3
Influência do Canal do Crédito Sobre o Efeito da Política Monetária Sobre o Produto

Neste capítulo, testamos se o canal do crédito impacta o efeito da política monetária sobre o nível de atividade, a partir da equação de demanda agregada estimada no capítulo anterior.

O efeito tradicional da política monetária sobre a demanda agregada opera, em princípio, através da demanda por crédito, pela mudança de preços relativos que ocorre após uma alteração da taxa real de juros: este é o efeito que a curva IS básica estimada no capítulo anterior pretende captar. O funcionamento do canal do crédito surge, então, como um candidato natural para afetar a potência da política monetária. A literatura que estuda este canal sugere que a política monetária afeta não só a demanda como também a oferta de crédito: características específicas desse mercado, como a assimetria informacional entre tomadores e emprestadores, fariam com que o aumento do "preço" básico, dado pela taxa de juros, diminuísse a quantidade ofertada.

Uma distinção preliminar necessária é a que existe entre choque de demanda e flutuação do efeito da política monetária sobre o produto. À primeira vista, poderia parecer que um nível de atividade diferente do esperado para uma dada taxa real de juros denota flutuação desse efeito, embora isso não seja necessariamente verdade – pode ter ocorrido apenas um choque sobre a demanda. Utilizando o mercado de crédito como exemplo, caso uma inovação tecnológica permita melhor monitoramento, levando à concessão de crédito para agentes que antes não o obteriam, poderia ocorrer um nível de atividade maior do que o esperado para a taxa de juros vigente se parte deste crédito for utilizado em consumo ou investimento nos períodos subseqüentes a esta inovação. Trata-se apenas, no entanto, de um choque sobre a demanda agregada, já que, em princípio, o Banco Central não vê sua capacidade de afetar a demanda reduzida por essa inovação tecnológica: basta aumentar momentaneamente a taxa real de juros após sua ocorrência para reestabilizar a demanda. Essa pode ser uma

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0510689/CA

interpretação válida, por exemplo, para o recente episódio de expansão do crédito consignado em folha de pagamento no Brasil. É importante, portanto, no momento de testar empiricamente flutuações da potência da política monetária, procurar diferenciar choques de demanda de fatores que afetem propriamente o efeito da política monetária sobre o produto.

Teoricamente, os efeitos da política monetária sobre a oferta de crédito se dariam por dois canais principais (Kashyap e Stein, 1994; Bernanke e Blinder, 1995): por características inerentes ao mercado de crédito e através do "acelerador financeiro". Partindo de um aumento da taxa básica de juros, considerações relativas ao risco dos tomadores, conforme descrito em Stiglitz e Weiss (1981), levariam à diminuição da oferta pelo mecanismo dos empréstimos ("*lending mechanism*"). Já a exigência de garantias como resposta à questão da assimetria informacional entre tomadores e emprestadores levaria à redução da oferta de crédito pelo mecanismo do acelerador financeiro: este funcionaria pela erosão, após o aperto monetário, do valor do colateral que as firmas podem dar em garantia aos empréstimos tomados, tanto pela redução esperada do valor de ativos financeiros após o aumento dos juros quanto pela redução esperada de fluxo de caixa pela diminuição esperada do nível de atividade. Com isso, as firmas teriam acesso a um menor volume de crédito, reduzindo, na margem, o investimento agregado da economia e amplificando o efeito contracionista do aumento da taxa de juros. Carneiro, Salles e Wu (2006) apresentam evidência empírica de atuação do mecanismo do acelerador financeiro na economia brasileira.

Bernanke e Gertler (1986) desenvolvem um modelo em que surge uma variável, chamada "eficiência financeira do processo físico de investimento", que é maior quanto menor for a diferença entre os recursos destinados a investimentos (isto é, a poupança da economia) e os efetivamente adicionados ao estoque de capital, diferença que viria de perdas relacionadas à falência de algumas firmas que obtiveram empréstimo. Assim, quanto maior a capacidade das firmas de prover colateral, maior seria a eficiência financeira do processo físico de investimento, já que maiores garantias diminuem as perdas esperadas dos bancos para uma dada quantidade de crédito. À medida em que o aumento da demanda agregada levasse ao aumento do colateral disponível nas firmas e aumentasse a eficiência financeira do processo físico de investimento, as firmas veriam reduções em seus custos de endividamento. O resultado desta dinâmica é que o

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0510689/CA

custo de endividamento na economia é anti-cíclico: reduz-se nas expansões econômicas, e aumenta nas contrações. Custos anti-cíclicos aumentam a pró-ciclicalidade do crédito, um mecanismo que potencializa flutuações da demanda e amplifica a resposta da economia à política monetária. Neste arcabouço, portanto, quanto maior a resposta da eficiência financeira do processo de investimento às condições da economia – equivalentemente, quanto mais anti-cíclicos os custos dos empréstimos –, maior a pró-ciclicalidade do crédito e do investimento, e maior a potência da política monetária. Isso pode ser visto explicitamente pela curva IS derivada por Bernanke e Gertler (1986): $r_t = \bar{\theta}\mu(y_t)^{\sigma}(\Gamma y_t)^{\sigma-1}$, onde $\bar{\theta} > 0$ e $0 < \sigma < 1$ são parâmetros da função de produção, $\mu(y_t)$ é a eficiência financeira do processo físico de investimento, e Γ mede a proporção poupada da renda. A inclinação dessa curva no plano y x r é dada por $\partial r / \partial y = (\sigma - 1 + \sigma\eta)\left(r_t / y_t \right)$, e mede o efeito da taxa real de juros sobre o produto. Para efeitos práticos, esta derivada é negativa: assim, dados os sinais e magnitudes dos outros parâmetros, a curva IS é tão mais próxima à horizontal quanto maior for η, que define-se como a elasticidade-renda da eficiência financeira do processo de investimento – o quanto o aumento do produto melhora as perspectivas de pagamento de empréstimos por parte das firmas. Equivalentemente, quanto maior for a elasticidade-renda da eficiência financeira do processo físico de investimento, maior a potência da política monetária.

O modelo de Bernanke e Gertler (1986) é estrutural, e o resultado derivado reflete a assimetria informacional entre tomadores e emprestadores. Eles interpretam flutuações da eficiência financeira do processo de investimento como refletindo puramente a flutuação cíclica da capacidade de prover colateral das firmas. O significado da variável no modelo é, no entanto, mais amplo: a eficiência financeira do processo de investimento é uma medida da cunha entre os recursos destinados à oferta de crédito e o capital efetivamente acumulado na economia. Em um contexto mais aplicado, também compõem essa cunha fatores como custos administrativos das instituições financeiras e impostos – fatores que reduzem a eficiência da atividade de prover crédito e não estão, em princípio, correlacionados ao nível de atividade. Se a atividade de prover crédito se tornar mais eficiente na economia de forma estrutural (devido à redução das

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0510689/CA

componentes ligadas a custos administrativos e fiscais), deve aumentar a importância dos fatores diretamente relacionados ao nível de atividade na determinação da eficiência financeira do processo físico de investimento, aumentando sua pro-ciclicalidade e a anti-ciclicalidade dos custos de endividamento. Dessa forma, ganhos estruturais de eficiência da atividade creditícia, que acreditamos estar ligados ao desenvolvimento do mercado de crédito, teriam como benefício potencial, além de aumentar o nível de equilíbro do crédito da economia (permitindo uma alocação mais eficiente de recursos), fortalecer um dos mecanismos que garantem a potência da política monetária em afetar o produto.

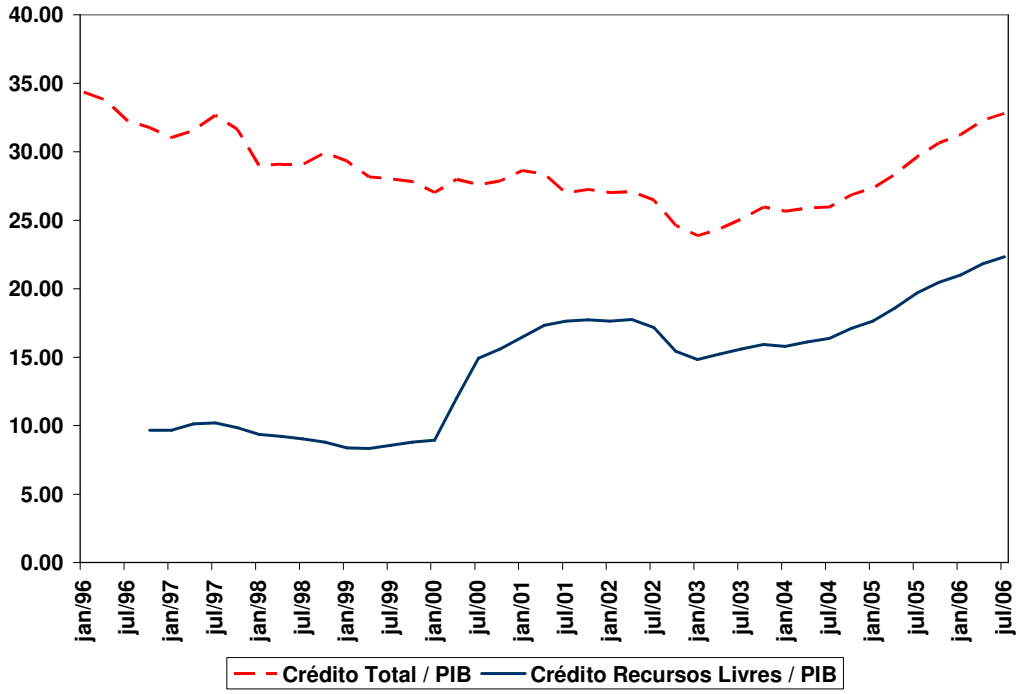
A hipótese subjacente principal do restante deste capítulo, que será desenvolvida a seguir, é que os *spreads* bancários refletem (inversamente) a eficiência financeira do processo físico de investimento, e que podemos atribuir o comportamento observado no nível dos *spreads* ao longo da última década, após retiradas as influências de fatores cíclicos, a flutuações estruturais da eficiência da atividade de prover crédito. Utilizamos esta hipótese e a a noção de que o aumento da eficiência estrutural da atividade de prover crédito aumenta a elasticidade-renda da eficiência financeira do processo físico de investimento, conforme argumentado acima, para testar, então, a hipótese de que, em um mercado de crédito estruturalmente mais eficiente, a política monetária tem maiores efeitos sobre o nível de atividade.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0510689/CA

3.1.O Mercado de Crédito no Brasil na Última Década

A figura 1, abaixo, traz a evolução da razão crédito/PIB no Brasil a partir da metade da década de 1990. Ela traz, como proporções do PIB, o crédito total da economia e o crédito com recursos livres. Vemos que houve, até 2003, uma progressiva redução da razão crédito/PIB, de 35% para cerca de 25%, e a partir deste período uma contínua expansão, impulsionada principalmente pelo crédito com recursos livres.

FIGURA 1: Evolução da Relação Crédito / PIB, 1996-2006

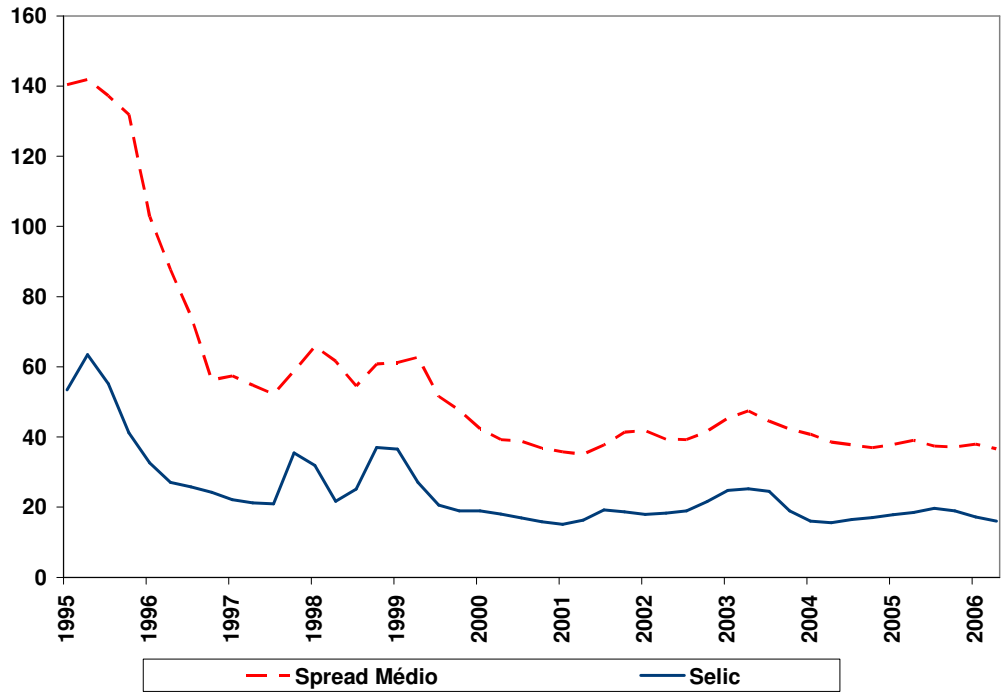


Até este ponto, sugerimos que a potência da política monetária é tão maior quanto mais elástica a resposta da eficiência financeira do processo físico de investimento a variações no produto. Podemos argumentar que há uma correspondência inversa entre essa variável e os *spreads* bancários, que refletem a diferença entre as taxas a que as instituições captam recursos e as taxas a que emprestam, sendo em parte definidos pelas perdas advindas da inadimplência esperada dos agentes que tomaram crédito. Assim, quando aumenta a eficiência financeira do processo de investimento, os *spreads* devem cair, o oposto acontecendo quando a eficiência diminui. Também conforme anteriormente discutido, os *spreads* bancários são, no entanto, também compostos por diversas outras componentes, algumas provavelmente inelásticas com relação ao nível de atividade, de forma que a importância das variações advindas do risco de inadimplência na variação total dos *spreads* é menor do que seria na ausência dessas componentes. Com efeito, em 2005, estudo do Banco Central do Brasil (Banco Central do Brasil, 2005) atribuía 24,7% do *spread* a custos tributários (incluindo impostos, FGC e custo do compulsório), 21,6% a custos administrativos, 34,0% à inadimplência e 19,8% ao resíduo que compõe o retorno da instituição bancária. Isso significa que 46,2% do *spread* são devidos a fatores de custos, e apenas 53,8% a fatores ligados ao risco e ao retorno da atividade

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0510689/CA

bancária, indicando que ganhos de eficiência, e desoneração tributária, podem aumentar a participação das componentes elásticas ao produto na composição do *spread*.

FIGURA 2: Evolução dos *Spreads* Bancários e da Taxa Selic, 1995-2006

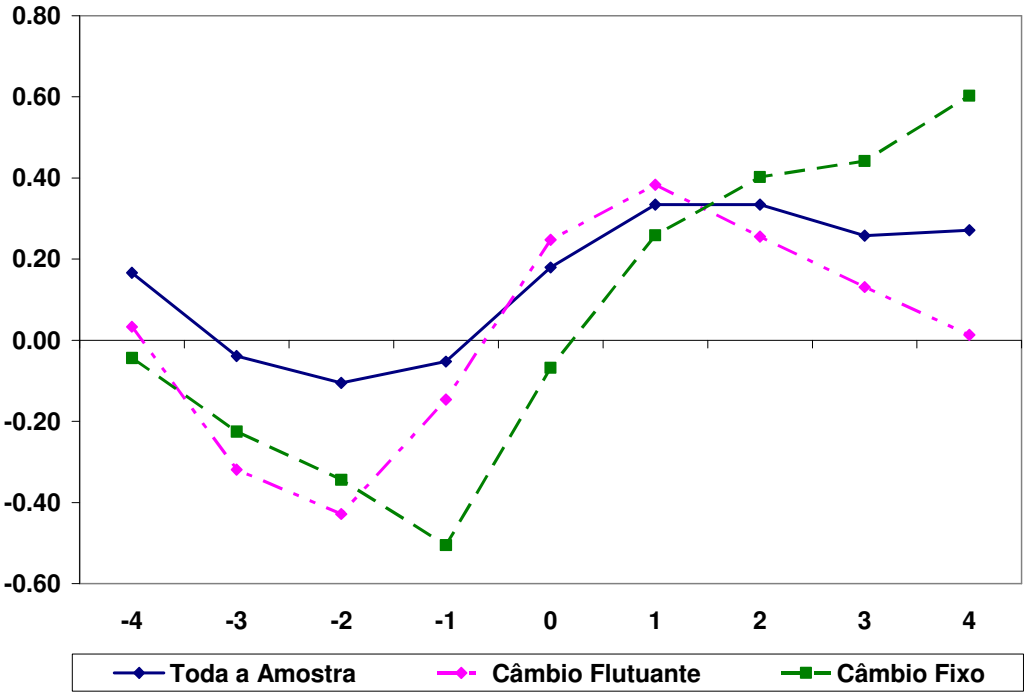


A figura 2, acima, traz a evolução da série de *spreads* médios, divulgada pelo Banco Central, juntamente à evolução da taxa Selic, entre 1995 e junho de 2006. As séries apresentam-se altamente correlacionadas na amostra, sugerindo que boa parte da variação dos *spreads* é explicada por variações da taxa básica de juros. Ambas as séries apresentaram fortes quedas nos primeiros anos da amostra, que se seguiram à implantação do Plano Real, e, posteriormente, no período após a mudança dos regimes cambial e monetário, em 1999. Uma parte dessas reduções parece ser estrutural, referente a fatores ligados a essas grandes mudanças por que passou a economia brasileira ao longo do período. Outra parte pode estar ligada a ganhos de eficiência associados a inovações e à competição no setor bancário. Assim, podemos decompor o comportamento dos *spreads* bancários em duas partes: uma, estrutural, com movimentos de longo prazo; outra, após considerados estes movimentos de longo prazo, que espera-se que responda, no curto prazo, a flutuações da atividade econômica.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0510689/CA

Testamos se os *spreads* bancários de fato apresentam essa correlação de curto prazo esperada com o nível de atividade, medido pelo hiato do produto. Para isso, fizemos a regressão dos *spreads* médios na taxa Selic do mesmo período, tratando os resíduos como indicativos da variação dos *spreads* que não pode ser explicada pela variação contemporânea da taxa Selic. A figura 3, abaixo, traz as correlações desse *spread* residual com o hiato entre 4 períodos antes e 4 períodos à frente. Assim, por exemplo, o valor referente ao ponto -2 do eixo horizontal é a correlação entre o *spread* em *t* e o hiato do produto em *t-2*; equivalentemente, traz a correlação entre o hiato do produto em *t* e o *spread* médio em *t+2*. As três linhas indicam as três subamostras em que dividimos o período, segundo os regimes cambiais vigentes: a primeira cobre de 1996 a 1998, a segunda de 1999 ao segundo semestre de 2006, e a terceira cobre toda a amostra.

FIGURA 3: Correlações do *Spread* Médio Residual com o Hiato do Produto em *t+i*



Em ambas as subamostras, e no período todo, as correlações negativas encontradas entre o *spread* em *t* e o hiato nos períodos imediatamente anteriores a *t* parecem confirmar a anti-ciclicalidade esperada e a direção da causalidade sugerida, da saúde financeira das firmas para o tamanho dos *spreads*: o *spread* é mais negativamente correlacionado com o nível de atividade defasado entre um e três trimestres, o que parece consistente com a idéia de que o *spread* reflete, em

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0510689/CA

parte, a capacidade das firmas de prover garantias (supondo que esta capacidade esteja ligada ao desempenho econômico do passado recente). Desta forma, os dados sugerem um comportamento do canal do crédito coerente com a noção de que custos de endividamente são anti-cíclicos, ao mostrar que os movimentos de curto prazo do *spread* (que obtemos após retirar as variações da Selic da série de *spreads*) estão correlacionados com a atividade econômica,.

3.2.Teste empírico

Neste capítulo, descrevemos dois tipos de movimentos dos *spreads* bancários. O movimento de curto prazo, documentado na figura 3, demonstra a anti-ciclicalidade dos *spreads* e sua capacidade de amplificar os efeitos da política monetária. O de longo prazo deve refletir a eficiência estrutural do sistema bancário. Para nosso teste, vamos nos concentrar nesse segundo tipo de movimentos, baseando-nos na discussão anterior, em que argumentamos que o aumento da eficiência estrutural da intermediação financeira deve ampliar a elasticidade-renda da eficiência financeira do processo de investimento e, com isso, a potência da política monetária, compreendida como o efeito da taxa real de juros sobre o produto, como ilustra o modelo de Bernanke e Gertler (1986). Para verificar esse efeito, testaremos se a maior eficiência da atividade de oferecer crédito aumenta o coeficiente da taxa real de juros da equação de demanda agregada. Em particular, estimamos a equação 4, dada abaixo.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 h_{t-2} + \alpha_3 h_{t-3} + \left(\alpha_4 + \beta eficiencia_t\right)\left(i_t - E_t\pi_{t+1}\right) + u_t \qquad (4)$$

Trata-se de uma extensão da equação 3, do capítulo anterior, permitindo que o efeito da taxa real de juros sobre o produto flutue de acordo com variações da eficiência da atividade creditícia. Pela equação 4, o efeito da taxa real de juros siobre o hiato em cada período é dado por:

$$\frac{\partial h}{\partial\left[i_t - E_t\pi_{t+1}\right]} = \alpha_4 + \beta eficiencia_t \qquad (5)$$

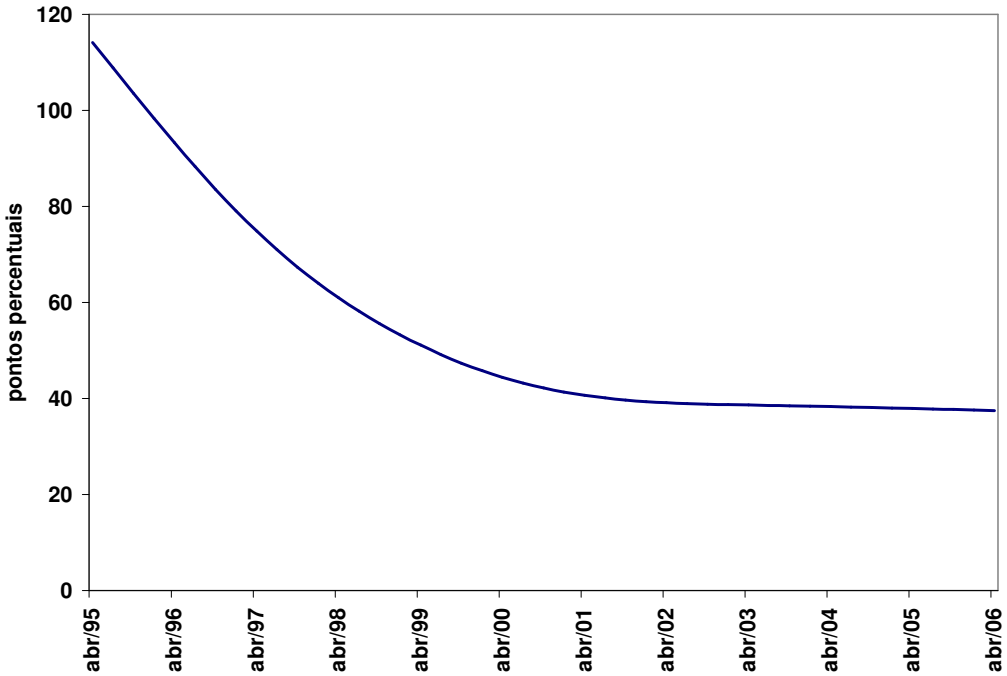
PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0510689/CA

3.3.Dados utilizados

Além das séries já utilizadas no capítulo anterior, a série de *spreads* bancários utilizada em todos os exercícios deste capítulo é divulgada pelo Banco Central, sob o nome "*spread* médio das operações de crédito com recursos livres das instituições financeiras – total geral". A série original tem periodicidade mensal, sendo medida em pontos percentuais. Ela foi transformada em trimestral pelo cálculo da média em três meses.

Por haver, como sugerido pela teoria e observado na figura 3, possível endogeneidade entre o nível de atividade e os *spreads* bancários, extraímos da série de *spreads* uma tendência, pela aplicação do filtro Hodrick-Prescott, que deve refletir mais fielmente a variação, ao longo do tempo, da eficiência estrutural da atividade creditícia, sem contaminação pelo efeito cíclico do nível de atividade. Trata-se de uma série estacionária na amostra, com p-valor da hipótese de presença de raiz unitária no teste de Phillips-Perron igual a 0 até quatro casas decimais. A figura 4 mostra essa série.

FIGURA 4: Tendência do *Spread* Bancário Médio



PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0510689/CA

3.4.Resultado da Estimação

Estimamos a equação 4 pelo método de mínimos quadrados ordinários. A tabela 6, abaixo, traz o resultado dessa estimação. Com relação à tabela 3, do capítulo anterior, que trazia a estimação da curva IS básica, os coeficientes comuns estimados são numericamente similares. A dinâmica da inércia estimada na tabela 6 também não é muito diferente da estimada no capítulo 2.

O principal resultado da tabela, no entanto, é o coeficiente estatisticamente significante, e com o sinal esperado, da interação entre nossa *proxy* para eficiência da atividade creditícia e a taxa real de juros. A pequena magnitude do coeficiente estimado pode ser justificada pelo fato de a média da medida de eficiência ser muito alta na amostra, igual a 50,5 pontos percentuais. Isso justifica, também, parte do salto observado no coeficiente da taxa real de juros tomada isoladamente. O efeito médio da taxa real de juros sobre o produto na amostra, dado pelo coeficiente da taxa real de juros somado ao coeficiente da interação multiplicado pelo valor médio da nossa medida de eficiência, é -0,5114, maior do que o estimado na equação do capítulo 2, mas não tanto quanto o que a observação casual da tabela 6 sugeriria.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0510689/CA

TABELA 6: Estimação da Equação 4

Variável dependente: hiato $_t$
Método: mínimos quadrados ordinários
Amostra: 1996:1 a 2006:2 (42 observações)

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística-t	P-valor
intercepto	1.5554	0.6244	2.4912	0.0175
hiato$_{t-1}$	0.4720	0.1488	3.1722	0.0031
hiato$_{t-2}$	-0.3584	0.1572	-2.2801	0.0286
hiato$_{t-3}$	0.3127	0.1486	2.1046	0.0424
juros reais $_t$	-0.8923	0.3299	-2.7048	0.0104
eficiencia $_t$ * juros reais $_t$	0.0075	0.0037	2.0584	0.0468
R^2			0.3996	
Durbin-Watson			2.0417	
Teste de correlação serial dos resíduos				
Teste Breusch-Godfrey com duas defasagens				
Hipótese nula: não há correlação serial				
Obs * R^2	1.5945			0.4506

3.5.Interpretação

O resultado da tabela 6 é uma indicação empírica de que a evolução do mercado de crédito vem afetando o efeito da política monetária sobre o produto ao

longo dos últimos anos. Os coeficientes estimados sugerem que o aumento estrutural da eficiência da atividade de prover crédito na economia (isto é, a redução estrutural dos *spreads* bancários) aumenta a potência da política monetária: o sinal positivo do coeficiente estimado implica que uma redução estrutural de 1 ponto percentual nos *spreads* bancários reduz o coeficiente da taxa real de juros sobre o nível de atividade em 0,0075. Como este coeficiente é inicialmente negativo, isto implica no aumento de seu módulo. Por exemplo, se, para uma dada situação no mercado de crédito e uma dada estrutura da economia, o coeficiente da taxa real de juros na equação de demanda agregada é igual a -0,298 (o valor médio estimado na equação estimada no capítulo anterior), um aumento de eficiência que reduza os *spreads* bancários de longo prazo em 1 ponto percentual leva esse coeficiente a $-0,3055$.

Assim, o prosseguimento do desenvolvimento do mercado de crédito, com aumento da eficiência da atividade de intermediação financeira e redução do patamar médio dos *spreads* bancários, deve continuar aumentando a potência da política monetária, fazendo com que uma mesma taxa real de juros conduza a um nível de atividade mais deprimido. Ao final da amostra utilizada, no segundo trimestre de 2006, a medida de eficiência estrutural da atividade de intermediação financeira encontrava-se em 37,5 pontos percentuais.

Cabe, neste ponto, a observação de que não conseguimos identificar, devido à correlação entre os *spreads* bancários e a taxa Selic (que pode refletir a estrutura da economia como um todo, e não apenas o mercado de crédito) no período estudado, se esse efeito se deve diretamente a ganhos de eficiência do setor bancário ou se ao desenvolvimento da economia como um todo. Podemos afirmar, no entanto, que o efeito da taxa de juros sobre o nível de atividade vem aumentando nos últimos anos, ao mesmo tempo em que variáveis ligadas ao setor de crédito indicam desenvolvimento do setor, conforme reportado na figura 1, e encontramos indicações de que o mecanismo de transmissão que sugerimos no início do capítulo realmente opera, conforme sugere a figura 3. Como os *spreads* situam-se ainda bastante elevados, e com ainda cerca de 50% de sua composição devida a tributos e custos administrativos, parece haver espaço para que esse efeito prossiga.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0510689/CA

3.6.Testes de Robustez

3.6.1.Bootstrap

Assim como no capítulo anterior, o tamanho da amostra com que trabalhamos neste capítulo torna suspeita a inferência com os intervalos de confiança habituais. Por isso, aqui também estimamos, para a regressão apresentada na tabela 6, os intervalos de confiança corretos através da técnica de *bootstrap*. A tabela 7, abaixo, traz os intervalos de confiança estimados através de uma simulação com 10.000 sorteios.

TABELA 7: Resultado do *Bootstrap* ao Nível de Significância de 5%

variável	coeficiente	limite inferior	média	mediana	limite superior
intercepto	**1.5554**	0.3770	1.5606	1.5533	2.8100
hiato $_{t-1}$	**0.4720**	0.1913	0.4757	0.4768	0.7750
hiato $_{t-2}$	**-0.3584**	-0.6726	-0.3593	-0.3600	-0.0521
hiato $_{t-3}$	**0.3127**	0.0238	0.3145	0.3146	0.6062
juros reais	**-0.8923**	-1.5263	-0.8890	-0.8854	-0.2276
interação	**0.0075**	0.00003	0.0074	0.0075	0.0144

Ao contrário do que ocorreu no capítulo anterior, a inferência por *bootstrap* não afeta a conclusão acerca da significância estatística dos coeficientes estimados. Como já apresentado no texto do capítulo, todos os coeficientes estimados são significantes ao nível de 5%.

3.6.2.Especificação alternativa: medida de eficiência do mercado de crédito como controle

Estimamos também uma especificação da equação 4 com a medida de eficiência do mercado de crédito como controle na equação, e não apenas participando através da interação com a taxa real de juros. O resultado está na tabela 8, abaixo. Como se vê, as variáveis ligadas à política monetária e ao canal do crédito perdem completamente a significância estatística que apresentavam nas outras estimações. Não interpretamos este resultado, no entanto, como indicativo de uma falha das especificações anteriores, uma vez que a alta correlação entre a medida de eficiência do mercado de crédito e a interação entre esta medida e a taxa real de juros, de 0,86, pode comprometer a precisão da estimação dos coeficientes apresentados na tabela 8.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0510689/CA

TABELA 8: Regressão com Medida de Eficiência como Controle na Equação 4

Variável dependente: hiato $_t$
Método: mínimos quadrados ordinários
Amostra: 1996:1 a 2006:2 (42 observações)

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística-t	P-valor
intercepto	1.0807	3.0106	0.3589	0.7218
hiato$_{t-1}$	0.4770	0.1541	3.0963	0.0038
hiato$_{t-2}$	-0.3625	0.1613	-2.2470	0.0310
hiato$_{t-3}$	0.3122	0.1507	2.0725	0.0456
juros reais $_t$	-0.7590	0.8910	-0.8518	0.4001
eficiencia $_t$ * juros reais $_t$	0.0050	0.0163	0.3058	0.7615
eficiencia $_t$	0.0097	0.0602	0.1613	0.8728
R^2			0.4000	
Durbin-Watson			2.0551	
Teste de correlação serial dos resíduos				
Teste Breusch-Godfrey com duas defasagens				
Hipótese nula: não há correlação serial				
Obs * R^2	1.7397			0.4190

3.6.3.Especificação alternativa: *dummy* para câmbio fixo

Os *spreads* bancários e a taxa Selic apresentaram forte redução durante a primeira metade da amostra: inicialmente, nos anos que se seguiram ao Plano Real, e, após, em seguida à mudança de regimes monetário e cambial em 1999. Desde 1999, os *spreads* encontram-se bem abaixo do nível que ocupavam até então, e vêm mantendo-se relativamente constantes (especialmente em comparação com a variabilidade vista no início da amostra). Essas características fazem com que a série gerada para medir a tendência de longo prazo dos *spreads*, nossa *proxy* para a eficiência estrutural do mercado de crédito, seja muito próxima, para efeitos econométricos, de uma variável *dummy* para o período de câmbio fixo. Isso ocorre porque ambas as séries são muito correlacionadas.

Estimamos a equação 4 considerando, ao invés do efeito da eficiência do mercado de crédito, uma variável *dummy* para o período de câmbio fixo; os resultados são indistingüíveis em relação aos apresentados no texto, conforme mostra a tabela abaixo.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0510689/CA

TABELA 9: Teste com *Dummy* entre 1996:1 e 1998:4

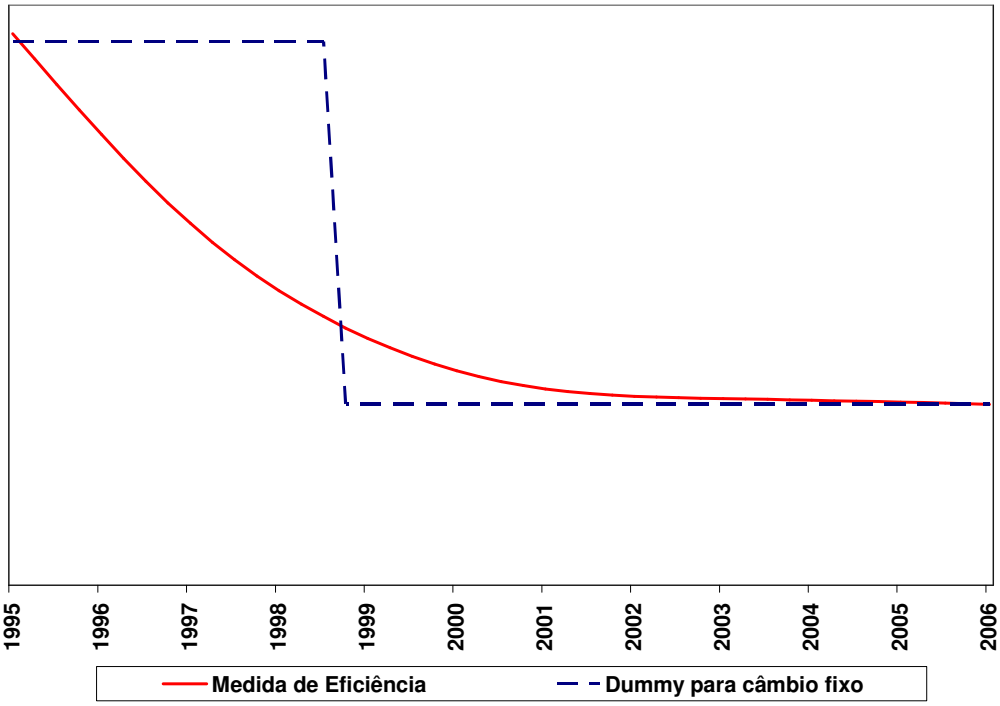
Variável dependente: hiato $_t$
Método: mínimos quadrados ordinários
Amostra: 1996:1 a 2006:2 (42 observações)

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística-t	P-valor
intercepto	1.6402	0.5913	2.7740	0.0087
hiato$_{t-1}$	0.4450	0.1512	2.9423	0.0057
hiato$_{t-2}$	-0.4521	0.1516	-2.9820	0.0051
hiato$_{t-3}$	0.2803	0.1489	1.8820	0.0679
juros reais $_t$	-0.6685	0.2136	-3.1297	0.0035
fixo $_t$ * juros reais $_t$	0.3847	0.1466	2.6243	0.0127
R^2			0.4291	
Durbin-Watson			2.1389	
Teste de correlação serial dos resíduos				
Teste Breusch-Godfrey com duas defasagens				
Hipótese nula: não há correlação serial				
Obs * R^2	1.5533			0.4599

A figura abaixo traz as duas séries. Apesar de o resultado acima ser muito similar ao encontrado na tabela 6, e de a correlação entre a série que mede a eficiência do mercado de crédito e a variável *dummy* para o período de câmbio fixo ser de 0,883, o fato de os *spreads* bancários, assim como nossa medida de eficiência do mercado de crédito e a taxa Selic, caírem praticamente continuamente na primeira parte de nossa amostra (até o início de 1999), e não apenas na mudança do regime, sugere que o fenômeno captado não pode ser atribuído integralmente à mudança de regime cambial. Esse resultado reforça o comentário feito anteriormente, de que não se consegue diferenciar, nos dados, ganhos de eficiência intrínsecos à atividade bancária de ganhos de eficiência da economia como um todo, associados à redução da inflação e à mudança de regimes cambial e monetário. Mas sugere que a mudança de regimes cambial e monetário em si não é o único fator por trás do aumento da eficácia da política monetária em afetar o produto.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0510689/CA

FIGURA 5: Proxy para Eficiência do Mercado de Crédito e *Dummy* para Câmbio Fixo



PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0510689/CA