Targeting Regime in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 29, n. 1, 2009.

ARONOVICH, S. (1994). "Uma nota sobre os efeitos da inflação e do nível de atividade sobre o spread bancário". *Revista Brasileira de Economia*, vol. 48, n. 1.

BENIGNO, P., e WOODFORD, M. (2005) "Inflation Stabilization And Welfare: The Case Of A Distorted Steady State," *Journal of the European Economic Association*, 3: 1185-1236 (2005).

BERNANKE, B. S., and M. GERTLER (1989): "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations," *American Economic Review*, 79(1), 14-31.

ERNANKE, B. S., M. GERTLER, and S. GILCHRIST (1999): "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework," in *Handbook of Macroeconomics*, ed. by J. B. Taylor, and M. Woodford. Elsevier.

BROOKS, P.; GELMAN, A. (1998): "General methods for monitoring convergence of iterative simulations," *Journal of computational and graphical statistics*, 7, pp. 434–455

CASTRO, M. R., S. N. Gouvea, A. Minella, R. C. Santos, N. F. SOUZA-SOBRINHO (2011): "Samba: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach", Working Paper Series Brasília n. 239 Apr. 2011 p. 1-138

CURDIA, V., and M. WOODFORD (2009): "Credit frictions and optimal monetary policy," *BIS Working Papers* 278, Bank for International Settlements.

CURDIA, V., and M. WOODFORD (2010): "Credit Spreads and Monetary Policy," *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 3-35.

DE FIORE, F., e TRISTANI, O. (2011) "Credit and the Natural Rate of Interest," *Journal of Money, Credit and Banking*, Volume 43, Issue 2-3, pg 407–440, March-April 2011.

DEJONG, D. N. e DAVE C. *Structural Macroeconometrics* (Second Edition) Publisher: Princeton University Press (October 2011).

GOODFRIEND, M., e MCCALLUM, B. T. (2007), "Banking and Interest Rates in Monetary Policy Analysis: A Quantitative Exploration," *Journal of Monetary Economics* 54: 1480-1507 (2007).

SKREV, N. (2010): "Local identification in DSGE models". *Journal of Monetary Economics* 57, 189–202.

KANCZUK F. (2013): "Um Termômetro para as Macro-Prudenciais" *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 67, No 4 (2013).

MCCULLEY, P. e TOLOUI, R. (2008) "Chasing the Neutral Rate Down: Financial Conditions, Monetary Policy, and the Taylor Rule," *Global Central Bank Focus*, PIMCO, February 20, 2008.

ROTEMBERG, J. J., e WOODFORD, M., (1997) "An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy," *NBER Macroeconomics Annual* 12: 297-346 (1997).

SILVA, T. G., MODENESI, A. e RIBEIRO, E., (2014): "Determinantes macroeconômicos do spread bancário no brasil: mensurando o papel das expectativas", Anais do XLI Encontro Nacional de Economia, ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia

STÉPHANE, A., H. BASTANI, M. JUILLARD, F. KARAMÉ, F. MIHOUBI, G. PERENDIA, J. PFEIFER, M. RATTO e S. VILLEMOT (2011), "Dynare: Reference Manual, Version 4," Dynare Working Papers, 1, CEPREMAP.

TAYLOR, J. B., (2008) "Monetary Policy and the State of the Economy," testimony before the Committee on Financial Services, U.S. House of Representatives, February 26, 2008.

WOODFORD, M., (2003) *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton: Princeton University Press, 2003.

VASCONCELOS, B. F. B. e DIVINO, J. A. (2012) "O desempenho recente da política monetária brasileira sob a ótica da modelagem DSGE", *Banco Central do Brasil, Trabalhos para Discussão*, Brasília nº 291 setembro 2012 p. 1-36

VEGA FILHO, J. A. C. "Intermediação Financeira e Ciclos Reais: Uma Abordagem DSGE para a Economia Brasileira" 2013. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre. 2013.