

5

Referências Bibliográficas

AFONSO, J. R.; KÖHLER, M. A.; FREITAS, P. S. Evolução e Determinantes do *Spread* Bancário no Brasil, **Texto para Discussão nº 61 do Senado Federal**, 2009

BERNANKE, B. S.; GERTLER, M. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission, **Journal of Economic Perspectives.**, v. 9, n. 4, p. 27-48, 1995.

_____. Monetary Policy and Asset Price Volatility, **Federal Reserve Bank of Kansas City**, 2000.

BERNANKE, B. S.; GERTLER, M. Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?, **American Economic Review.**, v. 91, n. 2, p. 253-257, 2001.

BERNANKE, B. S.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In: , **Handbook of Macroeconomics**. v. 1, p.1341-1393, Elsevier. Disponível em <http://ideas.repec.org/h/eee/macchp/1-21.html>, 1999.

BEVILAQUA, A. S.; MESQUITA, M.; MINELLA, A. Brazil: taming inflation expectations, **Banco Central do Brasil, Departamento de Estudos e Pesquisas, Working Paper n. 129.** Disponível em <http://ideas.repec.org/p/bcb/wpaper/129.html>, 2007.

BJØRNLAND, H. C.; LEITEMO, K. Identifying the interdependence between US monetary policy and the stock market, **Journal of Monetary Economics**, v. 56, n. 2, p. 275-282, 2009.

CECCHETTI, S. G.; GENBERG, H.; WADHWANI, S. Asset Prices in a Flexible Inflation Targeting Framework, **National Bureau of Economic Research, Inc.** Disponível em <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/8970.html>, 2002.

CHRISTIANO, L.; ILUT, C.; MOTTO, R.; ROSTAGNO, M. Monetary policy and stock market boom-bust cycles, **European Central Bank**. Disponível em <http://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20080955.html>, 2008.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice Some international evidence, **European Economic Review**., v. 42, n. 6, p. 1033-1067, 1998.

_____. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory, **The Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, p. 147-180, 2000.

CURDIA, V.; WOODFORD, M. Credit Frictions and Optimal Monetary Policy, **Columbia University, Department of Economics**, 2008.

FILARDO, A. Monetary policy and asset price bubbles: calibrating the monetary policy trade-offs, **Bank for International Settlements**. Disponível em <http://ideas.repec.org/p/bis/biswps/155.html>, 2004.

FILARDO, A. J. Should Monetary Policy Respond to Asset Price Bubbles? Some Experimental Results., **Federal Reserve Bank of Kansas City**, Research Working Paper RWP 01-04, 2001.

FIORE, F. D.; TRISTANI, O. Optimal monetary policy in a model of the credit channel, **European Central Bank**, 2009.

GALÍ, J. Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: □ An Introduction to the New Keynesian Framework, **Princeton University Press**, 2008

GOODFRIEND, M.; MCCALLUM, B. T. Banking and interest rates in monetary policy analysis: A quantitative exploration, **Journal of Monetary Economics**, v. 54, n. 5, p. 1480-1507, 2007.

HAMILTON, J. Time Series Analysis, **Princeton University Press**, 1994

KASHYAP, A. K.; STEIN, J. C. The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets, **National Bureau of Economic Research, Inc.** Disponível em <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/4821.html>, 1994.

KLEIN, J. Preços de Ativos e Determinação da Política Monetária Brasileira: uma Análise Empírica, **Dissertação de Mestrado do Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro**, 2007.

LOWE, P.; BORIO, C. Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus, **Bank for International Settlements**, 2002.

LOWN, C. S.; MORGAN, D. P. Credit Effects in the Monetary Mechanism, **Federal Reserve Bank of New York**, 2002.

LOWN, C.; MORGAN, D. P. The Credit Cycle and the Business Cycle: New Findings Using the Loan Officer Opinion Survey, **Institute for Financial Research**, 2004.

LOYO, E.; FERRAZ, C. Monetary Policy FAQ, **UBS Pactual Investment Research**, mar. 2009

LUDVIGSON, S; STEINDEL, C; LETTAU, M. Monetary Policy Transmission through the Consumption-Wealth Channel, **FRBNY Economic Policy Review**, mai. de 2002

MCCULLEY, P.; TOLOUI, R. Chasing the Neutral Rate Down: Financial Conditions, Monetary Policy, and the Taylor Rule, **Global Central Bank Focus Pacific Investment Management Company (PIMCO)**, 2008

MINELLA, A. Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation, **Banco Central do Brasil, Departamento de Estudos e Pesquisas, Working Paper n. 33**, 2001.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S. D.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges, **Banco Central do Brasil, Departamento de Estudos e Pesquisas**, 2002.

ROTEMBERG, J.; WOODFORD, M. An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy, **NBER Macroeconomics Annual**, 1997.

SACK, B.; WIELAND, V. Interest-rate smoothing and optimal monetary policy: a review of recent empirical evidence, **Journal of Economics and Business**, 2000.

SVENSSON, L. E. Monetary Policy and Real Stabilization, **National Bureau of Economic Research, Inc.**, 2003.

SVENSSON, L. E.; WOODFORD, M. Indicator variables for optimal policy, **Federal Reserve Bank of San Francisco**, Proceedings, 2000.

SVENSSON, L. E. Flexible Inflation Targeting - Lessons From the Financial Crisis, **Speech at the Workshop “Towards a new framework for monetary policy? Lessons from the crisis”**, set. 2009

TAYLOR, J. B.; WILLIAMS, J. C. A Black Swan in the Money Market, **National Bureau of Economic Research, Inc.**, 2008.

WALSH, C. Using Monetary Policy to Stabilize Economic Activity, apresentado no **Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium on Financial Stability and Macroeconomic Policy**, Jackson Hole, Wyo, 2009.

WOODFORD, M. Optimal Monetary Policy Inertia, **National Bureau of Economic Research, Inc.**, 1999.

6 Apêndice

6.1.

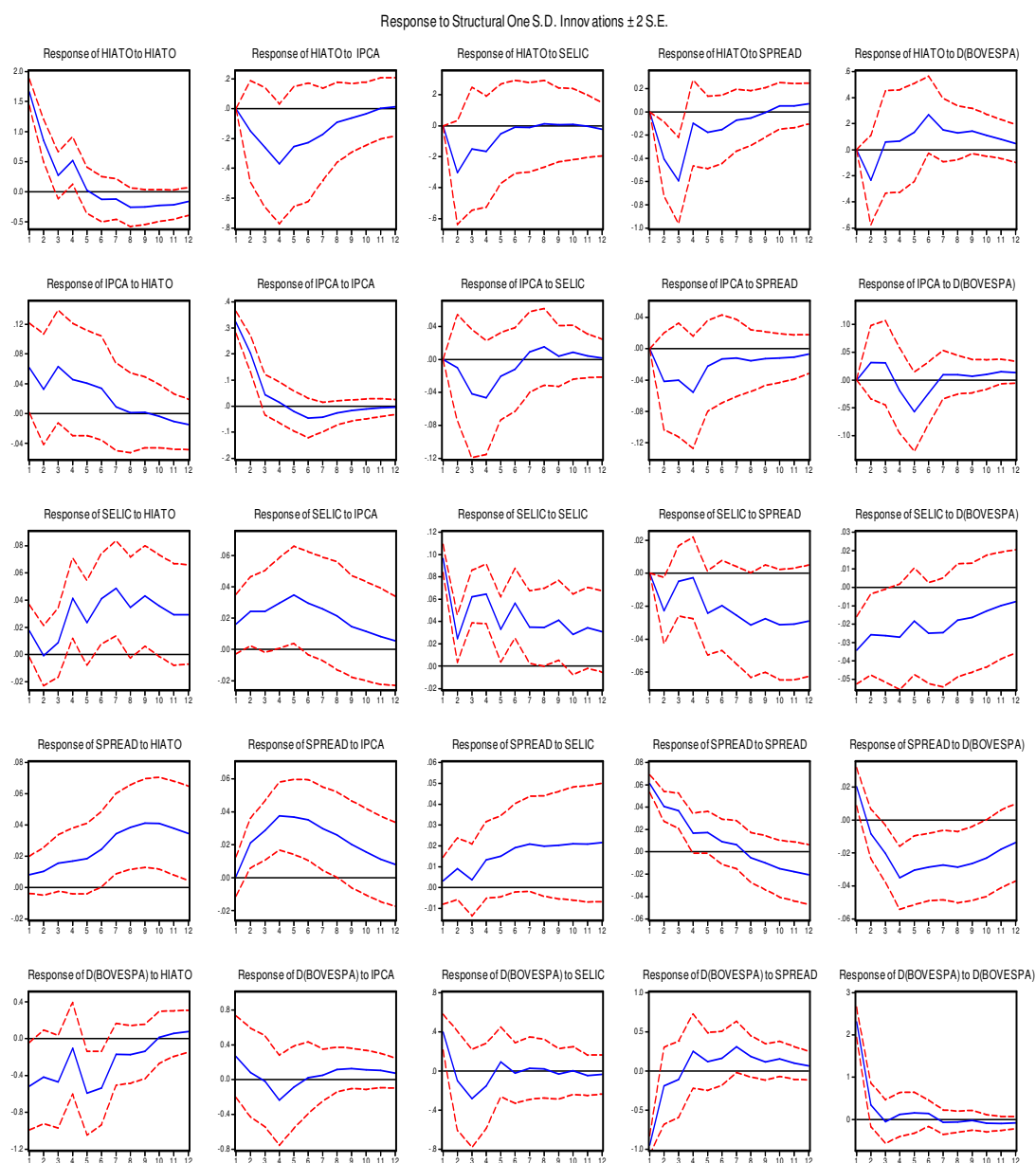
VAR com estratégia alternativa de identificação

Na Figura 9 abaixo encontram-se as FRIs do VAR estimado que possui a seguinte matriz de simultaneidade B :

$$B = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 & b_{35} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & b_{45} \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} \end{pmatrix}, \quad (10)$$

A estratégia de identificação é baseada nas seguintes restrições de longo prazo (Bjørnland e Leitemo, 2009):

- i. Choques no *spread* não têm efeito de longo prazo sobre a variação do Ibovespa;
- ii. Choques na Selic não têm efeito de longo prazo sobre a variação do Ibovespa;

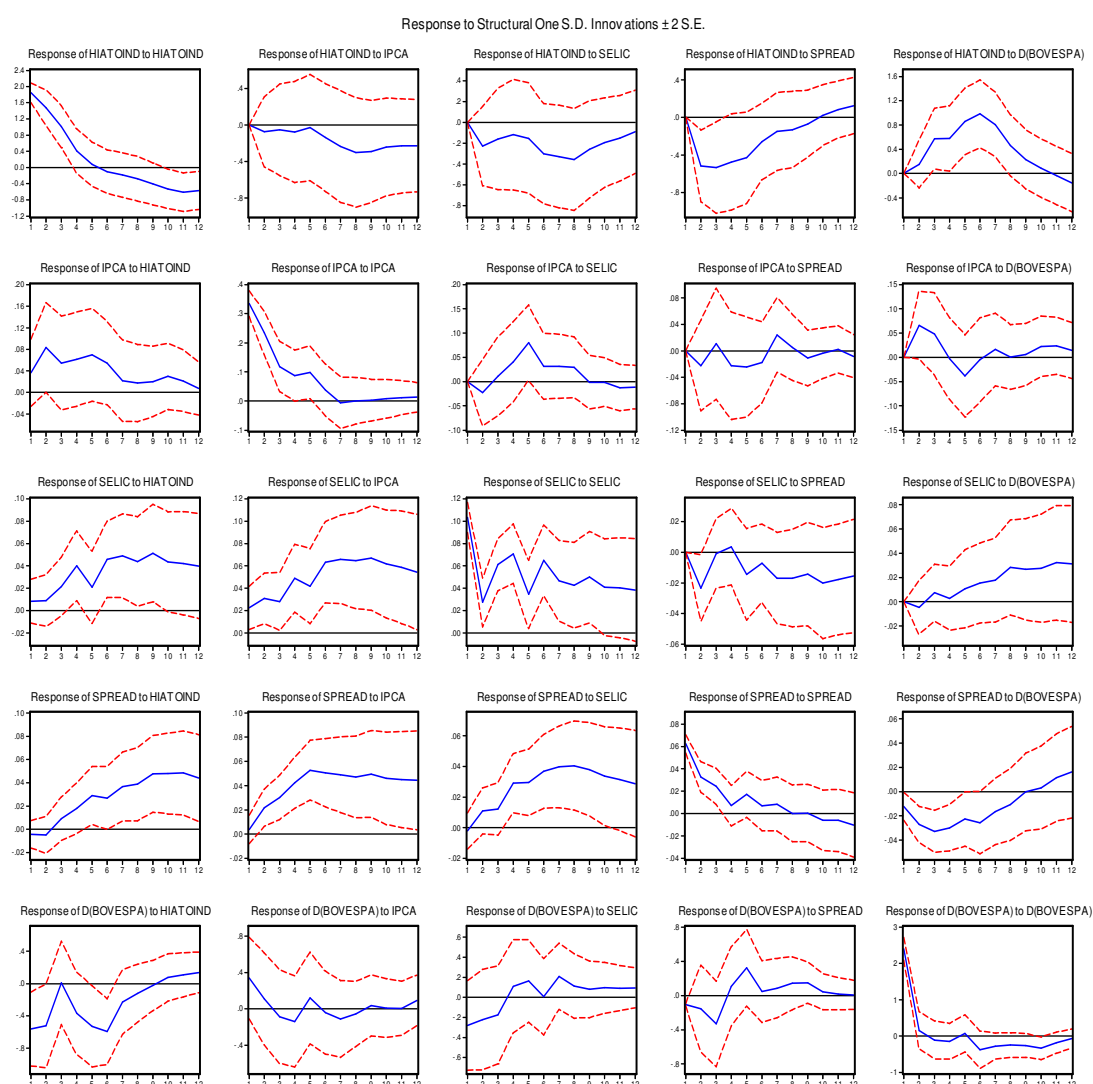
Figura 9: Respostas a Impulso Estimadas

6.2.

VAR com Produção Industrial

Nesta seção apresentaremos os resultados da estimação de um VAR semelhante ao do capítulo 2, mas utilizando o hiato do produto calculado a partir da série de Produção Física Industrial com ajuste sazonal divulgada pelo IBGE. Para eliminar a autocorrelação dos resíduos foi necessária a inclusão de 5 defasagens⁴⁸.

Figura 10: Respostas a Impulso Estimadas



⁴⁸ Foi utilizada a mesma estratégia de identificação. A estatística LM rejeitou a autocorrelação nas 10 primeiras defasagens ao nível de significância de 5%

As Funções de Resposta a Impulso estimadas são bastante semelhantes às obtidas do VAR com a série de *proxy* para o PIB divulgada pelo Banco Central do Brasil.

6.3.

Regra de Taylor com Concessão e *Spread*

Os resultados obtidos através da estimação das duas versões da Regra de Taylor aumentada indicam que o BCB reage a uma melhora no desempenho do mercado de crédito aumentando juros ou reduzindo-os menos do que seria justificado pelo comportamento das expectativas de inflação e do hiato do produto defasado. A primeira versão da regra, que inclui o *spread* bancário como regressor, se concentra no *trade-off* intertemporal: aumentos no *spread* geram uma alteração na restrição orçamentária intertemporal dos agentes tomadores de crédito, devido à elevação no preço relativo do dispêndio futuro. Já a segunda versão, que inclui uma medida de volume de empréstimos realizados, enfatiza o desempenho da concessão como indicador das condições de crédito na economia.

Em princípio, nada impede que a concessão de crédito cresça enquanto o *spread* bancário permaneça constante (ou mesmo aumente), como ocorreria, por exemplo, no caso de um choque positivo na demanda por crédito. Da mesma forma, no caso de uma retração na demanda por crédito, é possível que o *spread* bancário caia sem que haja aumento na concessão. Logo, há a possibilidade de em um determinado momento os dois indicadores apontarem para direções contrárias: um indicando aquecimento do mercado de crédito (elevação na concessão) enquanto o outro aponta para condições monetárias menos favoráveis (elevação no *spread*)⁴⁹. Tendo isto em vista, há margem para uma análise onde incorporamos os dois indicadores do mercado de crédito na Regra de Taylor, que ficaria com o seguinte formato:

$$selic_t = c + d.p_t + \rho selic_{t-1} + \phi_\pi E_t[\pi_{t+12} - \bar{\pi}] + \phi_y \tilde{y}_{t-1} + \phi_c cred_{t-1} - \phi_s spread_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

⁴⁹ Entretanto, como fica claro pela observação da Figura 2 apresentada no capítulo 2 deste trabalho, há uma forte correlação negativa entre a concessão de crédito e o *spread* bancário no Brasil, indicando que, em geral, estas duas medidas fornecem a mesma informação a respeito das condições de crédito na economia.

Nas Tabelas 8 e 9 abaixo apresentamos os resultados da estimação da regra descrita acima pelo método de MQO e MQ2E, respectivamente. Os sinais dos coeficientes estimados são semelhantes aos obtidos nas regras de juros incluindo apenas um indicador do mercado de crédito, mas em algumas especificações os coeficientes relativos ao *spread* ou à concessão mostraram-se não significativos. Em seguida, na Tabela 10 e na Figura 6, comparamos os valores previstos para a Selic pela Regra de Taylor incluindo os dois indicadores com os previstos por uma regra padrão⁵⁰.

Tabela 8: Regra de Taylor com *Spread* e Concessão

Variável dependente: Selic

	MQO					
	1	2	3	4	5	6
constante	-0.010 (1.489)	-2.434 (2.454)	-0.196 (1.455)	-2.810 (2.423)	-0.157 (1.651)	-0.604 (1.638)
dummy d.p.	-0.684 (0.468)	-0.676 (0.429)	-0.641 (0.446)	-0.609 (0.419)	-	-
selic(-1)	0.950*** (0.028)	0.937*** (0.032)	0.997*** (0.119)	1.010*** (0.111)	0.956*** (0.030)	1.074*** (0.141)
selic(-2)	-	-	-0.049 (0.113)	-0.076 (0.105)	-	-0.122 (0.137)
focus	0.436*** (0.083)	0.446*** (0.077)	0.415*** (0.093)	0.412*** (0.088)	0.327*** (0.074)	0.290*** (0.094)
hiato(-1)	0.160*** (0.044)	0.152*** (0.039)	0.157*** (0.047)	0.148*** (0.042)	0.178*** (0.040)	0.168*** (0.044)
cred (-1)	0.109* (0.058)	0.205** (0.100)	0.109* (0.058)	0.208** (0.098)	0.119* (0.065)	0.117* (0.063)
spreadpre(-1)	-0.045** (0.021)	-0.025 (0.029)	-0.039* (0.021)	-0.015 (0.028)	-0.049** (0.023)	-0.033 (0.024)
cambio(-1)	-	0.012 (0.009)	-	0.012 (0.009)	-	-
R2 ajustado	0.986	0.987	0.986	0.987	0.986	0.986
Crítério de Schwarz	1.606	1.597	1.647	1.635	1.623	1.652
Autocorrelação dos resíduos	não	não	não	não	sim	sim

Erros-padrão corrigidos por White entre parênteses;

Amostra: SET/00 - SET/09, totalizando 109 observações;

Teste de autocorrelação dos resíduos utilizado: Estatística Q e Teste LM;

*** significante a 1%; ** significante a 5%; * significante a 10%

⁵⁰ De forma a obter o mesmo número de regressores incluímos a desvalorização do câmbio acumulada em três meses, além de duas defasagens da taxa Selic.

Tabela 9: Regra de Taylor com *Spread* e Concessão

Variável dependente: Selic

	MQ2E		
	Variável Considerada Endógena		
	Focus	<i>Spread</i> e Concessão	Ambas
constante	- 1,19 (1.686)	2,808 (3.062)	0,364 (3.248)
dummy d.p.	- 1,247** (0.479)	- 0,608 (0.510)	- 1,014** (0.459)
selic(- 1)	0,902*** (0.045)	0,996*** (0.029)	0,945*** (0.040)
focus	0,634*** (0.141)	0,414*** (0.087)	0,567*** (0.126)
hiato(- 1)	0,146*** (0.045)	0,122** (0.057)	0,127** (0.050)
cred(- 1)	0,167** (0.067)	0,055 (0.121)	0,147 (0.130)
spreadpre(- 1)	- 0,027 (0.026)	- 0,113*** (0.033)	- 0,076** (0.034)
Autocorrelação dos resíduos	não	não	não

Instrumentos : Focus: E[IGP-M (t+1)], D(embim(-1)), D(embim(-2)), D(embim(-3))

Cred: inadj(-1), inadj(-2), inadj(-3), inadj(-1), inadj(-2), inadj(-3)

Spread: serasap(-1), serasap(-2), serasap(-3), serasap(-1), serasap(-2), serasap(-3)

Erros-padrão corrigidos por White entre parênteses;

Amostra: Considerando apenas spread e concessão como endógenas: SET/00 - SET/09, totalizando 109 observações;

Considerando Focus ou ambas como endógenas: ABR/01 - SET/09, totalizando 102 observações;

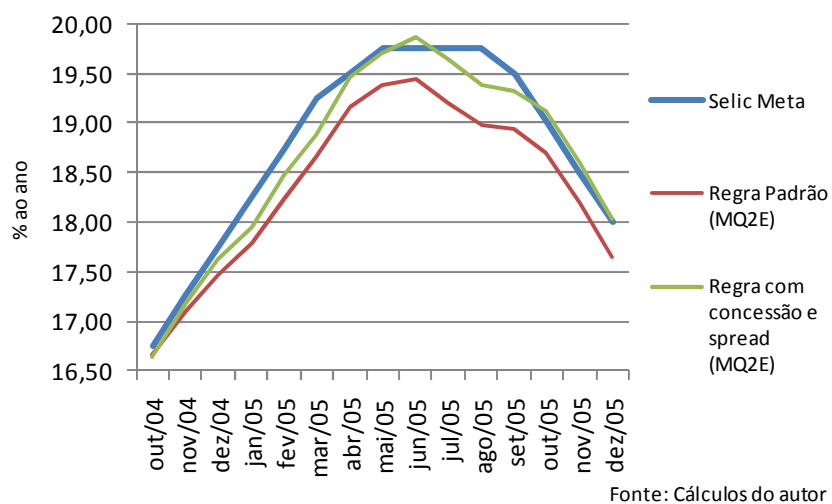
Teste de autocorrelação dos resíduos utilizado: Estatística Q;

*** significante a 1% ** significante a 5% * significante a 10%

Tabela 10: Selic Efetiva e Valores Previstos

	Selic Meta	Selic Prevista (OLS)		Selic Prevista (MQ2E)	
		Com <i>Spread</i> e Concessão	Sem <i>Spread</i> e Concessão	Com <i>Spread</i> e Concessão	Sem <i>Spread</i> e Concessão
set/04	16,25	16,34	16,26	16,39	16,47
out/04	16,75	16,56	16,50	16,63	16,66
nov/04	17,25	17,07	17,01	17,17	17,10
dez/04	17,75	17,52	17,42	17,62	17,47
jan/05	18,25	17,86	17,80	17,95	17,78
fev/05	18,75	18,40	18,28	18,48	18,24
mar/05	19,25	18,79	18,72	18,87	18,65
abr/05	19,50	19,33	19,23	19,47	19,17
mai/05	19,75	19,57	19,40	19,71	19,39
jun/05	19,75	19,74	19,51	19,87	19,45
jul/05	19,75	19,56	19,30	19,64	19,20
ago/05	19,75	19,31	19,17	19,38	18,98
set/05	19,50	19,30	19,18	19,33	18,94
out/05	19,00	19,11	18,88	19,12	18,69
nov/05	18,50	18,60	18,34	18,59	18,18
dez/05	18,00	18,05	17,82	18,03	17,65

Figura 11: Comparativo das Regras de Taylor



6.4.

Correlação entre as variáveis instrumentais e as variáveis endógenas

Tabela 11: Variáveis Instrumentais Utilizadas

	<i>P-valores</i>	
	Estatística F	Qui-Quadrado
Focus		
E[IGP-M(t+1)] e 3 defasagens da variação do Embi+ Brazil	0,0000	0,0000
Spread		
3 defasagens dos títulos protestados junto ao Serasa (PF e PJ)	0,0002	0,0000
Cred		
3 defasagens da inadimplência (PF e PJ)	0,0000	0,0000

OBS: Os p-valores referem-se à hipótese nula de que os coeficientes relativos aos instrumentos são conjuntamente iguais a zero

6.5.

Regra de Taylor com Produção Industrial

A seguir encontram-se os resultados da estimação da Regra de Taylor utilizando o hiato do produto construído a partir da média móvel trimestral da Produção Física Industrial (dessazonalizada). Os resultados são qualitativamente semelhantes aos obtidos com a série de *proxy* para o PIB, mas o coeficiente estimado para o *spread* é menor em módulo e mostra-se não significativo em algumas especificações. Há também forte evidência de autocorrelação dos resíduos, mesmo quando incluímos 2 *lags* da taxa Selic como regressores.

Tabela 12: Regra de Taylor (Produção Industrial)

Variável dependente: Selic

	MQ2E		
	Variável Considerada Endógena		
	Focus	Spread e Concessão	Ambas
constante	-1,19 (1.686)	2,808 (3.062)	0,364 (3.248)
dummy d.p.	-1,247** (0.479)	-0,608 (0.510)	-1,014** (0.459)
selic(-1)	0,902*** (0.045)	0,996*** (0.029)	0,945*** (0.040)
focus	0,634*** (0.141)	0,414*** (0.087)	0,567*** (0.126)
hiato(-1)	0,146*** (0.045)	0,122** (0.057)	0,127** (0.050)
cred(-1)	0,167** (0.067)	0,055 (0.121)	0,147 (0.130)
spreadpre(-1)	-0,027 (0.026)	-0,113*** (0.033)	-0,076** (0.034)
Autocorrelação dos resíduos	não	não	não

Instrumentos: Focus: E[IGP-M(t+1)], D(embim(-1)), D(embim(-2)), D(embim(-3))

Cred: inadpj(-1), inadpj(-2), inadpj(-3), inadpf(-1), inadpf(-2), inadpf(-3)

Spread: serasapj(-1), serasapj(-2), serasapj(-3), serasapf(-1), serasapf(-2), serasapf(-3)

Erros-padrão corrigidos por White entre parênteses;

Amostra: Considerando apenas spread e concessão como endógenas: SET/00 - SET/09, totalizando 109 observações;

Considerando Focus ou ambas como endógenas: ABR/01 - SET/09, totalizando 102 observações;

Teste de autocorrelação dos resíduos utilizado: Estatística Q;

*** significante a 1% ** significante a 5% * significante a 10%

6.6.

Testes de Raiz Unitária

Foram realizados os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) para as séries utilizadas neste trabalho. Utilizando o período amostral de JAN/00 até SET/09 foi rejeitada a hipótese nula de presença de raiz unitária para todas as séries em pelo menos um dos testes, com a exceção da taxa Selic e do *spread* pré-fixado total. Devido à reconhecida baixa potência dos testes de raiz unitária, aliada ao reduzido tamanho da amostra utilizada nas estimações (117 observações) e aos picos anormais existentes no período de alta volatilidade que antecedeu as eleições presidenciais de 2002, efetuamos também os testes para estas duas séries utilizando o período amostral de MAR/99 até SET/09, que inclui todo o período de vigência do regime de Metas para Inflação. Os resultados se encontram na tabela abaixo:

Tabela 13: Testes de Raiz Unitária

P-valores relativos à hipótese nula: Série tem raiz unitária

	JAN/00 - SET/09	
	ADF	PP
Hiato_pib	0,0000	0,0000
Hiato_prod	0,0015	0,0035
Ipca	0,0010	0,0010
Selic	0,1691	0,6493
Spread Pré tot	0,4462	0,3285
D(bovespa)	0,0000	0,0000
Focus	0,0221	0,1987
E[IGP-m(t+1)]	0,0229	0,0223
D(embim)	0,0000	0,0000
Câmbio	0,0000	0,0003
Serasa_PJ	0,0868	0,0001
Serasa_PF	0,1680	0,0106
Inadimplência PJ	0,0402	0,0394
Inadimplência PF	0,0009	0,2951
Cred	0,0752	0,0013

OBS: Ambos os teste incluem um intercepto. Teste PP utiliza núcleo espectral de Bartlett e janela de Newey-West.

Tabela 14: Testes de Raiz Unitária (Selic e Spread)

P-valores relativos à hipótese nula: Série tem raiz unitária

	MAR/99 - SET/09	
	ADF	PP
Selic	0,8851	0,0000
Spreadpret	0,0007	0,0055

OBS: Ambos os teste incluem um intercepto. Teste PP utiliza núcleo espectral de Bartlett e janela de Newey-West.

A hipótese de raiz unitária é rejeitada confortavelmente para a série de *spread* bancário. Já para a taxa Selic há alguma ambiguidade nos resultados dos testes. Entretanto, tendo em vista a forte rejeição da hipótese nula pelo teste PP e o fato do resultado do teste ADF para a série ser bastante sensível ao período amostral utilizado⁵¹, consideramos a variável estacionária.

⁵¹ Utilizando JAN/06 como a data final da amostra (período em que as reuniões eram mensais) o p-valor do teste ADF é 0,0101.

6.7.

Gráficos das Séries

Figura 11: Gráficos das Séries Utilizadas

