

12ª EDIÇÃO | 2020

PRÊMIO INFI-FEBRABAN DE ECONOMIA BANCÁRIA

Categoria A

Dissertações, Teses e Artigos Acadêmicos

2º lugar

São Paulo

2021

Como o setor bancário reage a um aumento de incerteza econômica?

Resumo

A principal motivação deste artigo é mostrar como a taxa de inadimplência, provisão para devedores duvidosos e a taxa de reserva compulsória das instituições financeiras ajudam a compreender o porquê de as taxas de juros e o *spread* bancário no Brasil serem tão elevados. Duas abordagens foram utilizadas, sendo elas: primeiramente, utilizou-se o modelo Vetor Auto-regressivo (VAR) com restrições de sinais com o intuito de mostrar as impulso-respostas das variáveis econômicas e bancárias após choques de política monetária e incerteza econômica. Em seguida, foi construído um modelo microfundamentado, conhecido como modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE), e que levou em consideração características específicas da economia brasileira. Os resultados mostraram que a combinação de uma política monetária contracionista com o aumento na taxa de inadimplência, provisão para devedores duvidosos e taxa de reserva compulsória das instituições financeiras, contribuem de forma positiva para o aumento das taxas de juros bancárias e para o *spread*. Esses resultados se repetem quando a análise é direcionada para os choques de incerteza econômica.

Palavras-Chave: Incerteza, DSGE, Spread, Taxas de juros.

1 Introdução

O propósito deste artigo é modelar alguns canais que sugerem o porquê de os juros e o *spread* bancário no Brasil serem tão altos. Essa discussão irá contemplar duas etapas complementares: na primeira etapa foi estimado um modelo Vetor Auto-regressivo (VAR) com restrições de sinais e o intuito foi mostrar as impulso-respostas das variáveis econômicas e bancárias após choques de política monetária e incerteza econômica; na segunda etapa foi construído um modelo microfundamentado, nomeadamente conhecido como modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (em inglês DSGE).

Em relação ao modelo DSGE, esse foi adaptado para representar as características da economia brasileira. Do ponto de vista teórico, o modelo segue a linha de [Cúrdia e Woodford \(2016\)](#), levando em consideração a possibilidade de existência de três tipos de famílias (credora, tomadora de empréstimos com ativos e tomadoras de empréstimos sem ativos) e as fricções financeiras ocorrem no âmbito das famílias, por meio de colaterais, e no mercado de crédito com a existência de *spread* bancário no modelo. Quanto a estrutura das firmas, a ideia foi seguir uma formalização semelhante a descrita no modelo Keynesiano tradicional.

Assim como em Goodfriend e McCallum (2007) e Fiore e Tristani (2011), no presente modelo foram incorporadas múltiplas taxas de juros em relação ao mercado de crédito, tendo como característica básica a possibilidade de a taxa pela qual os agentes tomam emprestado ser distinta da taxa de juros de referência ou básica da economia. As instituições financeiras foram modeladas de forma semelhante ao trabalho de Fantinatti (2015), em que essas aceitam depósitos das famílias poupadoras, pagam uma taxa de remuneração por esses depósitos e mantêm reservas como uma proporção fixa desses depósitos. Além disso, essas instituições emprestam na forma de capital de giro para as firmas produtoras de bens intermediários para pagamento de salários e para as famílias e estão sujeitas a uma taxa de inadimplência. Para se proteger do risco de crédito, representado pela inadimplência, as instituições financeiras mantêm uma provisão para pagadores duvidosos (PDD).

Nesse sentido, o modelo DSGE busca fornecer canais que permitam verificar os efeitos de alterações na política monetária, por exemplo, e suas implicações nas taxas de juros de depósitos e empréstimos e no *spread* bancário. A Federação Brasileira de Bancos [Febraban (2018)] sugere alguns mecanismos que ajudam a explicar o comportamento das taxas de juros no Brasil, entre esses, iremos levar em consideração os seguintes instrumentos: taxa de inadimplência, taxa de reserva compulsória e provisão para devedores duvidosos (PDD).

A motivação para o desenvolvimento desse trabalho se dá pelo fato de durante muitos anos o Brasil ter sido considerado o país com a maior taxa real de juros do mundo, com valor médio superior a 10% ao ano na década de 90, chegando a atingir 27% no ano de 1998. A partir de meados de 2017, verifica-se uma reversão na tendência de aumentos na taxa de juros Selic, que desde março de 2019, mantém-se no patamar de 6,4% a.a., representando seu menor nível histórico. Por outro lado, mesmo com uma tendência de redução na taxa Selic, percebe-se que o mesmo não acontece com o *spread* bancário que, em 2018, ficou em torno de 33,85%, conforme dados do Banco Central. Nesse sentido, o entendimento do comportamento dessas variáveis no Brasil continua sendo um desafio.

Dentro desse contexto há alguns questionamentos que são recorrentes: por que as taxas de juros e o *spread* bancário no Brasil são tão altas? É possível ter uma redução consistente nas taxas de juros? Por que os juros bancários são altos em relação a taxa básica de juros? Sabe-se que a conjuntura econômica tem um papel importante na explicação do comportamento dessa variável e, em parte, nas respostas aos questionamentos mencionados acima. De acordo com a Febraban (2018) não é possível dissociar a conjuntura econômica das oscilações dos juros. Entre as variáveis macroeconômicas que afetam esse comportamento, destacam-se o ciclo econômico, controle da inflação, estabilidade da dívida pública, capacidade do governo de pagar os juros dessa dívida com recursos fiscais, sustentabilidade do balanço de pagamentos e a redução na incerteza política.

Adicionalmente, temos as variáveis microeconômicas, caracterizadas pelas intervenções do governo no mercado de crédito, segurança jurídica e a confiança nas instituições. Todos esses fatores, isoladamente ou em conjunto, influenciam os juros. Quando essas condições são favoráveis, a Selic, a taxa de referência dos juros para a economia brasileira, tende a cair, assim como o *spread* que é a diferença entre os juros que os bancos cobram em um empréstimo e o que pagam aos depositantes para captar o dinheiro. Quando o cenário é adverso, as taxas são pressionadas para cima (Febraban, 2018). Para Afonso, Köhler e Freitas (2009) o *spread* bancário e o custo financeiro de captação dos recursos são das matérias mais complexas e polêmicas no Brasil, sendo vistos como um dos principais obstáculos à expansão do crédito e ao aprofundamento do sistema financeiro, bem como, fatores limitadores do desenvolvimento do país.

O entendimento dos canais de transmissão das variáveis econômicas para a taxa de juros e o *spread* bancário é uma questão complexa e está longe de ser completa. A literatura sobre o assunto é ampla e fornece algumas hipóteses e canais que explicam o motivo dos juros no Brasil serem altos¹. Entre esses estudos, destaca-se o realizado pela Febraban (2018) no qual são apresentados alguns dos canais que ajudam a explicar o comportamento das taxas de juros no Brasil, sendo estes: (1) desequilíbrio fiscal, (2) baixa poupança doméstica, (3) volatilidade da inflação, (4) pressão do Estado no mercado de crédito, (5) credito

¹ Ver Garcia (2002), Favero e Giavazzi (2002), Arida, Bacha e Lara-Resende (2005), Netto e Giambiagi (2005), Holland (2006), Barbosa, Camêlo e João (2016), Freire (2016).

subsidiado e (6) elevados custos de intermediação financeira.

Para a Febraban (2018) o elevado custo de intermediação financeira pode ser considerado o principal responsável na determinação do cenário de alta taxa de juros bancários e *spread* no Brasil, sendo que mais de um terço da composição do *spread* se deve à inadimplência, de acordo com o Indicador do Custo de Crédito (ICC) do Banco Central. Em 2017, um estudo foi realizado pela Accenture para a Febraban para mostrar o motivo de o *spread* bancário no Brasil ser mais alto que em vários países emergentes e desenvolvidos. O estudo levou em consideração países como África do Sul, Alemanha, Austrália, Chile, Colômbia, Coreia do Sul, Estados Unidos, Reino Unido, Índia, México, Rússia e Turquia e concluiu que os custos envolvidos na intermediação financeira no Brasil são os mais elevados entre esses grupos de países. No Brasil os custos da inadimplência – PDD, dividido pela carteira de crédito – foram de 3,9 pontos percentuais, mais que o dobro da média dos países emergentes e quase oito vezes maiores que a média dos países desenvolvidos. O custo financeiro (a proporção de despesas com juros em relação aos ativos rentáveis) é de 7,9% no Brasil, mais que o dobro da média de 3,9% dos países emergentes. Por fim, a alíquota efetiva da tributação sobre a renda, de 33%, é também a segunda mais alta.

Além dos fatos apresentados acima, autores como Carneiro e Wu (2011) argumentam que a remoção dos obstáculos à queda sustentável dos juros, especialmente os de longo prazo, requer medidas que levam tempo. Entre estas, destaca-se a organização do mercado privado de crédito, prejudicado por práticas de crédito intermediado pelo Estado, que decide montantes, escolhe clientes por critérios administrativos e pratica juros preferenciais subsidiados. Além disso, a tributação da intermediação financeira e da renda dos juros é outro fator de distorção usado para explicar um histórico de altos *spreads*, criando anomalias na formação do preço do crédito que contribuem para a baixa eficácia da política monetária.

Outro ponto recorrente nessa discussão diz respeito ao papel dos choques adversos no comportamento das variáveis bancárias, tais como, choques de política monetária, política fiscal e de incerteza econômica. O efeito negativo da incerteza sobre a atividade econômica, taxas de juros e as demais variáveis macroeconômicas é um tópico predominante na política econômica e na pesquisa acadêmica. Os formuladores de políticas e economistas afirmam que a alta incerteza macroeconômica dificulta a recuperação da economia. Já é um fato amplamente estabelecido que o cenário econômico e político influencia o nível dos juros em qualquer país do mundo.

Além disso, o setor bancário também é afetado pela incerteza econômica, em que maiores níveis desse indicador elevam o risco de crédito das instituições financeiras. Sem um ambiente favorável e uma perspectiva de estabilidade duradoura, iniciativas do governo e das instituições financeiras para reduzir as taxas de juros não geram os resultados esperados. Embora exista uma vasta literatura sobre os efeitos macroeconômicos dos choques de incerteza, iniciada pelo artigo seminal de Bloom (2009), a discussão sobre os efeitos desses choques sob fricção financeira ainda é embrionária. A parte final desse artigo vai apresentar um ensaio adicional sobre esse canal, de modo que será realizada uma análise relacionando os ciclos da incerteza econômica com o *spread* bancário, por meio do algoritmo de Harding e Pagan (2002). E, além disso, será incorporada a análise de incerteza no modelo DSGE, tal como proposto por Fernández-Villaverde et al. (2011).

Este artigo é composto por mais quatro seções, além desta introdução. A seção 2 ilustra a motivação do trabalho. A seção 3 mostra evidências empíricas, por meio de um modelo VAR. A seção 4 especifica o modelo DSGE. A seção 5 apresenta os principais resultados obtidos e a seção 6 destaca as principais conclusões.

2 Evidência VAR sobre o *spread* bancário e os choques de política monetária e a incerteza econômica

O propósito desta seção é realizar uma análise empírica dos efeitos dos choques de política monetária e incerteza econômica nas variáveis macroeconômicas e bancárias, por meio de um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR). Para tornar a leitura menos técnica resolvemos suprimir as equações características

da metodologia VAR, mais detalhes sobre essas expressões podem ser consultados no Apêndice (A) deste artigo.

Ressaltamos que a base de dados utilizada neste artigo é composta por observações trimestrais, no período que compreende janeiro de 2000 a dezembro de 2018. A taxa Selic over é a taxa média ponderada de todas as transações feitas no Sistema SELIC, lastreadas em Títulos Públicos Federais. Ela é estabelecida pelo próprio mercado com base em suas transações internas; o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) é utilizado como medida de inflação, mede a variação de preços de um conjunto fixo de bens cobrindo a pesquisa cobre as principais capitais do país: São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador, Recife, Porto Alegre e Brasília.

A variável Horas Trabalhadas na indústria é um indicador de desempenho que visa medir a evolução da produção industrial, a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) mostra o quanto as empresas aumentaram os seus bens de capital, atuando como indicador que mensura o investimento. O Produto Interno Bruto (PIB) considerado foi a preços correntes. A taxa de *spread* escolhida é dada pela diferença entre a taxa de juros que as instituições emprestam e a taxa de juros que as instituições financeiras captam os seus recursos. Essa medida de *spread* engloba os *spreads* bancários para pessoa física e pessoa jurídica. A Tabela 1 mostra os nomes atribuídos as variáveis, descrição e fonte.

Tabela 1: Descrição dos Dados

Variável	Descrição	Fonte
Selic	Taxa de juros SELIC over	Bacen
IPC	Índice de preços ao consumidor - Brasil	FGV
Horas	Horas trabalhadas na produção industrial	CNI
FBCF	Formação bruta de capital fixo	Ipea
PIB	Produto interno Bruto a preços correntes em milhões	IBGE
Spread	Obtido mediante a diferença entre a taxa de juros empréstimo e taxa de juros de captação das instituições financeiras	Bacen
Juros Cap. Giro	Taxa de juros de empréstimo para pessoa jurídica - modalidade capital de giro	Bacen
IIE-Br	Indicador de Incerteza da Economia	FGV

Fonte: Resultados da pesquisa.

Destaca-se que a seleção das variáveis, assim como a definição das restrições de sinais do modelo VAR, seguiu a proposta do trabalho de Redl (2017). Afim de obter as respostas das variáveis ligadas ao setor bancário a choques de políticas monetária e incerteza econômica usamos um modelo de Vetores Autoregressivos Estruturais (SVAR). Essa estratégia, consiste na estimação de respostas das variáveis de interesse – Funções de Impulso- Resposta (IRF) – frente a choques exógenos nas variáveis de política dentro de um sistema de equações macroeconômicas.

O aspecto fundamental da estratégia de restrição de sinais é que ao invés de impor restrições sobre toda matriz de efeitos contemporâneos – como no caso da identificação recursiva – temos que identificar apenas os vetores-colunas referentes aos choques de interesse.

Os choques foram definidos da seguinte forma:

Definição 1 (Vetor de choque de ciclos reais de negócios) Um vetor-impulso de ciclos reais de negócios é um vetor-impulso a_{rbc} , tal que as impulso-respostas $r_{arbc}(k)$ do produto e do consumo sejam não negativas nos períodos $k = 0, \dots, K$.

Definição 2 (Vetor de choque de política monetária) Um vetor-impulso de política monetária é um vetor-impulso $a_{mp} \perp a_{rbc}$, tal que as impulso-respostas $r_{amp}(k)$ da inflação sejam não-positivas e da taxa de juros nominal sejam não-negativas nos períodos $k = 0, \dots, K$.

Definição 3 (Vetor de choque de incerteza) Um vetor-impulso de incerteza de política econômica é um vetor-impulso $a_{unc} \perp a_{rbc}$ e $a_{unc} \perp a_{mp}$, tal que as impulso-respostas $r_{aunc}(k)$ da inflação, taxa de juros nominal e PIB são não-positivas nos períodos $k = 0, \dots, K$.

Não é imposta nenhuma restrição nas demais variáveis, tendo em vista que estamos interessados em observar o seu comportamento. As restrições descritas acima podem ser observadas na Tabela 2, com exceção do choque de produtividade, uma vez que esse choque foi utilizado na identificação do modelo mas não faz parte dos objetivos deste artigo.

Tabela 2: Restrição de sinal para 3 trimestres

	Selic	IPC	Horas	FBCF	PIB	Spread	Juros Cap.	Giro	IEE-Br
Choque de Política Monetária	+	-	?	?	-	?	?	?	?
Choque de Incerteza	-	-	?	?	-	?	?	?	+

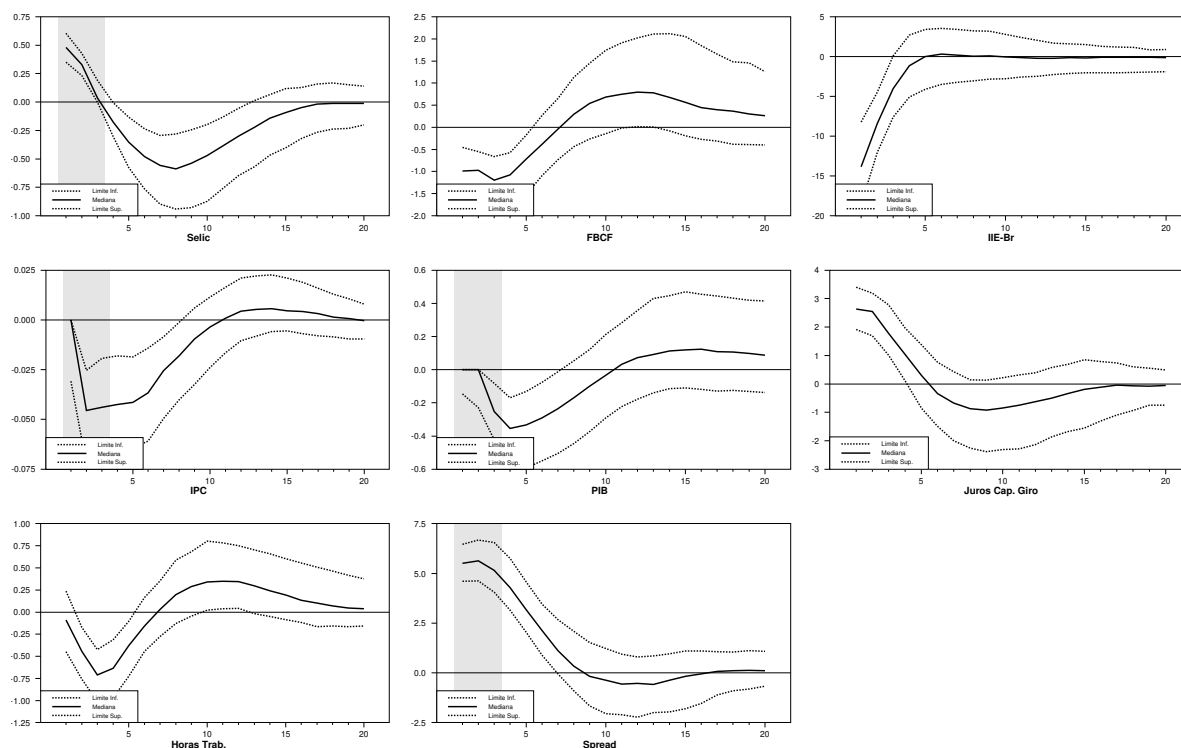
Fonte: Resultados da pesquisa.

A Figura 1 mostra os efeitos de um choque contracionista de política monetária. Em linhas gerais, percebe-se o aumento na taxa de juro afeta de forma negativa as séries de inflação, atividade econômica, investimento e horas trabalhadas. Além disso, o aumento na taxa de juro de referência da economia faz com que as taxas de juros bancárias acompanhem a tendência de elevação da taxa Selic. Esses choques podem ser interpretados da seguinte forma: em relação aos efeitos de uma política monetária contracionista, temos que as razões e a dimensão das respostas das variáveis econômicas (consumo, investimento e produto) ao choque de política monetária já são consolidadas na literatura. Percebe-se, por exemplo, que o aumento dos juros pode fazer com que as famílias reduzam o consumo presente e passem a alocar esses recursos na forma de poupança, seja na forma de ativos monetários e/ou depósitos junto ao sistema financeiro.

Por outro lado, temos as empresas que investem na aquisição de capital físico e contratação de mão-de-obra para gerar produto. A aquisição de capital é financiada com o capital próprio da empresa e com empréstimos junto ao sistema financeiro. Nesse caso, é esperado que o aumento da taxa de juros irá impactar positivamente o custo de captação de recursos externos da empresa, fazendo com que as decisões de investimento dessas sejam adiadas.

Além desses efeitos, é sabido que a existência de um canal de crédito como um meio de transmissão da política monetária é um tema ainda muito discutido na literatura econômica. Sabe-se que a taxa de captação de recursos pelos bancos pode aumentar ou diminuir dependendo das expectativas do mercado em relação à taxa Selic. Nesse sentido, o aumento dos juros de referência aumenta o custo de captação dos recursos pelos bancos e, em parte ou em sua totalidade, essas instituições repassam esse custo para a taxa de juro de empréstimo. Esse grau de repasse pode ser em proporção inferior, igual ou superior, dependendo de fatores como inadimplência das famílias e empresas, competitividade bancária, entre outros. Esse canal auxilia na explicação da resposta positiva dos juros de capital de giro e *spread* bancário ao aumento da taxa Selic.

Figura 1: Choque contracionista de Política Monetária

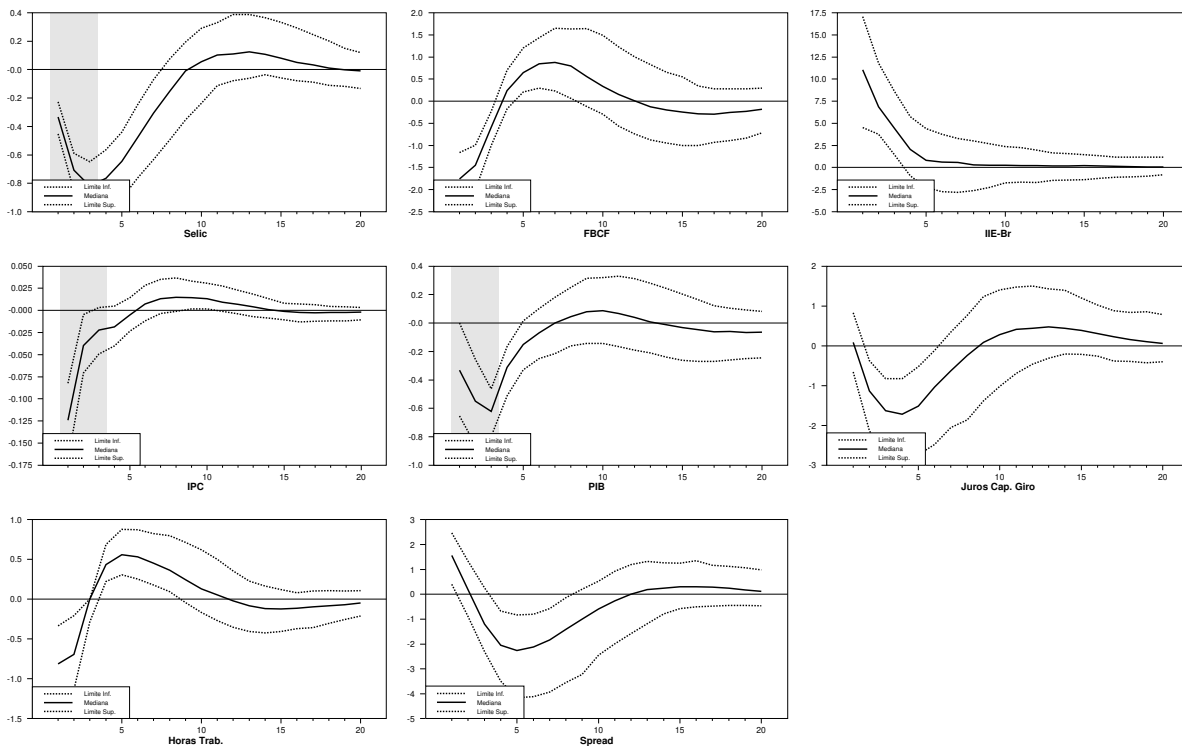


Fonte: Elaboração própria

Em relação aos choques de incerteza, [Silva, Besarria e Silva \(2019\)](#) ressaltam que, o aumento da incerteza tem efeito negativo sobre o canal consumo. Com isso, as famílias provavelmente irão reduzir o consumo presente e passarão a deslocar uma fração maior de recursos para a poupança; já o investimento, por sua vez, é afetado de forma mais significativa, as rmas e os agentes econômicos postergam decisões investimento, à medida que o cenário de indenição se eleva, o que impacta na redução da produção. Por fim, há uma expansão no risco de *default* nanceiro e, com isso, espera-se que haja uma elevação nas taxas de juros como medida de delização dos agentes econômicos.

A [Figura 2](#) exhibe os efeitos de um choque de incerteza econômica, também sujeito a uma restrição de sinal temporária para três períodos. Os resultados mostram que todas as variáveis macroeconômicas apresentam uma reação negativa ao choque de incerteza. Já as variáveis bancárias (taxa de *spread* e taxa de juros para capital de giro) demonstraram uma reação positiva em um primeiro momento, passando a seguir o comportamento da taxa Selic após o quarto período. Para o caso específico da taxa de juro de referência da economia, percebe-se que o choque de incerteza gera um efeito negativo e persistente mesmo após a retirada da restrição de sinal.

Figura 2: Choque de Incerteza Econômica



Fonte: Elaboração própria

Barboza e Zilberman (2018) e Silva, Besarria e Silva (2019) encontraram resultados similares para os impactos de um choque de incerteza nas principais variáveis econômicas em um modelo VAR. No primeiro trabalho os autores encontraram que as funções de resposta ao impulso sugerem efeitos contracionistas significativos da incerteza sobre a atividade, em particular sobre o investimento. Além disso, os autores afirmam que os níveis de incerteza vigentes no Brasil desde as eleições presidenciais de 2014 representam importante fator por trás da recessão subsequente. Já o segundo trabalho adicionou no modelo VAR a variável *spread* bancário. Os autores verificaram que as variáveis em que não foram aplicada nenhuma restrição de sinal, um choque de incerteza afeta de forma significativa as variáveis de interesse, em que é produzido um impacto negativo sobre a inflação, o investimento, consumo e o PIB. Além disso, assim como no presente artigo, o *spread* reage de forma positiva ao choque de incerteza, devido aos canais explicados no início dessa seção. Os autores concluíram que a incerteza possui um comportamento contracíclico e choques de incerteza terão um efeito negativo sobre a atividade econômica.

3 Modelo

Na presente seção será apresentado o modelo DSGE e esse buscará representar as principais características da economia brasileira. Esse instrumental permite a criação de uma economia artificial e a realização de simulações que auxiliam na discussão de políticas públicas. O modelo aqui descrito segue muitas das características presentes em Smets e Wouters (2003), Goodfriend e McCallum (2007), Fiore e Tristani (2011), Castro et al. (2011), Carvalho e Valli (2011), Cavalcanti e Vereda (2015), Teles, Junior e Rosa (2015), Fantinatti (2015) e Cúrdia e Woodford (2016).

As famílias credoras poupam através de empréstimos às instituições financeiras, que por sua vez

repassam os empréstimos às firmas intermediárias que utilizam estes recursos como capital de giro para contratação e pagamento de salário de trabalhadores e para as famílias tomadoras de empréstimo com e sem ativos para consumo. As instituições financeiras estão sujeitas à inadimplência das firmas intermediárias e das famílias. Adicionalmente, uma parte dos depósitos que os bancos recebem não se tornam empréstimos, isto é, esses depósitos viram reservas bancárias e provisão para pagadores duvidosos. Conseqüentemente, a taxa de juros cobrada das firmas e das famílias tomadoras de empréstimos será diferente da taxa paga às famílias credoras e as instituições financeiras têm a função de ser um canal de transmissão da política monetária.

A produção da economia é concentrada nas firmas produtoras de bens intermediários para serem utilizados na montagem de bens de consumo. As firmas produtoras de bens intermediários contratam trabalhadores e capital e são sujeitas a choques de produtividade.

As firmas produtoras de bens finais apenas agregam a produção das firmas produtoras de bens intermediários, de forma que podem ser vistas como montadoras, e a sua função no modelo é permitir a incorporação de rigidez de preços de forma tratável. As montadoras, portanto, apenas compram os bens intermediários e vendem para os consumidores e para as firmas produtoras de bens de capital.

As firmas produtoras de bens de capital são responsáveis pela transformação de uma cesta de bens de investimento (I) em capital (K).

O governo divide-se em autoridade fiscal e monetária. O lado fiscal do governo realiza cinco funções: consume bens finais e serviços, realiza transferências *lump-sum* para as famílias, emite títulos, tributa as famílias através de impostos diretos sobre o consumo, sobre o salário das famílias, e fornece subsídio imobiliário para as famílias. Do lado monetário, a taxa de juros, é definida através de uma regra de Taylor.

3.1 Famílias credoras

Essa economia é composta por três tipos de famílias, sendo uma fração da população formada por agentes tomadores de empréstimos e que apresentam uma taxa de desconto futuro maior que os agentes credores. As famílias credoras recebem utilidade ao consumir bens ($c_{p,t}$), estoque de moradia ($h_{p,t}$) e lazer. Além disso, fornecem serviços de trabalho para o setor de produção ($L_{p,t}$). Essas famílias são caracterizadas por um contínuo de indivíduos idênticos, que vivem infinitamente, e cada família representativa i busca maximizar a função utilidade esperada, dada por,

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^p \left[\log(c_{p,t} - \phi_c c_{p,t-1}) + j_t \log(h_{p,t}) - \frac{(L_{p,t})^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (1)$$

em que, ϕ_c é o coeficiente de persistência do hábito; j_t é o choque de preferência por imóveis; φ é a desutilidade marginal do trabalho; além disso, o parâmetro β_t^p representa o fator de desconto.

A restrição dos agentes credores é dada por:

$$(1 + \tau^c)c_{p,t} + q_t[(h_{p,t} - h_{p,t-1}) + (h_{ir,t} - h_{ir,t-1})] + d_t + b_{g,t} = (1 - \tau^l)w_t L_{p,t} + \frac{R_{t-1}^d d_{t-1}}{\pi_t} + \frac{R_{t-1} b_{g,t-1}}{\pi_t} + q_{z,t} h_{ir,t} \quad (2)$$

em que q_t é o preço do ativo habitacional; $q_{z,t}$ é o preço do aluguel recebido pelas famílias pagantes e pago pelas famílias locatárias; d_t denota os depósitos bancários; $h_{ir,t}$ representa a demanda por serviços de aluguel imobiliário; $b_{g,t}$ representa os títulos públicos; $R_{d,t-1}$ é a taxa de juros que remunera os depósitos; R_{t-1} é a taxa referencial de juros da economia; por fim, τ^c e τ^l são as alíquotas de impostos associadas ao consumo de bens e aos salários, nessa ordem. No Apêndice (B) deste artigo serão apresentadas as condições de primeira ordem do problema das famílias, assim como, a solução para os demais agentes que serão discutidos nas seções seguintes.

3.2 Famílias tomadoras de empréstimos com ativos

As famílias tomadoras de empréstimos com ativos possuem função utilidade dada por:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^{ih} \left[\log(c_{ih,t} - \phi_c c_{ih,t-1}) + j_t \log(h_{ih,t}) - \frac{(L_{ih,t})^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (3)$$

em que $\beta_t^{ih} < \beta_t^p$, ou seja, essa família valoriza mais a utilidade presente do que um ganho de utilidade futura.

Ressalta-se que o problema desse tipo de família é análogo ao das famílias pacientes. No entanto, essas não possuem capital, nem tampouco recebem rendimentos provenientes de aluguel imobiliário, conforme a hipótese assumida em [Iacoviello e Neri \(2010\)](#). Além disso, como preferem consumir hoje, em detrimento de poupança, tomam empréstimos em função das suas moradias e dos seus salários. Portanto, o seu problema de maximização de utilidade é restrito pelo orçamento a seguir.

$$(1 + \tau^c) c_{ih,t} + q_t (h_{ih,t} - h_{ih,t-1}) + b_t = (1 - \tau^l) w_t L_{ih,t} + \frac{R_{b,t-1} b_{t-1}}{\pi_t} \quad (4)$$

O montante total recebido sob a forma de empréstimos representa uma fração dos salários das famílias impacientes com ativos. Além disso, essas famílias também depende da quantia tomada no período anterior. Esse percentual é definido por um parâmetro conhecido como *Loan to value* - LTV, e é estabelecido pelo Banco Central, como uma medida de controle de risco de crédito. Desse modo, a concessão de empréstimos segue a equação abaixo descrita.

$$b_t = \frac{ltv_t \pi_t W_t L_{ih,t}}{R_{b,t}} \quad (5)$$

em que, b_t é o montante de empréstimos para as famílias impacientes com imóveis; ltv_t representa a fração dos salários que poderá ser utilizada como garantia nos empréstimos.

3.3 Famílias tomadoras de empréstimos sem ativos

As famílias tomadoras de empréstimos sem ativos não possuem moradia própria e possuem função utilidade representada por:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^{ir} \left[\log(c_{ir,t} - \phi_c c_{ir,t-1}) + j_t \log(h_{ir,t}) - \frac{(L_{ir,t})^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (6)$$

em que $\beta_t^{ir} < \beta_t^{ih} < \beta_t^p$.

A restrição orçamentária dessas famílias é dada por:

$$c_{ir,t} + q_{z,t} h_{ir,t} + b_{p,t-1} R_{bp,t-1} = W_t L_{ir,t} + \frac{R_{bp,t-1} b_{p,t-1}}{\pi_t} \quad (7)$$

Como esse agente não possui moradia, só pode pegar empréstimos em função do salário. E a restrição de colateral é agora denotada apenas pela expressão abaixo.

$$b_{p,t} = \frac{ltv_t \pi_t W_t L_{ir,t}}{R_{bp,t}} \quad (8)$$

em que, $b_{p,t}$ é o montante de empréstimos para as famílias impacientes sem imóveis.

3.4 Instituições Financeiras

As instituições financeiras foram modeladas de forma semelhante so trabalho de [Fantinatti \(2015\)](#), em que as instituições financeiras aceitam depósitos das famílias poupadoras (d), pagam uma taxa de remuneração por esses depósitos (R_d), mantém reservas como uma propoção fixa desses depósitos ($\omega_3 d$) e

uma reserva do tipo PDD ($\omega_4 d$). Empréstam na forma de capital de giro para as firmas produtoras de bens intermediários para pagamento de salários ($M_{f,t+1}$); empréstam para as famílias tomadoras de empréstimo com ativos (b); empréstam para as família tomadoras de empréstimo sem ativos (b_p) e estão sujeitas a uma taxa de inadimplência das firmas (ω_1) e das famílias (ω_2). Assim, o problema da instituição financeira é:

$$Max : R_{f,t-1}M_{f,t}(1 - \omega_1) + R_{b,t-1}b_t(1 - \omega_2) + R_{b_p,t-1}b_{p,t}(1 - \omega_2) - R_{d,t-1}d_t \quad (9)$$

sujeito a:

$$M_{f,t+1} + q_{t+1}R_t (h_{ih,t} - h_{ih,t-1}) + b_{t+1} + b_{p,t+1} = d_t (1 - \omega_3 - \omega_4) \quad (10)$$

em que $M_{f,t} = W_t (L_{ir,t} + L_{p,t} + L_{ih,t})$ é a quantidade de empréstimos na forma de capital de giro para as firmas. O modelo ainda considera a existência de *spread* bancário nos empréstimos para as famílias, $spread_{fa,t} = R_{b,t} - R_{d,t}$ e para as firmas $spread_{fi,t} = R_{f,t} - R_{d,t}$.

3.5 Firmas Produtoras de Bens de Capital

Uma única firma é responsável por acumular o capital, que transforma uma cesta de bens de investimento (I) em capital (K). Esta firma define a quantidade I a ser transformada em capital maximizando o lucro auferido no fornecimento de capital para as firmas intermediárias sujeito a fricções reais como custos de ajustamento do capital e utilização de forma variável da capacidade instalada. Portanto, esta firma deve resolver o seguinte problema:

$$Max : E_t \sum_{t=0}^{\infty} \Xi_{0,t} \left\{ R_t U_t K_t - P_t K_t \left[\gamma_1 (U_t - 1) + \frac{\gamma_2}{2} (U_t - 1)^2 \right] - P_t I_t \right\} \quad (11)$$

sujeita a lei de movimento do capital:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t \left[1 - \frac{\chi}{2} \left(\frac{I_t}{S_t^I I_{t-1}} - 1 \right)^2 \right] \quad (12)$$

sendo $\Xi_{0,t}$ o fator de desconto estocástico utilizado para trazer a valor presente os recebimentos futuros esperados, U é a taxa de utilização do capital, I é o investimento, γ_1 e $\gamma_2 > 0$ são parâmetros de sensibilidade da utilização da capacidade instalada, χ é o parâmetro de sensibilidade dos investimentos e S_t^I é a produtividade do investimento cuja lei de movimento é dada por:

$$\log S_t^I = (1 - \rho_I) \log S_{ss}^I + \rho_I \log S_{t-1}^I + \epsilon_{I,t} \quad (13)$$

em que $\epsilon_{I,t} \sim N(0, \sigma^{I,t})$

3.6 Firmas Produtoras de Bens Intermediários

As firmas produtoras de bens intermediários combinam trabalho e capital para produzir bens de consumo e serviços que são ofertados sob competição monopolística. A função de produção das firmas produtoras de bens intermediários é dada por:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha (L_{p,t}^{\psi_1} L_{ih,t}^{\psi_2} L_{ir,t}^{\psi_3})^{1-\alpha} \quad (14)$$

em que A_t representa a produtividade total dos fatores, K_t é o estoque de capital, $L_{p,t}$, $L_{ih,t}$ e $L_{ir,t}$ são as horas de trabalho das famílias credoras, famílias tomadoras de empréstimo com ativos e famílias tomadoras de empréstimo sem ativos, respectivamente, α e $1 - \alpha$ representam a participação do capital e do trabalho na produção, respectivamente, ψ_1 , ψ_2 e ψ_3 representam a participação das famílias credoras, famílias tomadoras de empréstimo com ativos e famílias tomadoras de empréstimo sem ativos, respectivamente.

A produtividade total dos fatores é sujeita a choques específicos:

$$\log A_t = (1 - \rho^A) \log A_{ss} + \rho^A \log A_{t-1} + \epsilon_t^A \quad (15)$$

sendo $\epsilon_t^A \sim N(0, \sigma^A)$. Cada firma determina as escolhas dos insumos a serem utilizados de forma a minimizar o custo sujeito à função de produção:

$$\text{Min} : R_{f,t} W_t (L_{p,t} + L_{ih,t} + L_{ir,t}) + R_t K_t \quad (16)$$

em que R_t é o retorno do capital e $R_{f,t}$ é a remuneração do capital de giro utilizado para a contratação e pagamento de salário dos trabalhadores, isto é, a taxa de juros bruta paga pelas firmas intermediárias às instituições financeiras.

Supõe-se que a firma intermediária decide o quanto produzir em cada período de acordo com uma regra de rigidez de preços à la Calvo (1983). Essa regra afirma que em cada período t , uma fração $(1 - \theta)$, com $0 < \theta < 1$, das firmas são aleatoriamente selecionadas e podem escolher o preço do seu bem para o período t . O restante θ das firmas mantém o preço do período anterior. Assim, o problema da firma capaz de reajustar o preço do seu bem é:

$$\max_{P_{j,t}} E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i (P_{j,t}^* Y_{j,t+i} - CT_{j,t}) \quad (17)$$

sendo θ o fator de rigidez no reajuste dos preços.

$$p_{it} = \left(\theta + (1 - \theta) \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)^{1-\epsilon_p} \right)^{\frac{1}{1-\epsilon_p}} \quad (18)$$

em que ϵ_p é o *mark-up*.

3.7 Firmas Produtoras de Bens Finais

O produto final da economia é produzido pelas firmas varejistas por meio da seguinte tecnologia:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\xi-1}{\xi}} dj \right]^{\frac{\xi}{\xi-1}} \quad (19)$$

com $Y_{j,t}$ sendo o produto intermediário, ψ a elasticidade de substituição entre os bens intermediários e $\xi > 1$. Esse método de agregação do bem intermediário é chamado de agregação de Dixit-Stiglitz. Esse parâmetro representa o *mark-up* no mercado de bens. É possível assumir que este parâmetro seja uma constante ou estocástico. Smets e Wouters (2007) assumem que este parâmetro é estocástico ele representa a elasticidade de substituição entre os bens intermediários e reflete um choque na inflação, com $\xi_t = \xi + v_t$, onde $v_t \sim N(0, \sigma_v)$. Contudo, no presente modelo o parâmetro ξ é assumido como uma constante.

As firmas varejistas maximizam o lucro sujeito a função de produção, dado o preço dos bens intermediários, $P_{j,t}$, e o preço do bem final P_t , então, o problema de maximização será:

$$\text{Max} : \Pi_t = P_t \left[\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\xi-1}{\xi}} dj \right]^{\frac{\xi}{\xi-1}} - \int_0^1 P_{j,t} Y_{j,t} dj \quad (20)$$

em que os lucros podem ser definidos como a diferença entre as receitas totais advindas da venda do bem final e o custo total da utilização dos bens intermediários no processo produtivo. Assumindo que o setor varejista opera em competição perfeita, então, $\Pi_t = 0$, logo, obtemos a seguinte condição:

$$P_t Y_t = \int_0^1 P_{j,t} Y_{j,t} dj \quad (21)$$

Então, o produto final da economia pode ser representado por:

$$Y_t = \left(\frac{P_t}{P_{j,t}} \right)^\xi Y_{j,t} \quad (22)$$

A expressão acima implica que a demanda pelo bem intermediário j é uma função decrescente do seu preço relativo e uma função crescente em relação à produção do bem final. O preço do bem final é representado por:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{j,t}^{1-\xi} \right]^{\frac{1}{1-\xi}} \quad (23)$$

O tipo de rigidez inserido no presente modelo é a chamada rigidez nominal, assim como encontrado em Goodfriend e King (1997), Chari, Kehoe e McGrattan (2000), Kiley (2003), Huang, Liu e Phaneuf (2004) e Dib (2003), dentre outros. O papel da rigidez de preços na modelagem macroeconômica é de ser uma forma de aumentar a persistência no produto e na inflação.

3.8 Governo

O governo é dividido em autoridade fiscal e monetária. O lado fiscal do governo realiza cinco funções: consome bens finais e serviços, G_t ; realiza transferências *lump-sum* para as famílias, $TRANS$; emite títulos, B_t ; tributa as famílias através de impostos diretos sobre o consumo, τ_c e sobre o salário das famílias, τ_l e fornece subsídio imobiliário para as famílias, τ_q . Do lado monetário, a taxa de juros, R_t , é definida por meio de uma regra de Taylor.

3.8.1 Política Fiscal

A estrutura fiscal incluída no modelo se baseia em Castro et al. (2011), Carvalho e Valli (2011) e Cavalcanti e Vereda (2015). Para financiar os seus gastos, o governo possui duas fontes de recursos: por meio da gestão da dívida pública $\left(\frac{R_{t-1} b_{g,t-1}}{\pi_t} - b_{g,t} \right)$ ou pela arrecadação de impostos, TAX_t .

$$\frac{R_{t-1} b_{g,t-1}}{\pi_t} - b_{g,t} = TS_t - TAX_t \quad (24)$$

em que TAX_t representa o valor arrecado pelo governo a partir das alíquotas tributárias impostas sobre o consumo e renda das famílias, conforme especificado abaixo:

$$TAX_t = c_{p,t} \tau_c + \tau_c c_{ih,t} + \tau_c c_{ir,t} + (L_{ir,t} + L_{p,t} + L_{ih,t}) \tau_l W_t \quad (25)$$

Além disso, temos que o gasto total do governo (TS_t) é definido como:

$$TS_t = P_t G_t + (h_{ih,t} - h_{ih,t-1}) q_t R_t q_t (\tau_q + \tau_h) + TRANS_t \quad (26)$$

sendo:

$$G_t = Y_t \epsilon_G \quad (27)$$

$$TRANS_t = Y_t P_t \epsilon_{TR} \quad (28)$$

em que ϵ_{TR} é proporção do produto da economia utilizado para as tranferências governamentais para as famílias.

3.8.2 Política Monetária

A regra de política monetária é uma regra de Taylor, que estabelece que a taxa de juros nominal depende de um componente inercial e reage positivamente aos desvios da inflação e do produto em relação aos seus estados estacionários.

$$\frac{R_t}{R_{ss}} = \left(\frac{R_{t-1}}{R_{ss}} \right)^\eta \left[\left(\frac{Y_t}{Y_{ss}} \right)^a \left(\frac{\pi_t}{\pi_{ss}} \right)^b \right]^{1-\eta} S_{M,t} \quad (29)$$

em que η é o parâmetro de suavização da taxa de juros, a e b são os coeficientes da regra de Taylor em relação ao PIB e em relação à inflação, respectivamente, e $S_{M,t}$ é o componente estocástico da regra monetária com a seguinte lei de movimento:

$$\log(S_{M,t}) = \rho_M \log(S_{M,t-1}) + e_{sm,t} \quad (30)$$

3.9 Equilíbrio

O modelo consiste na dinâmica das variáveis endógenas $CM, W, L_p, L_{ih}, L_{ir}, K, I, b, b_g, m_f, d, G, c_{ih}, c_{ir}, c_p, TS, TRANS, TAX, q, q_z, h_p, h_{ih}, h_{ir}, Y, A, j, S_M, ltv, P, \pi, R_d, R, R_f, R_b, R_{bp}, R_k, \lambda_p, \lambda_{ih}, \lambda_{ir}, U, S_i, Q, R_H, \Xi, \lambda_{ih02}, \lambda_{ir02}, U_s, spread_{fi}$ e $spread_{fa}$, tal que as condições de otimização e restrições apresentadas nas seções anteriores sejam respeitadas e os mercados apresentem-se em equilíbrio, isto é,

Mercado de trabalho:

$$L = L_p + L_{ih} + L_{ir} \quad (31)$$

Mercado de bens:

$$Y_t = I_t + G_t + c_{ir,t} + c_{p,t} + c_{ih,t} \quad (32)$$

Mercado imobiliário:

$$h_{ir,t} + h_{p,t} + h_{ih,t} = 1 \quad (33)$$

3.10 Calibração

O processo de calibração é realizado de forma que haja correspondência entre a solução de estado estacionário do modelo e os dados observados na economia brasileira atualmente.

A seguir a Tabela 3 mostra os parâmetros utilizados no modelo DSGE:

Tabela 3: Parâmetros

Parâmetro	Valor	Descrição	Fonte
β_p	0.985	Fator de desconto das famílias pacientes	Carvalho et al. (2018)
β_{ih}	0.960	Fator de desconto das famílias impacientes	Carvalho et al. (2018)
β_{ir}	0.960	Fator de desconto das famílias impacientes sem imóveis	Carvalho et al. (2018)
ϕ_c	0.650	Coefficiente de persistência de hábito	Cavalcanti e Vereda (2015)
ϕ	1.500	Desutilidade do trabalho	Cavalcanti e Vereda (2015)
τ_c	0.159	Alíquota de imposto sobre o consumo	Ferreira e Araújo (1999)
τ_l	0.173	Alíquota de imposto sobre a renda	Ferreira e Araújo (1999)
τ_h	0.011	Fração da taxa de subsídio	
τ_q	0.200	Subsídio imobiliário	
ω_1	0.020	Taxa de inadimplência das firmas	Fantinatti (2015)
ω_2	0.040	Taxa de inadimplência das famílias	BCB
ω_3	0.240	Taxa de reservas compulsórias	BCB
ω_4	0.10	Taxa de PDD	BCB
α	0.448	Participação do capital no produto	Gouvea et al. (2011)
ψ_1	0.190	Peso relativo trabalho da família 1	Alpanda e Zubairy (2016)
ψ_2	0.540	Peso relativo trabalho da família 2	Alpanda e Zubairy (2016)
ψ_3	0.270	Peso relativo trabalho da família 3	Alpanda e Zubairy (2016)
θ	0.850	Termo da curva de phillips novo keynesiana	Fantinatti (2015)
ϵ_p	6.000	<i>Mark-up</i>	Teles, Junior e Rosa (2015)
γ_1	0.040	Sensibilidade da capacidade instalada	Teles, Junior e Rosa (2015)
γ_2	0.003	Sensibilidade da capacidade instalada	Teles, Junior e Rosa (2015)
δ	0.025	Depreciação do capital	Cavalcanti e Vereda (2015)
χ	7.500	Sensibilidade no investimento	Fantinatti (2015)
a	0.160	Meta de crescimento do PIB da política monetária	Castro et al. (2011)
b	2.430	Meta de crescimento da inflação da política monetária	Castro et al. (2011)
η	0.950	Parâmetro de suavização da política monetária	Cavalcanti et al. (2018)
ϵ_G	0.500	Participação do gasto público no PIB	Cavalcanti et al. (2018)
ϵ_{TR}	0.007	Participação das transferências públicas no PIB	Cavalcanti et al. (2018)
ρ_a	0.900	Parâmetros autorregressivo do choque de produtividade	Cavalcanti et al. (2018)
ρ_j	0.900	Parâmetros autorregressivo do choque de preferência	Cavalcanti et al. (2018)
ρ_M	0.900	Parâmetros autorregressivo do choque de política monetária	Cavalcanti et al. (2018)
ρ_S	0.900	Parâmetros autorregressivo do choque de produtividade do investimento	Cavalcanti et al. (2018)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os valores dos parâmetros apresentado acima correspondem aos valores iniciais do modelo *baseline*. Em um segundo momento, os parâmetros relacionados às instituições financeiras ($\omega_1, \omega_2, \omega_3, \omega_4$) serão alterados para a realização da análise proposta pelo artigo.

4 Resultados

4.1 Choque de Política Monetária

Para analisar como mudanças nas taxas de inadimplência, taxa de reserva compulsória e provisão para devedores duvidosos alteram o comportamento das variáveis bancárias foram realizados diferentes tipos de choques exógenos. As variáveis de resposta foram a taxa de remuneração dos depósitos das famílias

(R_d) ; taxa de remuneração dos empréstimos para o capital de giro das firmas (R_f); taxa de remuneração dos empréstimos para as famílias (R_b); *spread* dos empréstimos das famílias $spread_{imp}$ e *spread* dos empréstimos das firmas $spread_{giro}$.

Nesta seção, o choque exógeno que será considerado é o choque restritivo de política monetária, representado por uma elevação da taxa básica de juros. Em todas as simulações desta e das próximas partes do trabalho os choques tiveram um fator de persistência de acordo com o valor de calibração (0,90). A trajetória das variáveis é apresentada em termos de valor de estado estacionário.

As respostas das principais variáveis econômicas do modelo ao choque restritivo de política monetária estão de acordo com os resultados amplamente encontrados na literatura, como em Canzoneri et al. (2006), Atta-Mensah e Dib (2008), Gerali et al. (2010), Carvalho e Valli (2011), Çebi (2012), Carvalho, Silva e Silva (2013), Cordes et al. (2015), Dosi et al. (2015), Bhattarai e Trzeciakiewicz (2017), Cavalcanti et al. (2018), Nunes e Portugal (2018), dentre outros. Já é bem estabelecido na literatura como economias que adotam uma Regra de Taylor são afetadas por um choque contracionista via aumento na taxa básica de juros.

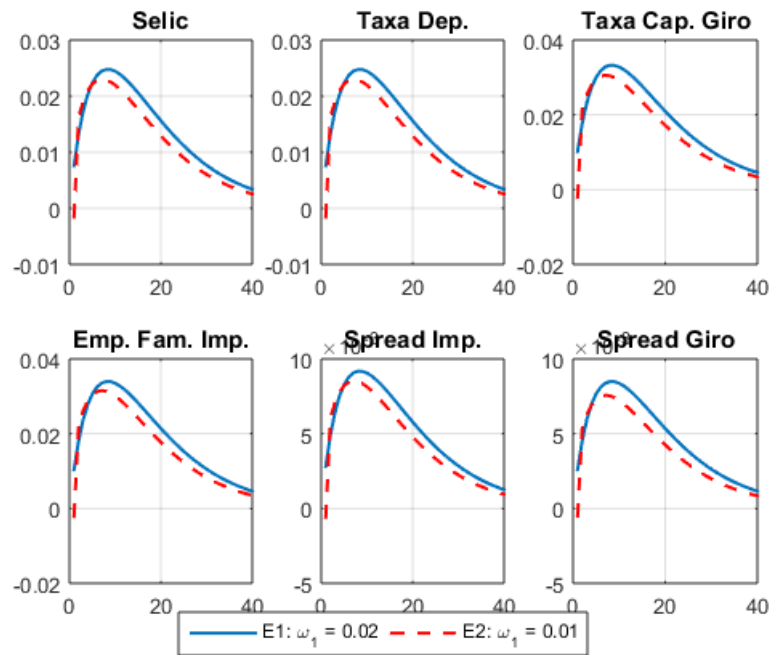
Neste cenário, uma elevação no nível da taxa de juros, afeta negativamente a demanda agregada, devido a uma redução no investimento e no consumo das famílias; no caso do consumo, a redução decorre do aumento do retorno proporcionado pelos títulos públicos, assim, as famílias substituem consumo presente por consumo futuro e reduzem o seu estoque de capital físico para adquirir mais títulos do governo. Dessa maneira, ocorre uma queda no produto da economia. Além disso, a dívida pública torna-se mais onerosa e, portanto, necessita de mais recursos da economia, dessa forma competindo com o investimento privado, gerando um efeito *crowding-out* na economia.

No entanto, entre os trabalhos citados acima, apenas os artigos de Atta-Mensah e Dib (2008), Gerali et al. (2010) e Nunes e Portugal (2018) incluem no modelo DSGE o *spread* bancário, em que este também se eleva após um choque de política monetária. A explicação para esse componente é dada pelo fato de o choque contracionista de taxa de juros afetar as condições de crédito da economia, impactando diretamente no custo de captação de recursos pelos bancos e na taxa de juro de empréstimo. Como consequência do aumento no *spread*, há um efeito contracionista na demanda agregada. Afonso, Köhler e Freitas (2009) acrescentam que a taxa básica de juros está positivamente correlacionada com o *spread* bancário, em primeiro lugar, porque reflete o estado de risco da economia. Além disso, quanto maior a taxa de juros, maior a rentabilidade necessária para um projeto ser viável. Como projetos mais rentáveis tendem a ser mais arriscados, taxas básicas maiores devem estar associadas à maior inadimplência.

De acordo com Bezerra, Silva e Lima (2013) no caso de um choque monetário restritivo, ocorre uma redução dos depósitos bancários, e, daí, seguem-se duas possibilidades. A primeira é que os bancos podem conseguir recursos no mercado e manter as operações de empréstimos no mesmo nível que antes do choque, no entanto, a consequente retração da atividade econômica pode implicar em queda da demanda por empréstimos. A segunda ocorre quando os bancos não conseguem recursos alternativos e têm que reduzir a oferta de crédito. Dessa forma, a redução dos empréstimos pode originar choques em sua demanda e/ou em sua oferta.

A Figura 3 apresenta o comportamento das variáveis bancárias após um choque de taxa de juros, levando em consideração alterações na taxa de inadimplência das firmas.

Figura 3: Mudanças na taxa de inadimplência das firmas após um choque de política monetária



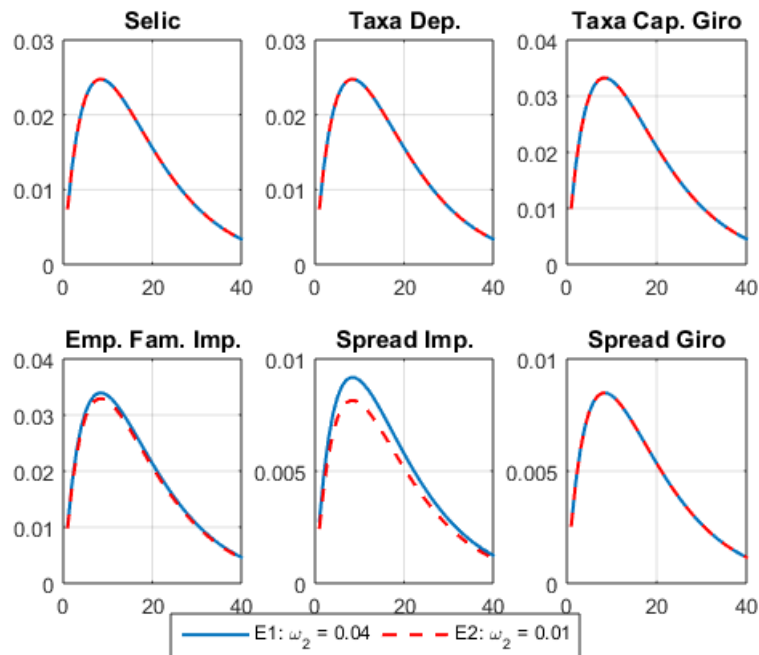
Fonte: Resultados da pesquisa.

A discussão apresentada na Figura 3 levou em consideração uma redução na taxa de inadimplência das firmas (ω_1) de 2% para 1%. Assim como o esperado, a queda no nível de inadimplência provoca uma diminuição nas taxas de juros e nas taxas de *spreads*. As maiores reduções foram da taxa de juros de empréstimo para as firmas (14,01%) e do *spread* para as firmas (16,57%).

Esse fato ocorre porque com a diminuição na taxa de inadimplência das firmas a operação de crédito para capital de giro torna-se menos arriscada. Com um menor nível de risco do empréstimo para capital de giro a instituição financeira pode cobrar um nível de juros menor para essa modalidade de crédito. Dessa forma, proporcionando crédito mais barato para as firmas produtoras do bem intermediário pagarem os salários e, conseqüentemente, a economia se beneficia com maiores níveis de produto. Esse fato também foi encontrado no trabalho de Dantas, Medeiros e Capelletto (2012), em que o autor concluiu que reduções na taxa de inadimplência ocasionam reduções nas taxas de juros e principalmente nas taxas de *spread* bancário, pois quando ocorre uma diminuição na taxa de inadimplência ocorre uma melhoria na carteira de crédito da instituição financeira, dessa forma, reduzindo o risco de crédito e os custos associados às provisões contábeis permitindo que as instituições financeiras cobrem menos taxas de juros nas suas operações de crédito.

A Figura 4 mostra a resposta das variáveis agregadas e bancárias a um choque de política monetária, considerando mudanças no parâmetro que mede a taxa de inadimplência das famílias, ω_2 , com valor inicial de 4% e final de 1%.

Figura 4: Mudanças na taxa de inadimplência das famílias após um choque de política monetária

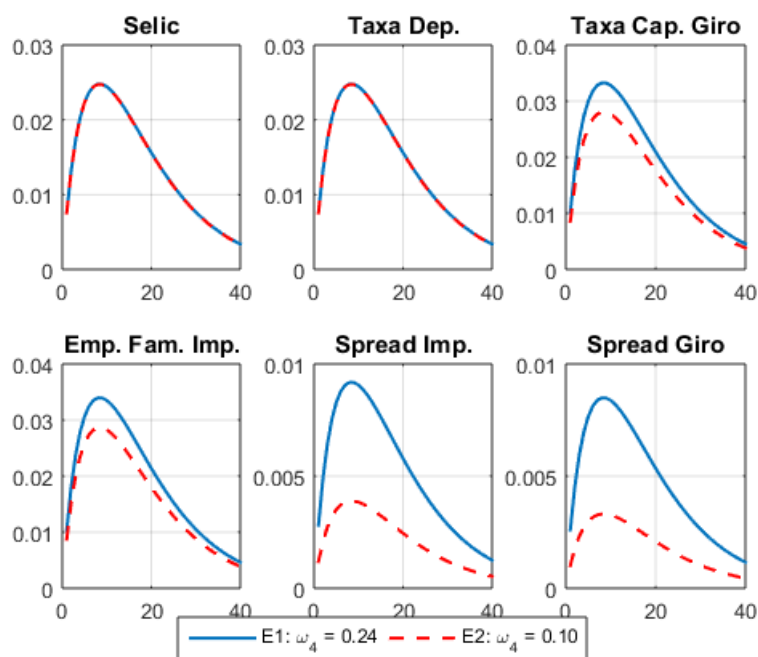


Fonte: Resultados da pesquisa.

As impulso-respostas ilustram que a única variável bancária que apresentou uma redução significativa após a redução de ω_2 para 1% foi o *spread* bancário para operações de pessoa física, ou seja, para as famílias. As maiores reduções foram encontradas para a taxa de juros de empréstimo para as famílias (3,07%) e para o *spread* bancário para as famílias (11,04%). Com uma menor taxa de inadimplência das famílias, o risco das operações de crédito para pessoa física ficam menos arriscadas, dessa forma, as instituições financeiras podem reduzir a taxa de empréstimo para as famílias. Assim, a demanda agregada é estimulada, pois as famílias conseguem ter acesso a mais crédito.

A Figura 5 mostra os efeitos de um choque de política monetária após mudanças na taxa de reserva compulsória nas instituições financeiras. A taxa de reserva (ω_3) foi alterada de 24% para 10%, ou seja, a instituição financeira é capaz de emprestar mais recursos, representando um aumento na oferta de crédito.

Figura 5: Mudanças na taxa de reserva compulsória após um choque de política monetária



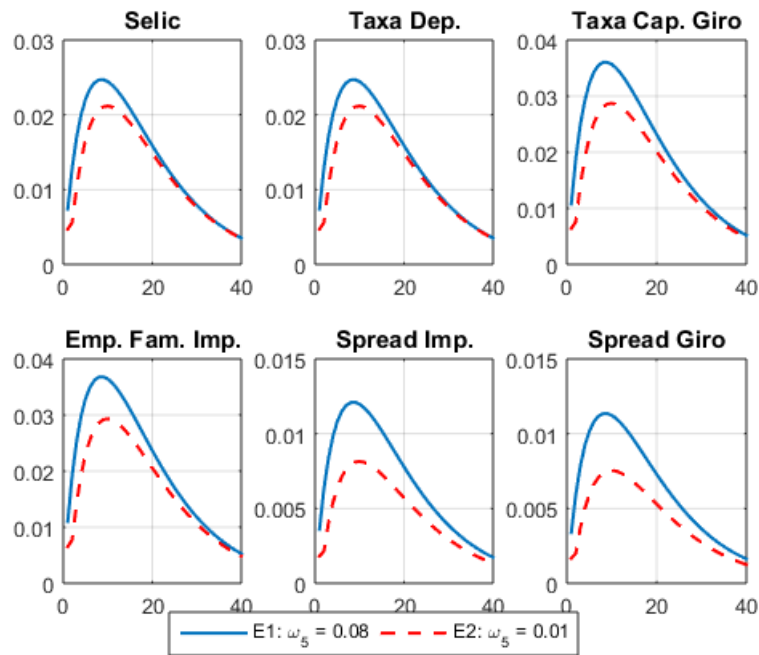
Fonte: Resultados da pesquisa.

Um aumento na oferta de crédito causa uma redução nos juros bancários e principalmente nos *spreads*, com excessão da taxa de remuneração dos depósitos, pois isso equivale a uma política monetária expansionista. As variáveis bancárias que sofreram uma maior queda foram as taxas de *spreads*, redução de 61,07% para o *spread* das firmas e 57,65% para o *spread* das famílias.

Esse fato ocorre porque o aumento na oferta do crédito *ceteris paribus* o torna mais barato, ou seja, ocorre uma redução nas taxas de juros de empréstimo para capital de giro das firmas e de empréstimo para as famílias. Como a poupança das famílias permanece no mesmo nível, a taxa de remuneração dos depósitos não se alteram, e portanto, reduzindo o *spread* bancário. Esses resultados encontrados no presente artigo convergem para os resultados obtidos no trabalho de Singh e Cerisola (2006), em que, os autores encontraram que para a America Latina que cada 10 pontos percentuais de redução na alíquota do compulsório podem reduzir o *spread* entre 0 e 1,3 pontos percentuais. Rodrigues e Takeda (2004) também encontraram que os recolhimentos compulsórios podem afetar as taxas de juros bancárias, em que menores taxas de reservas compulsórias possibilitam menores níveis de taxas de juros cobradas pelos bancos, pois as instituições financeiras ganham escala, e conseqüentemente, podem cobrar uma taxa de juros de empréstimo menor. Então, por consequência a taxa de recolhimento compulsório também afeta o *spread* bancário.

A Figura 6 ilustra mudanças na PDD após um choque de política monetária. Foi considerado um valor inicial para o ω_4 de 8%, com redução para o valor de 1%.

Figura 6: Mudanças na PDD após um choque de política monetária



Fonte: Resultados da pesquisa.

Assim como os demais instrumentos bancários, a redução na PDD também ocasiona redução nas taxas de juros e nos *spreads*. As variáveis que obtiveram um maior nível de redução foram as taxas de *spreads* para as firmas (6,19%) e para as famílias (5,97%). Como as instituições financeiras estão diretamente expostas ao risco de crédito, que pode ser definido como o risco de o tomador do empréstimo não cumprir com as suas obrigações, ou seja, como o pagamento das dívidas nos seus prazos estabelecidos, então, para se proteger os bancos fazem as provisões para este tipo de risco que constam em seus balanços. Logo, para as instituições financeiras uma PDD menor é equivalente a uma diminuição na percepção no nível de risco de crédito, pois essa provisão serve para a instituição financeira como uma proteção contra a inadimplência futura. Então a instituição financeira passa a ter menos despesas com essa conta, dessa maneira, liberando mais recursos para a sua carteira de crédito e proporcionando um maior volume de recursos para emprestar para os agentes da economia. Além disso, como foi mostrado na seção 2, a PDD é um componente relevante na composição do *spread* bancário, ou seja, a sua redução afeta diretamente o nível da taxa de *spread*.

As reduções nos instrumentos apresentados na presente seção permitem melhorias no setor bancário e na economia por meio de quedas nas taxas de juros bancárias e nas taxas de *spread*. Dentre os canais que se mostraram mais relevantes para reduzir as taxas de *spread* bancário, destacam-se a taxa de reservas compulsórias e taxa de inadimplência das firmas que possibilitou reduções significantes nas variáveis bancárias.

Com menores taxas de juros as firmas irão elevar o seu nível de investimento ao mesmo tempo em que há uma melhoria no desempenho fiscal do setor público, em que a dívida do governo se torna menos onerosa e as receitas do setor público se elevam devido ao aumento do produto, conseqüentemente, o efeito *crowding out* é reduzido na economia, pois os recursos serão mais destinados ao setor produtivo da economia, em vez de financiarem a dívida pública. A escolha intertemporal das famílias também será afetada, em que o no presente ela irão aumentar o consumo e reduzir o investimento em títulos do governo, pois estes se tornaram menos atrativos. Portanto, é esperado que o bem-estar das famílias seja maior após as intervenções no mercado de crédito mencionadas na presente seção.

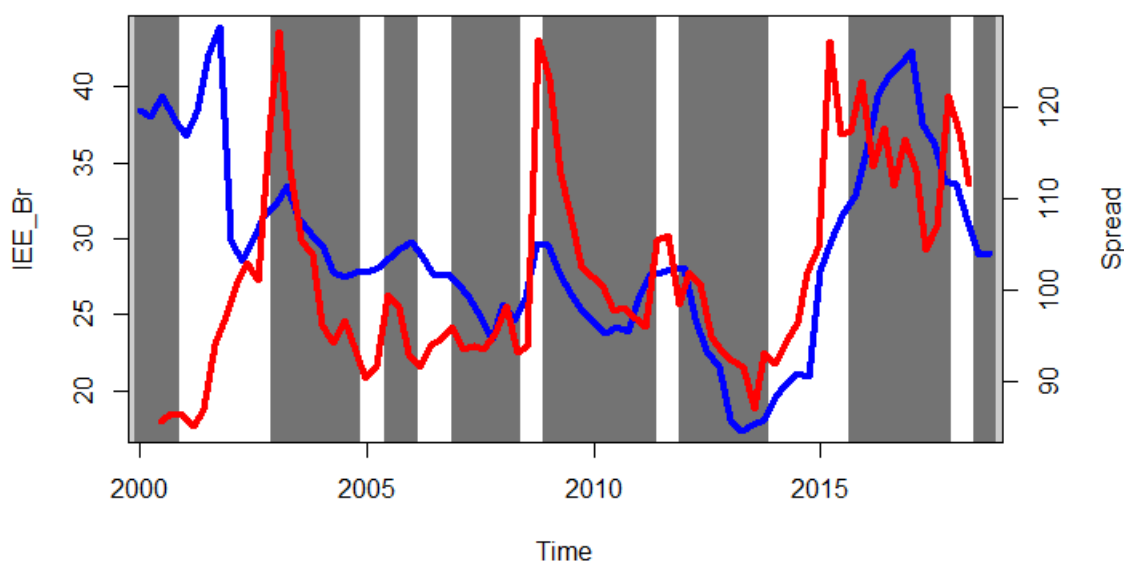
4.2 Choque de Incerteza

Já é conhecido na literatura que o nível de risco da economia afeta o *spread*². Quanto pior for o ambiente econômico, no sentido de maior incerteza em relação ao futuro, maior deve ser o *spread* bancário. Isso ocorre porque, economias com altos níveis de volatilidade e incerteza aumentam o risco das operações de crédito, pois estimulam a inadimplência, que é um importante componente do *spread*. Além disso, quanto maior o risco associado as expectativas econômicas, maior o prêmio para os credores.

Assim, o propósito desta seção é investigar a relação entre a incerteza econômica e o *spread* de crédito. Essa discussão irá se concentrar em dois pontos: o primeiro busca ilustrar o comportamento durante os anos de 2000 a 2018 das séries do Indicador de Incerteza da Economia (IIE-Br) calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) e da taxa de *spread* bancário calculado pelo BCB que refere-se à diferença entre as taxas de aplicação e de captação e leva em consideração as taxas para pessoa física e jurídica; o segundo é adicionar a incerteza econômica no modelo DSGE *baseline* apresentado na seção 3 e verificar os efeitos desse componente nas taxas de juros da economia, em especial, seu impacto nas taxas de *spreads* bancários.

A Figura 7 mostra que o custo do crédito no Brasil é historicamente alto e, mesmo em um cenário com redução recorde da taxa de Selic, a queda na diferença entre a taxa cobrada em financiamentos e o custo de captação dos recursos é modesta. Assim, procuramos associar o comportamento atípico do *spread* bancário, ilustrado pelo cenário que a redução na taxa de juros referencial da economia não se reflete no comportamento do custo do crédito, ao ambiente de incerteza econômica no Brasil.

Figura 7: Trajetória trimestral do IIE-Br e do *Spread* - 2000 a 2018 em %



Fonte: Resultados da pesquisa a partir de dados do BCB.

Nota: A linha vermelha representa a série do IIE-Br e a linha azul representa a série do *spread*. As áreas sombreadas de cinza representam períodos de redução no nível de incerteza, medido pela série do IIE-Br.

É importante explicar que na Figura 7 são apresentadas as séries do IIE-Br, *Spread* bancário e as áreas sombreadas de cinza representam períodos de redução no nível da série do IIE-Br. As áreas sombreadas foram calculadas a partir do algoritmo de Harding e Pagan (2002). Assim, é possível notar que na maioria dos períodos de ciclo de baixa da incerteza econômica ocorre uma redução no *spread* bancário. Esse exercício

² Ver os trabalhos de Alencar, Leite e Ferreira (2007) e Gelos (2009), dentre outros.

nos mostrar que é possível haver uma correlação positiva entre os períodos de grande incerteza econômica com o aumento no *spread* bancário. Esse fato justifica a inclusão do canal da incerteza econômica no modelo DSGE. A ideia é modelar os efeitos desse componente no comportamento do *spread* bancário. Seguindo a proposta de Fernández-Villaverde et al. (2011), inserimos o canal da incerteza no modelo por meio de uma nova variável na equação do choque de produtividade:

$$A_t = \rho A_{t-1} + \sigma_t \epsilon_t \quad (34)$$

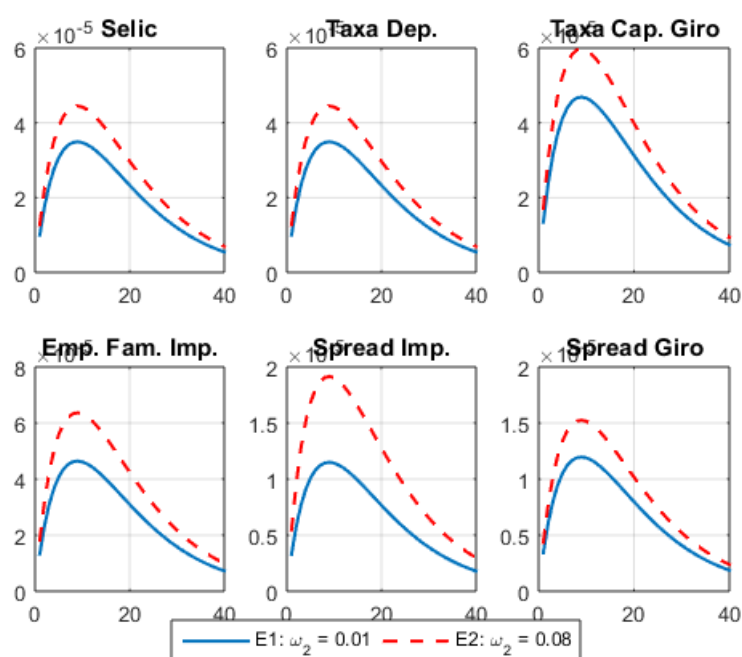
em que a equação acima representa o choque de produtividade, descrito por um processo autoregressivo (choque estrutural). E ϵ_t evolui ao longo do tempo como um processo autoregressivo (choque de volatilidade):

$$\log \sigma_t = \rho_\sigma \log \sigma_{t-1} + (1 - \rho_\sigma^2)^{\frac{1}{2}} \eta u_t \quad (35)$$

em que u_t é normalmente distribuído com média zero e variância unitária.

A Figura 8 mostra as funções impulsos-resposta a um choque de desvio padrão para incerteza econômica. Tal como reportado nos trabalhos de Bloom (2009), Bonciani e Roye (2016) e Brand, Isoré e Tripier (2017), após o choque de incerteza no sistema econômico as firmas respondem com uma maior precaução nos investimentos produtivos, gerando um impacto negativo no emprego e na produção. Nesse ambiente, a renda do trabalho das famílias é reduzida, devido a um menor salário e ao número de horas trabalhadas. Portanto, as condições de crédito das firmas e famílias são deterioradas e, conseqüentemente, as operações de crédito das instituições financeiras tornam-se mais arriscadas, ocasionando maiores taxas de juros de empréstimo para os agentes e, por fim, elevando as taxas de *spread* na economia.

Figura 8: Mudanças na taxa de inadimplência das famílias após um choque de política incerteza



Fonte: Resultados da pesquisa.

A Figura 8 também apresenta a resposta das principais variáveis do mercado bancário a elevações na taxa de inadimplência das famílias. Assim como os resultados obtidos na seção anterior, é possível verificar que um aumento na taxa de inadimplência produz maiores taxas de juros e *spread*. Entretanto, as magnitudes das mudanças das variáveis bancárias após alterações na taxa de inadimplência das famílias são muito superiores em um cenário de choque de incerteza econômica em relação a um cenário de choque contracionista de política monetária. Em outras palavras, a incerteza econômica possui um efeito potencializador nas elevações das taxas de juros e taxas de *spread*.

Esses achados também são reportados por Afonso, Köhler e Freitas (2009) e esses sugerem algumas medidas que complementam ou suplementam as que já estão sendo analisadas pelas autoridades econômicas. Por exemplo, uma política que leve à maior estabilidade macroeconômica deverá contribuir, simultaneamente, para reduzir a inadimplência. Da mesma forma, medidas que permitam diminuir a assimetria de informação entre bancos e tomadores deverão contribuir para reduzir a inadimplência esperada, ao mesmo tempo em que propiciarão um ambiente mais competitivo. Os autores ainda afirmam que eliminação do crédito direcionado é frequentemente apresentada como um possível meio de reduzir o *spread*. A existência de taxas de juros diferenciadas deve provocar distorções na economia e alocações ineficientes.

5 Conclusões

O presente artigo modelou alguns canais que indicam o motivo de os juros e o *spread* bancário no Brasil serem tão elevados. A principal conclusão que pode ser extraída dessa análise é que os canais apontados pela literatura e pela Febraban (2018) para reduzir das taxas de juros bancárias e o *spread* se mostram válidos. Alguns trabalhos como Afonso, Köhler e Freitas (2009), Dantas, Medeiros e Capelletto (2012) e Júnior, Paula e Leal (2013) concluíram que a taxa de inadimplência é o principal fator que torna o *spread* bancário elevado no Brasil. Portanto, os gestores de políticas devem se concentrar em medidas que visem reduzir esse componente.

Nesse sentido, a Febraban (2018) afirma que a diminuição na inadimplência pode ocorrer devido a execução de algumas medidas: aperfeiçoar o cadastro positivo; ampliar o acesso a informações de renda, faturamento e empregos existentes nos órgãos públicos; melhorar a Lei de Recuperação Judicial e Falências; permitir a busca e apreensão extrajudicial de bens móveis alienados fiduciariamente; alterar o tratamento tributário das provisões para devedores duvidosos.

Referências

- AFONSO, J. R. R.; KÖHLER, M. A.; FREITAS, P. S. d. Evolução e determinantes do spread bancário no brasil. Brasília: Senado Federal, Consultoria Legislativa, 2009.
- ALENCAR, L.; LEITE, D.; FERREIRA, S. Spread bancário: um estudo cross-country. *Banco Central do Brasil, Relatório de Economia Bancária e Crédito*, p. 23–34, 2007.
- ALPANDA, S.; ZUBAIRY, S. Housing and tax policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, Wiley Online Library, v. 48, n. 2-3, p. 485–512, 2016.
- ARIDA, P.; BACHA, E.; LARA-RESENDE, A. Credit, interest, and jurisdictional uncertainty: conjectures on the case of brazil. *Inflation targeting, debt, and the Brazilian experience, 1999 to 2003*, The MIT Press Cambridge e MA MA, p. 265–293, 2005.
- ATTA-MENSAH, J.; DIB, A. Bank lending, credit shocks, and the transmission of canadian monetary policy. *International Review of Economics & Finance*, Elsevier, v. 17, n. 1, p. 159–176, 2008.
- BARBOSA, F. d. H.; CAMÊLO, F. D.; JOÃO, I. C. A taxa de juros natural e a regra de taylor no brasil: 2003-2015. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 70, n. 4, p. 399–417, 2016.
- BARBOZA, R. d. M.; ZILBERMAN, E. Os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica no brasil. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 72, n. 2, p. 144–160, 2018.
- BEZERRA, J. F.; SILVA, I. É. M.; LIMA, R. C. Estudo empírico da operacionalidade do canal de crédito bancário no nordeste e no brasil. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 44, n. 4, p. 957–974, 2013.
- BHATTARAI, K.; TRZECIAKIEWICZ, D. Macroeconomic impacts of fiscal policy shocks in the UK: A DSGE analysis. *Economic Modelling*, v. 61, n. 1, p. 321–338, 2017. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999316305983>>.
- BLOOM, N. The impact of uncertainty shocks. *econometrica*, Wiley Online Library, v. 77, n. 3, p. 623–685, 2009.
- BONCIANI, D.; ROYE, B. V. Uncertainty shocks, banking frictions and economic activity. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 73, p. 200–219, 2016.
- BRAND, T.; ISORÉ, M.; TRIPIER, F. Uncertainty shocks and firm dynamics: Search and monitoring in the credit market. *Bank of Finland Research Discussion Paper*, n. 34, 2017.
- CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304393283900600>>.
- CANZONERI, M. et al. New Keynesian Explanations of Cyclical Movements in Aggregate Inflation and Regional Inflation Differentials. *Open Economies Review*, v. 17, n. 1, p. 27–55, 2006. Disponível em: <<https://link.springer.com/article/10.1007/s11079-006-5213-2>>.
- CARNEIRO, D. D.; WU, T. *Política macroeconômica: a experiência brasileira contemporânea*. [S.l.]: Grupo Gen-LTC, 2011.
- CARVALHO, C. et al. Macroeconomic effects of credit deepening in latin america. *Available at SSRN 2503755*, 2018.

CARVALHO, D.; SILVA, M.; SILVA, I. Efeitos dos choques fiscais sobre o mercado de trabalho brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, v. 67, n. 2, p. 177–200, 2013. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402013000200002&lng=pt&nrm=iso&tlng=en>.

CARVALHO, F.; VALLI, M. Fiscal Policy in Brazil through the Lens of an Estimated DSGE Model. *Working Paper Series, Banco Central do Brasil*, n. 240, p. 1–81, 2011. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps240.pdf>>.

CASTRO, M. et al. SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach. *Working Paper Series, Banco Central do Brasil*, n. 239, p. 1–138, 2011. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps239.pdf>>.

CAVALCANTI, A.; VEREDA, L. Fiscal Policy Multipliers in a DSGE Model for Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 35, n. 2, p. 197–233, 2015. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/bre/article/view/57570>>.

CAVALCANTI, A. et al. The Macroeconomic Effects of Monetary Policy Shocks under Fiscal Rules Constrained by Public Debt Sustainability. *Economic Modelling*, v. 71, n. 1, p. 184–201, 2018. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999317302468>>.

ÇEBI, C. The Interaction between Monetary and Fiscal Policies in Turkey: an Estimated New Keynesian DSGE Model. *Economic Modelling*, v. 29, n. 4, p. 1258–1267, 2012. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999312001071>>.

CHARI, V.; KEHOE, P.; MCGRATTAN, E. Sticky-Price Models of the Business Cycle: Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem? *Econometrica*, v. 68, n. 5, p. 1151–1179, 2000. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/ecta.2000.68.issue-5/issuetoc>>.

CORDES, T. et al. Expenditure Rules: Effective Tools for Sound Fiscal Policy? *IMF Working Paper*, n. 15/29, p. 1–29, 2015. Disponível em: <<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2015/wp1529.pdf>>.

CÚRDIA, V.; WOODFORD, M. Credit frictions and optimal monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 84, p. 30–65, 2016.

DANTAS, J. A.; MEDEIROS, O. R. D.; CAPELLETTO, L. R. Determinantes do spread bancário ex post no mercado brasileiro. *RAM. Revista de Administração Mackenzie*, Universidade Presbiteriana Mackenzie, v. 13, n. 4, p. 48–74, 2012.

DIB, A. An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities. *The Canadian Journal of Economics*, v. 36, n. 4, p. 949–972, 2003. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/3131808>>.

DOSI, G. et al. Fiscal and Monetary Policies in Complex Evolving Economies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 52, n. 1, p. 166–189, 2015. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S016518891400311X>>.

FANTINATTI, A. M. *Estímulos fiscais em um modelo DSGE: bens duráveis versus bens não duráveis*. Tese (Doutorado), 2015.

FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. Why are brazil's interest rates so high? *Available at SSRN 326781*, 2002.

FEBRABAN. *Como fazer os juros serem mais baixos no Brasil – Uma proposta dos bancos ao governo, Congresso, Judiciário e à sociedade*. 1. ed. [S.l.]: Febraban, 2018.

FERNÁNDEZ-VILLAVERDE, J. et al. Risk matters: The real effects of volatility shocks. *American Economic Review*, v. 101, n. 6, p. 2530–61, 2011.

- FERREIRA, P. C. G.; ARAÚJO, C. H. V. Reforma tributária, efeitos alocativos e impactos de bem-estar. *Revista brasileira de economia*, v. 53, n. 2, p. 133–166, 1999.
- FIGLIORE, F. D.; TRISTANI, O. Credit and the natural rate of interest. *Journal of Money, Credit and Banking*, Wiley Online Library, v. 43, n. 2-3, p. 407–440, 2011.
- FREIRE, Y. P. d. L. Determinantes da taxa de juros no brasil na ultima década. Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2016.
- GARCIA, M. G. *Brazil in the 21st century: How to escape the high real interest trap?* [S.l.], 2002.
- GELOS, R. G. Banking spreads in latin america. *Economic Inquiry*, Wiley Online Library, v. 47, n. 4, p. 796–814, 2009.
- GERALI, A. et al. Credit and banking in a dsge model of the euro area. *Journal of Money, Credit and Banking*, Wiley Online Library, v. 42, p. 107–141, 2010.
- GOODFRIEND, M.; KING, R. The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy. *NBER Working Paper*, v. 12, p. 231–296, 1997. Disponível em: <<http://www.nber.org/chapters/c11040.pdf>>.
- GOODFRIEND, M.; MCCALLUM, B. T. Banking and interest rates in monetary policy analysis: A quantitative exploration. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 54, n. 5, p. 1480–1507, 2007.
- GOUVEA, S. et al. Stochastic analytical model with a bayesian approach. *Banco Central do Brasil-Working Paper Series*, v. 239, 2011.
- HARDING, D.; PAGAN, A. Dissecting the cycle: a methodological investigation. *Journal of monetary economics*, Elsevier, v. 49, n. 2, p. 365–381, 2002.
- HOLLAND, M. Por que as taxas de juros reais de curto prazo são tão elevadas no brasil? *Revista Economia & Tecnologia*, v. 2, n. 1, 2006.
- HUANG, K.; LIU, Z.; PHANEUF, L. Why Does the Cyclical Behavior of Real Wages Change Over Time? *American Economic Review*, v. 94, n. 4, p. 836–856, 2004. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/3592795?seq=1#page_scan_tab_contents>.
- IACOVIELLO, M.; NERI, S. Housing market spillovers: evidence from an estimated dsge model. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 2, n. 2, p. 125–64, 2010.
- JÚNIOR, H. O. M. R.; PAULA, L. F. de; LEAL, R. M. Decomposição do spread bancário no brasil: uma análise do período recente. *Revista EconomiA*, 2013.
- KILEY, M. How Should Unemployment Benefits Respond to the Business Cycle? *Topics in Economic Analysis & Policy*, v. 3, n. 1, 2003. Disponível em: <<https://www.degruyter.com/view/j/bejeap.2003.3.issue-1/bejeap.2003.3.1.1066/bejeap.2003.3.1.1066.xml>>.
- NETTO, D. A.; GIAMBIAGI, F. O brasil precisa de uma agenda de consenso. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*, 2005.
- NUNES, A. F. N. D.; PORTUGAL, M. S. Choques no spread de crédito bancário e suas implicações para a condução da política monetária no brasil. *Economia Aplicada*, v. 22, n. 2, p. 81–114, 2018.
- REDL, C. The impact of uncertainty shocks in the united kingdom. Bank of England Working Paper, 2017.
- RODRIGUES, E. S.; TAKEDA, T. Recolhimentos compulsórios e distribuição das taxas de empréstimos bancários no brasil. *Paper provided by Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia in its series Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*, n. 095, 2004.

SILVA, P.; BESARRIA, C.; SILVA, M. Mensurando o sentimento de incerteza da política econômica: Uma análise a partir da comunicação do banco central do brasil. *47º Encontro Nacional de Economia, 2019, São Paulo. Anais do 47º Encontro Nacional de Economia. São Paulo: Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia*, p. 1–20, 2019. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2019-/submissao/files_I/i4-6d0fea421a2127dcd80097f52edc812f.pdf>.

SINGH, M. A.; CERISOLA, M. M. D. *Sustaining Latin America's resurgence: some historical perspectives*. [S.l.]: International Monetary Fund, 2006.

SMETS, F.; WOUTERS, R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, v. 5, n. 1, p. 1123–1175, 2003. Disponível em: <<https://academic.oup.com/jeea/article-abstract/1/5/1123/2280815?redirectedFrom=fulltext>>.

SMETS, F.; WOUTERS, R. Shocks and Frictions in US Business Cycles: a Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*, v. 97, n. 3, p. 586–606, 2007. Disponível em: <<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.97.3.586>>.

TELES, V. K.; JUNIOR, C. J. C.; ROSA, R. M. Investment-specific technological change and the brazilian macroeconomy. *Sociedade Brasileira de Econometria*, 2015.

Apêndice A - Modelo VAR

Modelo de Vetores Autorregressivo em sua forma estrutural pode ser representado da seguinte forma:

$$A_0 y_t = \sum_{\ell=1}^p A_\ell y_{t-\ell} + \epsilon_t \quad \text{para } t = 1, \dots, T \quad (36)$$

em que: y_t é um vetor coluna n -dimensional de variáveis endógenas, A_0 é uma matriz $n \times n$ de impactos contemporâneos, A_ℓ são $n \times n$ matrizes de parâmetro de variáveis defasadas, ϵ_t é um processo de ruído branco, $\epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \Sigma_\epsilon)$, p é o número de atrasos e T o tamanho da amostra.

Ao multiplicar (1) por A_0^{-1} obtém-se a forma reduzida usual do VAR:

$$y_t = \sum_{\ell=1}^p B_\ell y_{t-\ell} + u_t \quad \text{for } t = 1, \dots, T \quad (37)$$

onde: $B_\ell = A_0^{-1} A_\ell$ para $\ell = 1, 2, \dots, p$; $u_t = A_0^{-1} \epsilon_t$ e $\Omega = E[u_t u_t']$ é a matriz de variância-covariância dos resíduos.

O sistema obtido em (2) é o que deve ser estimado, a partir dos erros de forma reduzida, u_t é possível conseguir as funções de respostas aos impulsos ortogonais.

Um dos benefícios de fazer uso do método de restrição de sinais é o fato de que não é necessário impor restrições sobre toda a matriz A_0 , o propósito de aplicar a abordagem da restrição de sinais é o fato de poder identificar os choques estruturais, ao impor sobre algumas variáveis uma restrição ao sinal da resposta impulsiva, ao passo que para as variáveis de interesse é possível manter o sinal irrestrito com o objetivo de observar a sua resposta ao impulso. Os choques estruturais identificados: choque de produtividade, choque na política monetária e choque de incerteza.

Entendendo melhor o funcionamento dessa estratégia de identificação, denote a_k vetor de coluna k da matriz A , de modo que $AA' = \Sigma$ e A_k vetor de impulso para a k ésima variável. O objetivo é identificar apenas m choques em que $m \leq n$. Essa matriz de impulso $[a^{(1)}, \dots, a^{(m)}]$, pode ser representada como sendo o produto:

$$[a^{(1)}, \dots, a^{(m)}]_{(m \times n)} = \tilde{A} \Lambda \quad (38)$$

em que: $\Lambda = [\lambda^{(1)}, \dots, \lambda^{(m)}]$ é uma matriz ortonormal $m \times m$ de modo que: $\Lambda \Lambda' = I_m$ e \tilde{A} é um fator Cholesky triangular inferior de Σ .

Seja $a = a^{(s)}$, $s = 1, 2, \dots, m$ uma das colunas de impulso da matriz $\tilde{A} \Lambda$ e $\lambda = \lambda^{(s)} = \tilde{A}^{-1} a$ seja a coluna correspondente de Λ . Uhlig (2005) demonstra que qualquer resposta de impulso a , pode ser obtida mediante uma combinação linear das respostas de impulso perante uma decomposição de Cholesky Σ que satisfaz $\Sigma = E[u_t u_t'] = A E[v_t v_t'] A' = AA'$. Admitindo $r_i(k) \in R^m$ como sendo a resposta vetorial no horizonte k para o i -ésimo choque em uma decomposição de Cholesky de Σ . A função impulso-resposta $r_a(k)$ para $a^{(s)}$ é dada por:

$$r_a^{(s)}(k) = \sum_{i=1}^m \lambda_i r_i(k) \quad (39)$$

A equação (5), permite identificar o vetor de resposta ao impulso referente as inovações estruturais, porém, essas restrições não são condições suficientes para identificar corretamente os choques. Considerando a literatura empírica e tendo como base o que foi apresentado em Baker, Bloom e Davis (2016), os efeitos precaucionistas de um choque de incerteza se assemelham a um choque de demanda negativo, por isso, ao determinar as restrições dos sinais adota-se o que foi definido em Redl (2017).

Apêndice B - Condições de Primeira Ordem

Famílias credoras

$$\lambda_{p,t} = \left(\frac{1}{c_{p,t} - \phi_c c_{p,t-1}} - \frac{\phi_c \beta^p}{c_{p,t+1} - c_{p,t} \phi_c} \right) \frac{1}{P_t (1 + \tau_c)} \quad (40)$$

$$\frac{\dot{j}_t}{h_{p,t}} = \lambda_{p,t} q_t - \beta^p \lambda_{p,t+1} q_{t+1} \quad (41)$$

$$L_{p,t}^\varphi = \lambda_{p,t} (1 - \tau_l) W_t \quad (42)$$

$$q_{z,t} = (\lambda_{p,t} q_t - \beta^p \lambda_{p,t+1} q_{t+1}) \frac{1}{\lambda_{p,t}} \quad (43)$$

$$\lambda_{p,t} = \frac{\beta^p \lambda_{p,t+1} R_{d,t}}{\pi_{t+1}} \quad (44)$$

$$\lambda_{p,t} = \frac{\beta^p \lambda_{p,t+1} R_t}{\pi_{t+1}} \quad (45)$$

Famílias tomadoras de empréstimos com ativos

$$\lambda_{ih,t} = \frac{1}{P_t (1 + \tau_c)} \left(\frac{1}{c_{ih,t} - \phi_c c_{ih,t-1}} - \frac{\phi_c \beta_{ih}}{c_{ih,t+1} - \phi_c c_{ih,t}} \right) \quad (46)$$

$$\frac{\dot{j}_t}{h_{ih,t}} = q_t \lambda_{ih,t} (1 - \tau_q) R_{H,t} - q_{t+1} (1 - \tau_q) \beta_{ih} \lambda_{ih,t+1} R_{H,t+1} \quad (47)$$

$$L_{ih,t}^{phi} = W_t (1 - tau_l) \lambda_{ih,t} + \frac{W_t \lambda_{ih02,t} ltv_t \pi_t}{R_{b,t}} \quad (48)$$

$$\lambda_{ih02,t} = \lambda_{ih,t} - \frac{\beta_{ih} \lambda_{ih,t+1} R_{b,t+1}}{\pi_{t+1}} \quad (49)$$

$$b_t = \frac{ltv_t \pi_t W_t L_{ih,t}}{R_{b,t}} \quad (50)$$

Famílias tomadoras de empréstimos sem ativos

$$\lambda_{ir,t} = \frac{1}{P_t (1 + tau_c)} \left(\frac{1}{c_{ir,t} - \phi_c c_{ir,t-1}} - \frac{\phi_c \beta_{ir}}{c_{ir,t+1} - \phi_c c_{ir,t}} \right) \quad (51)$$

$$\frac{\dot{j}_t}{h_{ir,t}} = q_{z,t} \lambda_{ir,t} \quad (52)$$

$$L_{ir,t}^\phi = W_t (1 - \tau_l) \lambda_{ir,t} + \frac{\pi_t W_t ltv_t \lambda_{ir02,t}}{R_{bp,t}} \quad (53)$$

$$\lambda_{ir02,t} = \lambda_{ir,t} - \frac{\beta_{ir} \lambda_{ir,t+1} R_{bp,t+1}}{\pi_{t+1}} \quad (54)$$

$$b_{p,t} = \frac{ltv_t \pi_t W_t L_{ir,t}}{R_{bp,t}} \quad (55)$$

Instituições Financeiras

$$R_{f,t} = \frac{R_{d,t}}{(1 - \omega_3)(1 - \omega_1)} \quad (56)$$

$$R_{b,t} = \frac{R_{d,t}}{(1 - \omega_3)(1 - \omega_2)} \quad (57)$$

$$R_{H,t+1} = (1 - \tau_h) R_{t+1} \quad (58)$$

$$R_{bp,t} = \frac{R_{d,t}}{(1 - \omega_3)(1 - \omega_2)} \quad (59)$$

Firmas Produtoras de Bens de Capital

$$\frac{R_t}{P_t} = \phi_1 + \phi_2 (U_t - 1) \quad (60)$$

$$Q_t = E_t \Xi_{t,t+1} \left\{ Q_{t+1}(1 - \delta) - R_{t+1}U_{t+1} + P_{t+1} \left[\phi_1 (U_{t+1} - 1) + \frac{\phi_2}{2} (U_{t+1} - 1)^2 \right] \right\} \quad (61)$$

$$\begin{aligned} P_t + Q_t \left[1 - \frac{\chi}{2} \left(\frac{I_t}{S_t^I I_{t-1}} - 1 \right)^2 + \chi \left(\frac{I_t}{S_t^I I_{t-1}} \right) \left(1 - \frac{I_t}{S_t^I I_{t-1}} \right) \right] \\ = \chi E_t \frac{\Xi_{t,t+1} Q_{t+1}}{S_{t+1}^I} \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 \left(1 - \frac{I_{t+1}}{S_{t+1}^I I_t} \right) \end{aligned} \quad (62)$$

onde Q_t , conhecido como Q de Tobin, representa o multiplicador de Lagrange para a evolução do capital.

Firmas Produtoras de Bens Intermediários

$$L_{p,t} = \psi_1 \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{R_{k,t}}{W_t R_{f,t}} \right)^\alpha \left(\frac{1}{\psi_1^{\psi_1} \psi_2^{\psi_2} \psi_3^{\psi_3}} \right)^{1-\alpha} \frac{Y_t}{A_t} \quad (63)$$

$$L_{ih,t} = \frac{Y_t}{A_t} \left(\frac{1}{\psi_1^{\psi_1} \psi_2^{\psi_2} \psi_3^{\psi_3}} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{R_{k,t}}{W_t R_{f,t}} \right)^\alpha \psi_2 \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} \right)^\alpha \quad (64)$$

$$L_{ir,t} = \frac{Y_t}{A_t} \left(\frac{1}{\psi_1^{\psi_1} \psi_2^{\psi_2} \psi_3^{\psi_3}} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{R_{k,t}}{W_t R_{f,t}} \right)^\alpha \psi_3 \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} \right)^\alpha \quad (65)$$

$$K_t = \frac{Y_t}{A_t} \left(\frac{R_{f,t} W_t \alpha}{R_{k,t} (1 - \alpha) \psi_1^{\psi_1} \psi_2^{\psi_2} \psi_3^{\psi_3}} \right)^{1-\alpha} \quad (66)$$

$$P_t = 1 \quad (67)$$

$$CM_t = P_t \frac{\varphi_p - 1}{\varphi_p} (1 - \beta_p \theta) \quad (68)$$

Firmas Produtoras do Bem Final

$$P_{j,t} = P_t \left[\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\xi-1}{\psi}} dj \right]^{\frac{\xi}{\xi-1}-1} Y_{j,t}^{\frac{\xi}{\xi-1}-1} \quad (69)$$