2
Avaliando a Dinâmica da Economia em Resposta a Deslocamentos na Oferta de Crédito

O objetivo deste capítulo é estudar a dinâmica da economia em resposta a oscilações nas condições de crédito. Em particular, queremos verificar como deslocamentos na oferta de crédito impactam o produto, mantendo a taxa básica de juros (Selic) fixa. Primeiramente faremos uma breve análise do mercado de crédito no Brasil, ressaltando as principais mudanças institucionais ocorridas neste mercado. Em seguida, partiremos para uma análise empírica da inter-relação entre o crédito e a economia.

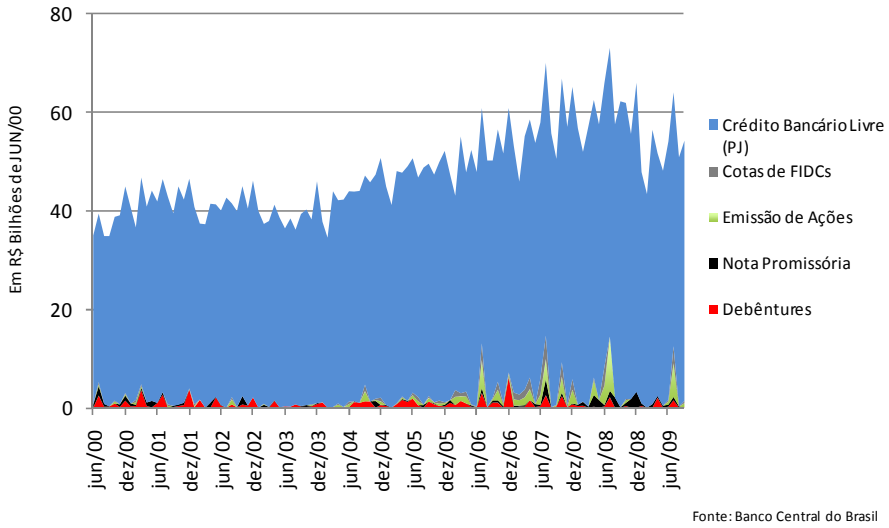
PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA

2.1.
O Mercado de Crédito no Brasil

O mercado de crédito no Brasil é predominantemente composto por crédito bancário. Apesar dos recentes avanços no mercado de capitais, tanto na emissão de títulos de dívida privada (debêntures, notas promissórias, etc.), como na captação de recursos via abertura e aumento de capital, o grosso dos recursos de financiamento disponível internamente para as firmas é oriundo de instituições financeiras. Além do crédito concedido de forma livre, boa parte dos empréstimos disponíveis para tomadores PJ é concedida pelo BNDES e contabilizado como crédito direcionado; entretanto, estes empréstimos não estão disponíveis para todos os tipos de tomadores, sendo em geral direcionados para os de maior porte. Além disso, as taxas e prazos desses empréstimos não são diretamente atrelados às condições de mercado, não refletindo, portanto, as reais condições do mercado de crédito. Na Figura 1 abaixo podemos ver como a grande maioria dos recursos livres disponíveis para as empresas é oriunda do sistema bancário[4]:

[4] O crédito para Pessoa Física é concedido exclusivamente por instituições financeiras, como bancos, financeiras e cooperativas de crédito.

Figura 1: Captação Interna de Recursos



Fonte: Banco Central do Brasil

Um ponto que chama a atenção é o crescimento vigoroso da carteira de crédito livre como proporção do PIB, que passou de cerca de 14.3% em JUN/00 para 30.2% em SET/09[5]. Mais especificamente, este crescimento se deve ao desempenho excepcional do crédito concedido a Pessoa Física (PF), que passou de cerca de 4% do PIB no início do ano de 2000 para cerca de 14% no terceiro trimestre de 2009. Como veremos mais adiante, esse resultado reflete em boa parte alterações na legislação vigente, como a regulamentação do crédito consignado para aposentados e pensionistas do INSS[6]. No apêndice deste trabalho encontram-se os gráficos com a evolução das séries acima citadas.

Em relação à composição da carteira de crédito livre referencial para a taxa de juros, em SET/09 cerca de 67% era referente a operações pactuadas a juros pré-fixados, 22% a juros flutuantes e 11% a juros pós-fixados[7].

[5] O volume de crédito total da economia correspondia a 44.2% do PIB em SET/09, onde 14% se referiam a crédito direcionado, composto em sua maioria por repasses de linhas de financiamento do BNDES.

[6] Crédito cujas parcelas de pagamento são descontadas diretamente da folha salarial ou do benefício recebido pelo indivíduo, reduzindo assim fortemente a probabilidade de inadimplência.

[7] Operações pactuadas a juros pós-fixados podem ter um percentual (ou sua totalidade) corrigido pela TR, TJLP ou indexado ao câmbio; as operações com taxas flutuantes são em geral indexadas à taxa Selic ou DI. Na prática, esses tipos de operação são realizados apenas com tomadores PJ, apesar de haver uma ínfima parcela de tomadores PF.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA

2.2.
Mudanças Institucionais

O mercado de crédito brasileiro vem se desenvolvendo mais significativamente desde a introdução do Plano Real em 1994, que derrotou a hiperinflação e consequentemente reduziu a incerteza em relação aos rumos da economia, criando assim um ambiente mais propício à demanda e à concessão de empréstimos. Não obstante, as taxas de juros praticadas no mercado brasileiro são hoje ainda muito elevadas, sobretudo devido ao elevado *spread* bancário. Segundo estudo realizado pelo Banco Central do Brasil (BCB), o principal fator responsável por esse *spread* é a inadimplência, contribuindo com cerca de 32% do total[8]. Destacam-se também as despesas administrativas (18%), impostos diretos (15%), impostos indiretos (4.3%) e os depósitos compulsórios e subsídios cruzados (3.9%).

Em OUT/99 o BCB iniciou um projeto intitulado "Juros e *Spread* Bancário no Brasil", através do qual passou a sugerir uma série de reformas estruturais visando tornar mais eficiente o mercado de crédito, e consequentemente reduzir as taxas cobradas. A partir de então, diversas medidas foram tomadas, onde podemos destacar:

- Reduções nas alíquotas dos depósitos compulsórios incidentes sobre todos os tipos de depósitos. Dado que parte desses compulsórios não é remunerada, como é o caso do incidente sobre depósitos à vista, houve uma redução no custo de captação;
- Regulamentação do crédito com consignação em folha de pagamento para servidores públicos (SET/03) e posteriormente para pensionistas e aposentados do INSS (MAI/04). Essa modalidade de crédito tem uma probabilidade de inadimplência muito baixa, dado que as parcelas de pagamento são descontadas diretamente na folha;
- Implementação do novo Sistema de Informação de Crédito (JUL/04). Essa nova central de informação permitiu aos bancos compartilhar de forma mais ampla as informações a respeito de seus clientes, mitigando assim o problema de seleção adversa;

[8] Ver Relatório de Economia Bancária e Crédito (2008).

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA

- Criação da nova Lei de Falências (FEV/05). Essa lei alterou a ordem de prioridade de recebimento das dívidas de firmas falidas, com os empréstimos atrelados a garantias reais passando à frente dos créditos tributários;

A introdução das mudanças acima acarretou redução direta nos custos de prover empréstimos, através da queda dos recolhimentos compulsórios, além de uma significativa redução nos problemas de agência presentes na relação devedor/credor, reduzindo assim os custos indiretos dos bancos. Portanto, é razoável supor que tais medidas contribuam para um deslocamento estrutural positivo da oferta de crédito bancário, pois para uma dada taxa de juros, as instituições financeiras estariam dispostas a ofertar um maior volume de empréstimos, tendo em vista os menores custos associados à concessão. Na tabela a seguir podemos acompanhar a evolução dos *spreads* bancários relativos às operações pactuadas a juros pré-fixados.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA

Tabela 1: Evolução do *Spread* Bancário das Operações Pré-fixadas

Em % ao ano

	2002	*2003*	*2004*	*2005*	*2006*	*2007*	*2008*	*2009**
Total Geral	42,5	41,5	35,6	36,4	34,8	28,4	40,0	32,3
Total PJ	25,0	26,4	23,2	24,1	24,3	21,0	30,8	29,9
Capital de Giro	14,5	20,1	18,7	17,7	18,4	16,3	25,2	21,4
Conta Garantida	55,7	54,0	50,3	52,1	52,6	48,5	63,8	71,4
Desconto de Duplicatas	31,4	27,8	22,8	21,7	23,5	21,2	31,2	31,8
Aquisição de Bens	13,5	13,6	11,2	11,6	11,6	4,8	6,7	6,6
Vendor	7,1	6,4	4,9	4,9	5,3	5,0	9,8	7,6
Hot Money	30,3	37,9	34,9	29,2	41,6	32,7	50,3	42,8
Desconto de Notas Promissórias	29,2	39,3	31,9	31,2	35,3	32,2	55,6	46,3
Total PF	54,5	50,9	42,9	42,6	39,6	31,9	44,9	33,5
Crédito Pessoal	63,5	64,6	50,4	50,7	44,7	33,7	47,5	34,4
Cheque Especial	142,3	128,9	127,8	129,2	129,8	127,7	162,4	154,5
Aquisição de Veículos	23,5	20,9	18,2	18,5	19,8	16,4	23,5	14,5
Aquisição de Outros Bens	53,0	55,8	48,9	48,2	48,3	45,1	60,7	42,6

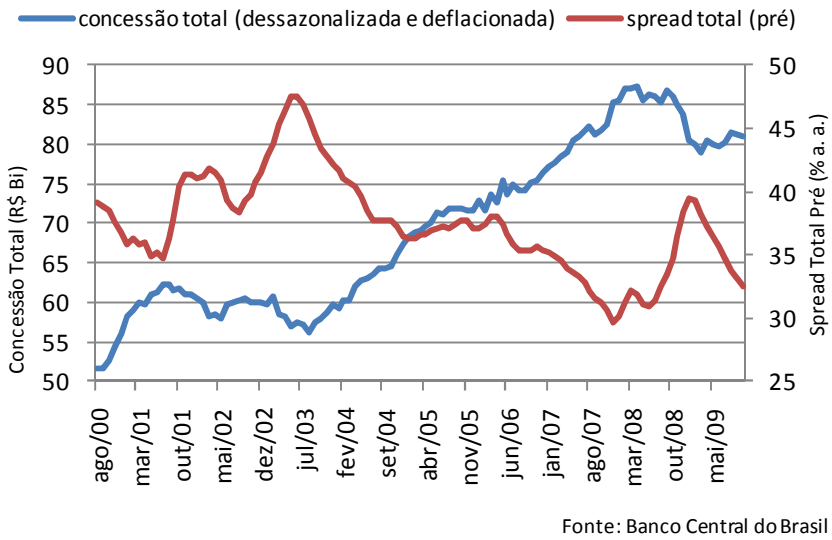
OBS: Dados referentes ao mês de dezembro; * mês de setembro.
O *spread* refere-se à diferença entre a taxa média cobrada pelos bancos e uma respectiva taxa de captação (% ao ano), que depende da maturidade da operação. Para mais informações, ver a seção Base de Dados (2.3.2).

Fonte: Banco Central do Brasil

Apesar da maior estabilidade e das perspectivas de melhor desempenho econômico no futuro contribuírem para um deslocamento positivo da demanda por crédito no país, com agentes antecipando maiores retornos para seus investimentos e se sentindo mais propensos a consumir, os dados referentes ao

nível de concessão de crédito livre (quantidade) e ao *spread* (preço) parecem indicar que o efeito predominante no novo equilíbrio tenha sido o deslocamento positivo da oferta de crédito.

Figura 2: Concessão e *Spread* Pré



Fonte: Banco Central do Brasil

A partir da análise da Figura 2 acima fica claro como o forte aumento na quantidade (real) de crédito concedido a partir do ano de 2004 foi acompanhado por uma redução significativa nos *spreads*, indicando a predominância do deslocamento da oferta sobre o deslocamento da demanda: caso não fosse este o caso, observaríamos uma subida no *spread* (preço) juntamente com o aumento na concessão (quantidade)[9]. Portanto, podemos supor que as reformas estruturais no mercado de crédito surtiram efeito no sentido de torná-lo mais eficiente.

Na próxima seção avaliaremos empiricamente o efeito de deslocamentos na oferta de crédito sobre a economia. Tendo em vista a forte concentração da captação de recursos no sistema bancário, utilizaremos como *proxy* para deslocamentos na oferta de crédito choques no *spread* bancário. Pretendemos testar a hipótese de que condições de crédito mais favoráveis têm um impacto

[9] Naturalmente, a expectativa de maior atividade futura por si só já seria um fator contribuindo para o deslocamento da oferta de crédito, devido à menor inadimplência esperada. Entretanto, a forte queda do *spread* referente às operações de Crédito Direto ao Consumidor (CDC), que inclui as operações de crédito consignado, contrasta com a redução mais modesta das demais modalidades, indicando uma mudança estrutural neste mercado.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA

positivo sobre o produto, mesmo permanecendo inalterado o instrumento de política monetária fixado pela autoridade monetária; melhores condições de crédito refletem um *trade-off* intertemporal mais favorável para os agentes, o que, por sua vez, incentiva a antecipação do consumo/investimento e impulsiona a demanda agregada. Em particular, este argumento é pertinente para o caso brasileiro, devido às diversas mudanças estruturais pelas quais passou o mercado de crédito, como descrito acima.

2.3.
Metodologia de Teste

2.3.1.
VAR (Vector Auto Regression)

A metodologia empregada é a estimação de um VAR (Vector Auto Regression) que inclui o hiato do produto, a inflação e a taxa básica de juros, além do *spread* bancário e a variação do índice Ibovespa. Note que a inclusão do *spread* bancário em adição à taxa Selic permite caracterizar de forma mais precisa as condições de financiamento presentes na economia, dado que em geral os agentes não conseguem captar recursos à taxa básica. A racionalidade por trás da inclusão da variação do índice Ibovespa é que estamos interessados em avaliar o efeito de alterações nas condições do mercado de crédito, medidas pelo *spread* bancário, que não sejam apenas reflexo de uma piora nas perspectivas futuras do país. Como o *spread* bancário é uma variável com um forte componente *forward-looking*, ou seja, ele é influenciado pela expectativa em relação ao que acontecerá no futuro, é de se esperar que ele capte o efeito de qualquer alteração nas perspectivas econômicas. Portanto, na ausência da inclusão de uma outra variável, estaríamos captando os efeitos de crises exclusivamente através de nossa variável que mede as condições do mercado de crédito, e não estaríamos, consequentemente, estimando o efeito que desejamos. Por exemplo, suponha que o país passe por alguma turbulência externa (ou interna), como uma crise internacional semelhante à das hipotecas *subprime*; antevendo um menor nível de atividade futura e, logo, maior inadimplência, as instituições financeiras aumentariam suas taxas, elevando assim o *spread*. Porém, com a piora nas

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA

perspectivas de crescimento, o índice Ibovespa, que também é uma variável essencialmente *forward-looking*, e que sinaliza o humor dos agentes, cairia. Tal queda, por sua vez, resultaria em menor consumo e investimento no curto prazo, seja pelo canal das expectativas ou mesmo pelo efeito riqueza (Bernanke e Gertler, 2000); o mesmo argumento vale sob a ótica da teoria *q* de Tobin. Então, ao omitirmos a variável referente à bolsa de valores, estaríamos obtendo estimadores viesados para o efeito do mercado de crédito sobre a atividade econômica.

O modelo a ser estimado tem a seguinte forma estrutural:

$$BY_t = A_0 + \sum_{i=1}^{p} A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t, \qquad (1)$$

onde Y_t é o vetor contendo as n variáveis endógenas de interesse, B é uma matriz (nxn) contendo as relações contemporâneas entre as variáveis endógenas, as matrizes A_i (para i>0) são (nxn) e o erro $\varepsilon_t \sim (0, \Sigma)$ é não auto-correlacionado e Σ é uma matriz diagonal de dimensão (nxn). Seguindo Hamilton (1994), o modelo pode ser reescrito como:

$$Y_t = C(L)B^{-1}\varepsilon_t, \qquad (1')$$

onde $C(L)$ é um polinômio no operador defasagem.

Estaremos interessados aqui em analisar as respostas das variáveis endógenas a choques nas demais variáveis, ou seja, estaremos interessados exclusivamente na dinâmica da economia em resposta a impulsos específicos. Mais objetivamente, procuramos estimar:

$$FRI_j = \frac{\partial Y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t}, \qquad (2)$$

onde, relembrando, ε_t é o vetor de erros *estruturais* do modelo.

Para estimar as Funções de Resposta a Impulso (FRI) é necessário identificar a matriz B de simultaneidade. Como essa matriz tem n^2 elementos

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA

desconhecidos e da relação $Var[u_t] = B^{-1}\Sigma B^{-1'}$, onde $u_t = B^{-1}\varepsilon_t$, obtemos apenas $n(n+1)/2$ equações distintas, precisamos impor algumas restrições de forma a conseguir identificar os parâmetros de interesse. Uma prática comum em estudos macroeconômicos é impor restrições de zero na matriz B de forma a eliminar o problema de simultaneidade, tornando possível a estimação de cada equação do VAR por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de forma consistente. Por exemplo, supõe-se que: a variável ordenada em primeiro lugar no vetor Y_t não reaja contemporaneamente a choques nas demais variáveis; a segunda variável responda contemporaneamente apenas a choques na primeira, e assim por diante. Desta forma eliminamos a simultaneidade entre as equações que geraria inconsistência na estimação. Essa estratégia, que pressupõe uma matriz B triangular inferior, é conhecida como identificação por Cholesky[10].

A estratégia de identificação adotada neste trabalho consiste em um misto de restrições de curto e de longo prazo. Devido à periodicidade mensal dos dados, mantivemos as hipóteses inerentes à identificação por Cholesky para as equações do hiato do produto e da inflação, dado que parece razoável supor que choques nas variáveis financeiras da economia afetem estes indicadores com alguma defasagem. Adicionalmente, impusemos também a hipótese de que a taxa Selic não responda contemporaneamente a choques no spread bancário e no Ibovespa.

Tendo em vista que as operações de crédito e a negociação de ativos na bolsa de valores são realizadas diariamente, suporemos que tais variáveis respondam rapidamente a choques nas demais variáveis da economia, sendo por isso ordenadas por último no vetor Y_t; em particular, como ambas variáveis possuem forte componente forward-looking, permitiremos uma resposta contemporânea do spread bancário a um choque no Ibovespa. Como esse choque pode refletir uma expectativa de maior atividade no futuro, e consequentemente menor probabilidade de inadimplência, é de se esperar que os bancos incorporem essa expectativa no momento de fixar suas taxas; da mesma forma, choques no spread podem afetar contemporaneamente o Ibovespa.

[10] Esse nome advém do fato de os parâmetros de interesse da matriz B serem recuperados através da aplicação da decomposição de Cholesky sobre a matriz de variância-covariância dos erros da forma reduzida (estimada), $Var[u_t]$.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA

A matriz de simultaneidade, com as restrições de curto prazo impostas, fica com a seguinte configuração, onde as variáveis endógenas são ordenadas como hiato, inflação, Selic, *spread* e variação do Ibovespa:

$$B = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & b_{45} \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} \end{pmatrix}, \qquad (3)$$

Para podermos identificar todos os parâmetros da matriz B, vamos impor a restrição de que $Var[\varepsilon_t] = I$, além da seguinte relação de longo prazo (Blanchard e Quah ,1989)[11]:

i. Choques no *spread* não têm efeito de longo prazo sobre a variação do índice Ibovespa;

Essa estratégia de identificação é análoga à adotada em Bjørnland e Leitemo (2009), onde os autores estudam a simultaneidade existente entre a política monetária e o preço dos ativos. No artigo, a restrição imposta foi a de que choques na taxa de juros não têm efeito de longo prazo sobre o valor real dos ativos[12].

O VAR foi estimado para o período de JAN/00 até SET/09 e incluiu um total de 4 defasagens, o que foi suficiente para eliminar a auto-correlação nos erros[13]. Adicionalmente, foi incluída uma variável *dummy* que assume o valor 1 durante a crise que antecedeu as eleições presidenciais de 2002, que foi marcada por forte volatilidade nas variáveis macroeconômicas. A escolha dos meses nos quais a *dummy* acende foi feita da seguinte forma: nos meses em que o desvio-padrão das

[11] Em geral, estamos interessados em identificar os n^2 parâmetros da matriz B e os n elementos da diagonal da matriz de variância-covariância dos erros estruturais Σ. Temos então $n(n+1)$ parâmetros a serem identificados, e apenas $n(n+1)/2$ equações distintas. Ao impor a restrição $\Sigma = I$, passamos a ter apenas n^2 parâmetros a serem estimados, necessitando então de $n(n-1)/2$ restrições adicionais.

[12] Foi estimado um VAR permitindo uma resposta contemporânea da taxa Selic a choques no mercado financeiro, além da possibilidade de resposta imediata do *spread* a choques no Ibovespa; a estratégia de identificação consiste na relação de longo prazo descrita acima, além da restrição sugerida em Bjørnland e Leitemo (2009). Os resultados obtidos foram muito parecidos com os reportados neste capítulo e encontram-se no apêndice 6.1.

[13] Teste LM rejeitou auto-correlação nos resíduos nas 10 primeiras defasagens ao nível de significância de 5%.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA

expectativas de inflação 12 meses à frente coletadas pelo BCB na pesquisa Focus excede 1%, ela assume o valor 1; caso contrário, assume o valor zero. Este período abrange os meses de SET/02 até SET/03, que inclui a véspera da eleição e os primeiros meses do governo recém eleito, a respeito do qual havia grande incerteza[14].

2.3.2. Base de Dados

Todos os dados utilizados nos exercícios econométricos deste capítulo foram retirados da base de dados do Banco Central do Brasil (BCB) e da BM&FBovespa. As séries de hiato do produto, inflação, taxa básica de juros, *spread* bancário e índice Ibovespa têm periodicidade mensal[15].

Para construirmos uma medida de hiato do produto, que é a diferença entre o produto efetivamente observado e o produto potencial da economia, utilizamos a diferença do logaritmo natural de uma série mensal de *proxy* do PIB divulgada pelo BCB (dessazonalizado pelo método X-11 e deflacionado pelo IPCA acumulado) e o logaritmo natural da mesma série após aplicação do filtro Hodrick-Prescott[16]. Embora a utilização da série de Produção Industrial divulgada pelo IBGE seja a alternativa mais comum em trabalhos empíricos no Brasil, optamos pela série de *proxy* do PIB pelo fato dessa englobar todos os setores relevantes da economia, e não apenas o industrial; entretanto, os resultados obtidos utilizando a série de Produção Industrial são semelhantes e encontram-se no apêndice deste trabalho.

Para medir a inflação foi utilizado o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), que é o índice oficial do Sistema de Metas para Inflação, adotado em JUL/99. Os dados referem-se à variação do índice em relação ao mês anterior.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA

[14] Foi utilizada também outra estratégia para a escolha dos meses em que a *dummy* acende, com base na data em que o BCB passou a exigir a marcação a mercado nos fundos de investimento (31 de maio de 2002). A *dummy* acende de JUN/02 até MAI/03, e os resultados obtidos são praticamente idênticos.

[15] A taxa Selic, o *spread* bancário e o IPCA são definidos em percentual ao mês.

[16] Para a construção da série de hiato do produto utilizamos o período amostral de JAN/95 até SET/09; os exercícios empíricos incluem, entretanto, apenas os dados a partir de JAN/00.

A taxa básica de juros utilizada foi a taxa Selic (efetiva) no mês, que é o principal instrumento de política monetária do BCB.

Para mensurar as condições vigentes no mercado de crédito foi utilizado o *spread* bancário total médio (agrupando as operações com PF e PJ) para empréstimos concedidos a juros pré-fixados, tendo em vista que este tipo de modalidade corresponde a cerca de 67% do total da carteira de crédito livre referencial para a taxa de juros.

A série de *spread* total geral é construída como uma média ponderada do *spread* de cada tipo de operação (por exemplo, capital de giro), cujo fator de ponderação é a participação relativa da operação no estoque total de crédito na economia. Já o *spread* para cada tipo de operação é calculado através de uma média ponderada dos *spreads* cobrados por cada uma das instituições financeiras atuantes no mercado, mas cujo fator de ponderação é a quantidade de crédito concedido por cada instituição.

Para cada contrato de crédito pactuado a juros pré-fixados, o *spread* é calculado como a diferença entre a taxa ativa cobrada e uma respectiva taxa de captação do banco, que depende do prazo médio deste tipo de empréstimo. Por exemplo, para uma linha de financiamento cujo prazo médio é de 180 dias, utiliza-se como *proxy* para o custo de captação um Swap PréxDI de 180 dias.

A variação do índice Ibovespa (nominal, em pontos) foi obtida no site da BM&FBovespa.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA

2.3.3. Resultados

A Figura 3 abaixo apresenta as FRIs do VAR estimado[17]. Entre os pontos de destaque podemos ressaltar que um choque positivo no *spread* bancário tem um efeito contracionista significativo sobre o hiato do produto; o auge do efeito ocorre logo no terceiro mês, e a economia retorna ao seu nível potencial em cerca de 9 meses. Esta rápida resposta do produto pode estar relacionada ao fato de o crédito no Brasil ter prazos médios relativamente curtos, como sugerido em

[17] Todas as FRIs convergem para zero no longo prazo. Optamos por incluir apenas 12 meses para facilitar a visualização.

Minella (2001) [18]. Ainda, como a inflação também reage negativamente, o choque no *spread* pode ser interpretado essencialmente como um choque de demanda agregada.

Choques na Selic também têm efeito contracionista sobre o produto, mas, em contraste, a economia permanece abaixo de seu nível potencial por um período maior; apenas após cerca de 12 meses é que o hiato retorna ao seu ponto de partida. Apesar de o efeito da Selic sobre o hiato não ser estatisticamente diferente de zero, este fato não é causado pela multicolinearidade resultante da inclusão de duas medidas relacionadas à substituição intertemporal de consumo, pois a resposta do hiato a um choque na Selic obtida através da estimação de um VAR excluindo o *spread* bancário é análoga à estimada no modelo acima[19]. Portanto, oscilações nas condições de crédito têm um efeito independente sobre o produto.

Outra resposta a impulso de interesse, que será o foco da análise do próximo capítulo, é a da taxa Selic a um choque no *spread* bancário; a Selic cai significativamente já no mês seguinte ao choque, o que aparenta ser um indício de que o BCB reage ao fato de as condições de crédito terem se deteriorado, reduzindo a taxa básica de forma a amenizar o aumento no preço intertemporal do consumo e do investimento. Caso mantivesse a taxa constante, a economia se contrairia ainda mais, pois a mesma taxa que poderia antes ser neutra passaria a ser contracionista.

O *spread* bancário reage de forma positiva e significativa a um choque na Selic, o que está de acordo com a atuação do canal do balanço patrimonial da política monetária. Vale destacar aqui que dada a forma de cálculo do *spread* descrita anteriormente, o fato de um choque na Selic indicar o início de um possível ciclo de aperto monetário não justifica por si só um aumento nesta variável, pois isso se refletiria imediatamente nas taxas de captação dos bancos. Logo, se o *spread* sobe é porque os bancos elevam a taxa cobrada em uma proporção maior do que o aumento em seus custos de captação, pois antecipam maior inadimplência[20].

[18] Entretanto, o prazo médio do crédito no país vem crescendo e em SET/09 correspondia a cerca de 12 meses.
[19] O efeito, além de não significativamente diferente de zero, é ainda marginalmente menor, ou seja, o hiato responde menos ao choque na Selic.
[20] Ver a descrição da forma de cálculo do *spread* na seção Base de Dados.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA

Em um estudo realizado para a economia americana por Lown e Morgan (2002), os autores concluem que a taxa ativa cobrada pelos bancos sobe menos do que um para um em resposta a um choque nos *Fed Funds*, ou seja, o *spread* entre a taxa ativa e a taxa básica de juros cai; a justificativa é que há racionamento de crédito nos moldes do modelo de Stiglitz e Weiss (1981). Embora a medida de *spread* utilizada pelos autores seja distinta da nossa, este resultado, que diverge do que é sugerido pelas estimações realizadas neste trabalho, pode estar relacionado à existência de menor segurança jurídica para o credor no Brasil. Elevações na taxa básica de juros sinalizam menor atividade no futuro e maior expectativa de inadimplência, que aliadas à pequena probabilidade de recuperação judicial de possíveis perdas resultam em aumento nos *spreads* bancários, de forma a compensar em parte os prejuízos esperados.

Em um trabalho mais recente, Walsh (2009) estima um VAR para a economia americana incluindo um *spread* entre a taxa dos títulos de dívida privada e a taxa dos títulos de dez anos do Tesouro americano. Embora não considere o crédito bancário, os resultados encontrados pelo autor são semelhantes aos aqui apresentados. Choques nos *Fed Funds* geram um aumento nesse *spread*; ainda, um choque no *spread* faz com que a autoridade monetária reaja baixando juros.

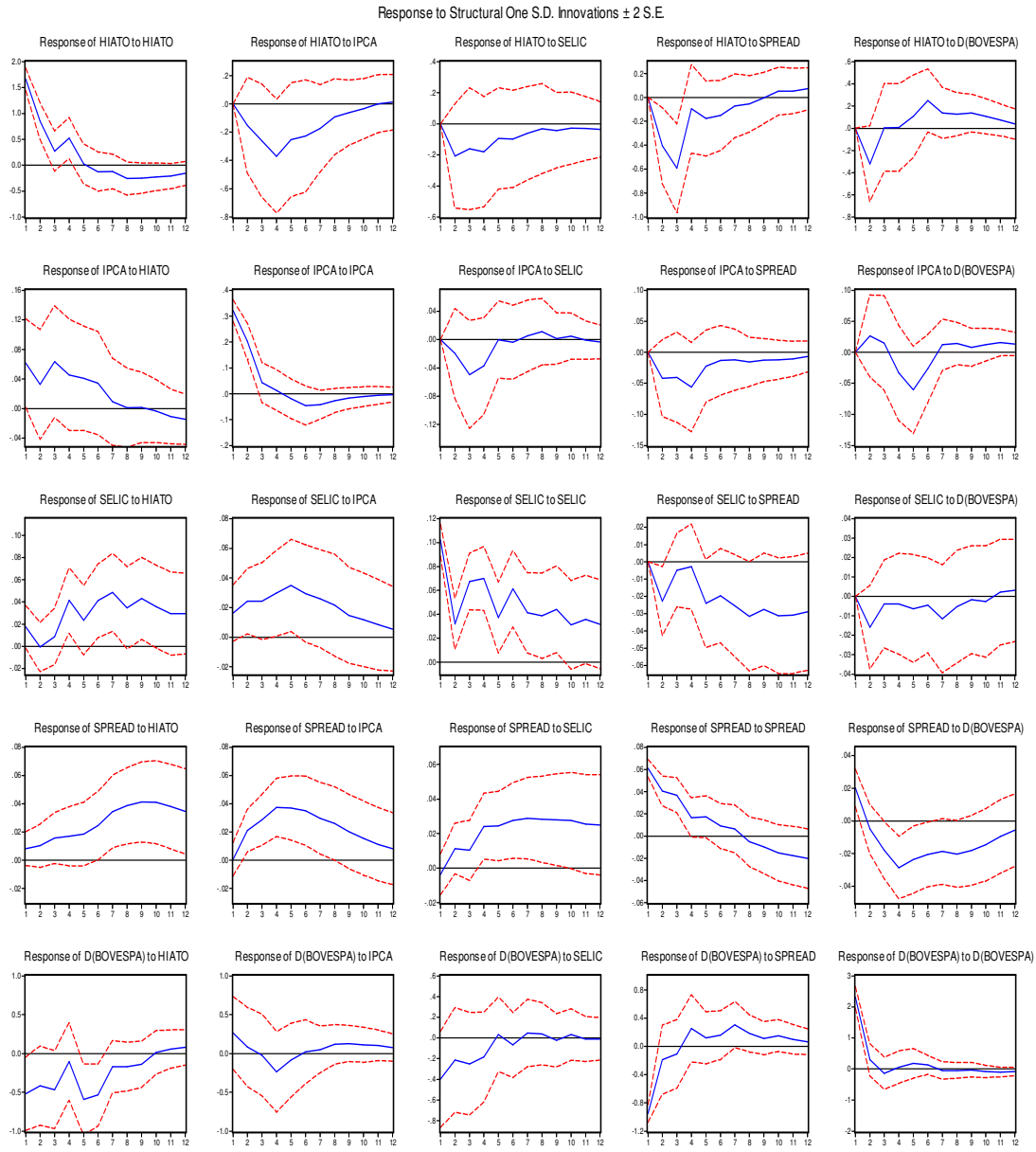
Há também evidência do mecanismo do acelerador financeiro descrito em Bernanke *et al.* (1998), dado que um choque positivo no Ibovespa, que pode ser resultado de uma melhora nas perspectivas futuras da economia, gera uma queda significativa do *spread* bancário, nossa *proxy* para o prêmio de financiamento externo[21]; uma queda neste, por sua vez, resulta em uma expansão do produto.

Entretanto, algumas das respostas a impulso parecem ter o sinal contrário do que seria esperado. Um choque positivo no hiato tem impacto positivo no *spread*, o que é a princípio contra-intuitivo; entretanto, como um choque no hiato gera uma resposta positiva da Selic, o *spread* pode aumentar devido a essa elevação da taxa básica, que resultaria em menor atividade no futuro e, logo, maior probabilidade de inadimplência.

[21] Entretanto, há inicialmente uma resposta contemporânea positiva do *spread* ao Ibovespa, o que é contra-intuitivo.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA

Figura 3: Respostas a Impulso Estimadas



2.3.4.
Restringindo as Respostas a Impulso

Tendo em vista que algumas das respostas a impulso estimadas acima apresentam sinal contra-intuitivo, surge a pergunta de se tal comportamento estaria ligado à resposta endógena da variável em questão a uma das demais variáveis. Por exemplo, no caso da resposta positiva do *spread* a um choque no hiato comentado no final da última seção, pretendemos averiguar se tal comportamento estaria associado a uma eventual resposta da Selic ao choque no

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA

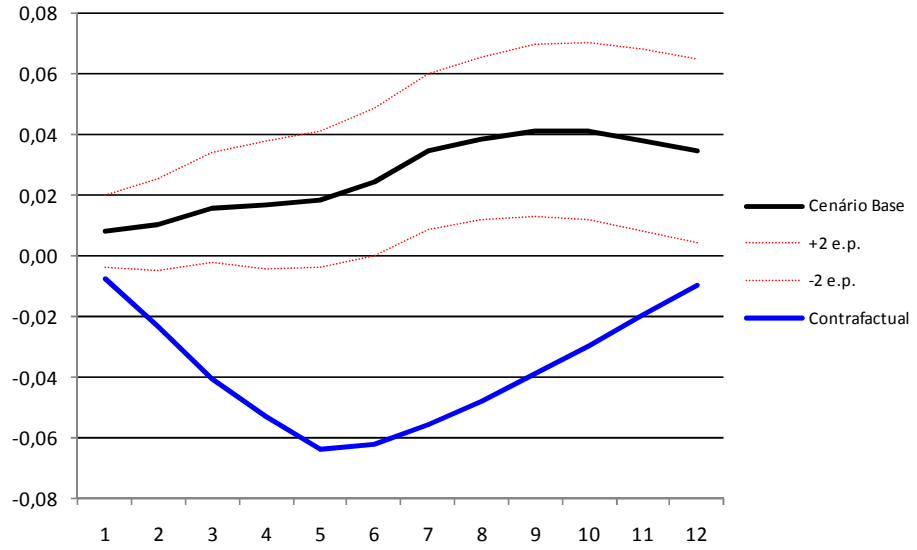
hiato, que por sua vez impactaria a trajetória do *spread*. Para responder a esta pergunta seguiremos Ludvigson *et al.* (2002), cujo artigo pretende mensurar a relevância do canal da riqueza da política monetária sobre o consumo privado. A metodologia adotada pelos autores consiste em estimar um VAR incluindo inflação, hiato do produto, consumo, uma medida de riqueza e a taxa *Fed Funds*, calcular as FRI e depois compará-las com as respostas obtidas por um VAR análogo, mas cuja resposta da riqueza a um choque nos *Fed Funds* é zerada; a diferença da resposta a impulso irrestrita e da restrita do consumo a um choque na taxa de juros seria uma medida da relevância do canal da riqueza da política monetária. Para responder a pergunta levantada acima, adotaremos uma metodologia análoga, onde iremos zerar a resposta do *spread* à Selic e depois recalcularemos a FRI do *spread* a um choque no hiato. Mais especificamente, iremos impor restrições de zero na quarta linha das matrizes B e A_i (i=1,..,4) do VAR descrito na equação (1), que correspondem à equação do *spread*; em outras palavras, vamos impor a restrição de que não há resposta contemporânea nem defasada do *spread* à taxa básica de juros.

No gráfico abaixo apresentamos a FRI do VAR estimado com as restrições sugeridas acima, além da resposta do VAR sobre o cenário base e as respectivas bandas de dois erros-padrão[22]. Como podemos ver, a resposta do *spread* ao choque no hiato com as restrições impostas é negativa, e é estatisticamente diferente da resposta sob o cenário base, pois encontra-se fora do intervalo de confiança de 95% determinado pelas bandas. Portanto, a resposta positiva do *spread* ao choque no hiato estimada na seção anterior pode ser atribuída à resposta endógena desta variável à alta da Selic, que sinalizaria maior probabilidade de inadimplência futura.

[22] O VAR estimado nesta seção foi identificado por Cholesky, supondo a mesma ordenação das variáveis da seção anterior; os resultados das respostas a impulso são bastante análogos aos obtidos no VAR identificado pela restrição mista.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA

Figura 4: FRI do *Spread* a um choque no Hiato



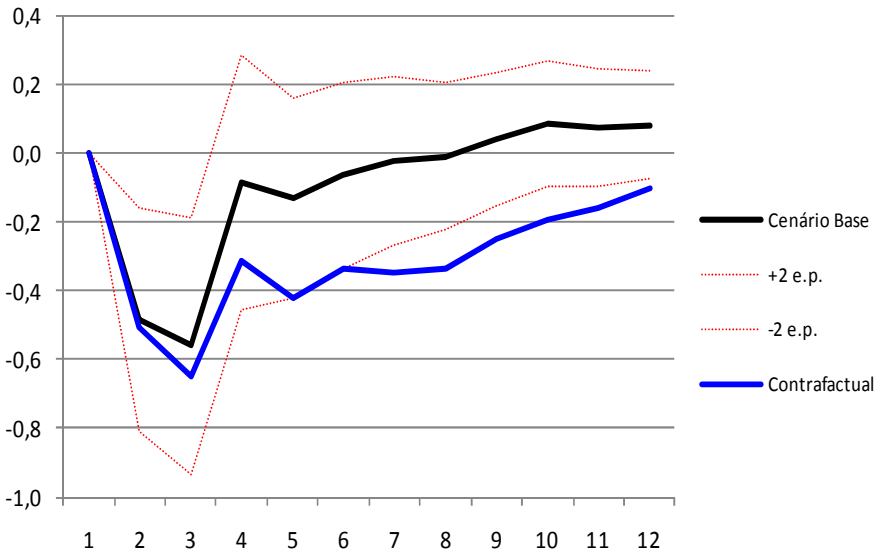
Fonte: Cálculos do autor

Para tentar obter uma medida mais efetiva do impacto de oscilações nas condições de crédito sobre a atividade econômica, conduzimos um exercício análogo ao descrito acima, mas zerando agora a resposta da Selic ao *spread*. Conforme os resultados da seção anterior sugerem, a taxa básica de juros reage negativamente a um choque positivo no *spread*, o que tende a amenizar o efeito do choque inicial sobre o hiato do produto. Logo, ao impormos uma resposta nula da Selic ao *spread* pretendemos isolar o efeito de deslocamentos nas condições de crédito sobre a atividade. Adicionalmente, sob as mesmas hipóteses, estimamos também a resposta do hiato do produto a um choque na Selic. Como o choque inicial na Selic tende a aumentar o *spread* e a taxa básica reage caindo em resposta a tal aumento, ao zerarmos a resposta endógena da Selic ao *spread* teremos uma medida mais direta do efeito desta variável sobre o nível de atividade, sob a hipótese de que a autoridade monetária não reage ajustando as condições monetárias em resposta a oscilações no mercado de crédito. Os resultados são apresentados nas figuras abaixo. Como podemos observar na Figura 5, a resposta do hiato ao choque no *spread* é mais intensa e estatisticamente diferente do que a sob o cenário base, como era de se esperar pelas razões apontadas acima. Além disso, a Figura 6 mostra que a resposta do

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA

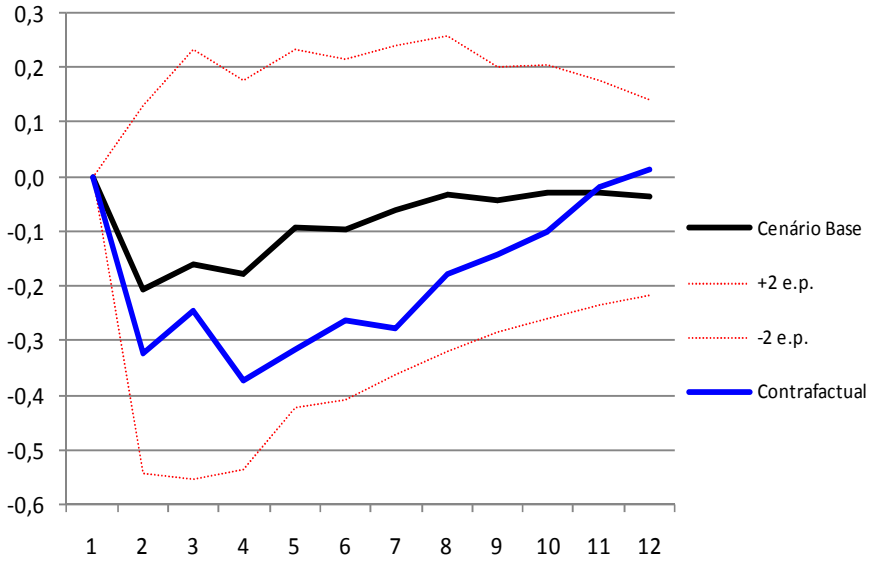
hiato ao choque na Selic é também mais acentuada, porém não estatisticamente diferente do cenário base.

Figura 5: FRI do Hiato a um Choque no *Spread*



Fonte: Cálculos do autor

Figura 6: FRI do Hiato a um Choque na Selic



Fonte: Cálculos do autor

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0812362/CA