

Referências Bibliográficas

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 46ª Reunião, abr. 2000.

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 49ª Reunião, jul. 2000.

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 61ª Reunião, jul. 2001.

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 64ª Reunião, out. 2001.

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 72ª Reunião, jun. 2002.

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 96ª Reunião, mai. 2004.

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 102ª Reunião, nov. 2004.

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 103ª Reunião, dez. 2004.

ANDREWS, Donald; PLOBERGER, Werner. Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative, **Econometrica**, v. 62, n. 6, p. 1383-1414, nov. 1994.

AKRAM, Q. Farooq; BARDESEN, Gunnar; EITRHEIM, Oyvind. Monetary Policy and Asset Prices: To Respond or Not?, **Working Paper Series**, jul. 2005. Disponível em http://ideas.repec.org/p/bno/worpaper/2005_09.html

ARQUETE, Lílían C. R.; JAYME JÚNIOR, Frederico G. **Política Monetária, Preços e Produto no Brasil (1994-2002): uma Aplicação de Vetores Auto-Regressivos**. Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia, n. B45, 2003. Disponível em <http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/B45.pdf>.

BERNANKE, Ben; GERTLER, Mark. Monetary Policy and Asset Price Volatility, **NBER Working Paper**, n. 7559, fev. 2000.

BERNANKE, Ben; GERTLER, Mark; GILCHRIST, Simon. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework, **NBER Working Paper**, n. 6455, mar. 1998.

BORIO, Claudio; LOWE, Philip. Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus, **BIS Working Papers**, n. 114, jul. 2002.

BUENO, Rodrigo D. L. S. **The Taylor Rule Under Inquiry: Hidden States**. Department of Economics, University of Chicago, jul. 2005.

BULLARD, James; SCHALLING, Eric. Why the Fed Should Ignore the Stock Market, **Federal Reserve Bank of St. Louis**, mar./abr. 2002.

CALVO, Guillermo; REINHART, Carmen. Fear of Floating. **NBER Working Paper**, n. 7993, nov. 2000.

CHADHA, Jagjit; SARNO, Lucio; VALENTE, Giorgio. Monetary Policy Rules, Asset Prices and Exchange Rates, **Working Paper Series CDMA04/03**, nov. 2003.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence, **European Economic Review**, v. 42, n. 6, p. 1033-1067, jun. 1998.

_____. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p. 1661-1707, dez. 1999.

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

COGLEY, Timothy; SARGENT, Thomas. Evolving Post World War II US Inflation Dynamics. In **Bernanke, Ben; Rogoff, Kenneth (ed.), NBER Macroeconomics Annual**, 2001.

DAVIES, Robert. Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is Present Only under the alternative, **Biometrika**, n. 74, p. 33-43, 1987.

FILARDO, Andrew. Should Monetary Policy Respond to Asset Price Bubbles? Some Experimental Results, **RWP 01-04, Federal Reserve Bank of Kansas City**, jul. 2001.

_____. Monetary Policy and Asset Price Bubbles: Calibrating the Monetary Policy Trade-Offs, **BIS Working Papers**, n. 155, jun. 2004.

FRAGA, Armínio; GOLDFAJN, Ilan; MINELLA, André. Inflation Targeting in Emerging Market Economies, **NBER Working Paper**, n. 10019, out. 2003.

GREENSPAN, Alan. General Discussion: Monetary Policy and Asset Price Volatility, in **New Challenges for Monetary Policy, a symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City**, Jackson Hole, Wyoming, 26-28 ago. 1999a

_____. Testimony before the "Joint Economic Committee", 17 Jun. 1999b. Disponível em <http://www.house.gov/jec/hearings/grnspn4.pdf>

_____. "Opening Remarks", in **Rethinking Stabilization Policy, a symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City**, Jackson Hole, Wyoming, 29-31 ago. 2002.

_____. General Discussion: Whither Monetary and Financial Stability? The Implications of Evolving Policy Regimes, in **Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy, a symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City**, Jackson Hole, Wyoming, 28-30 ago. 2003.

HANSEN, Bruce. Inference when a Nuisance Parameter is Not Identified Under the Null Hypothesis, **Econometrica**, v. 64, n. 2, p. 413-430, mar. 1996.

LOWE, Philip; ELLIS, Luci. The Smoothing of Official Interest Rates, **Monetary Policy and Inflation Targeting**, Reserve Bank of Australia, p. 287-312, 1997.

LUDVIGSON, Sydney; STEINDEL, Charles. How Important is the Stock Market Effect on Consumption?, **Federal Reserve of New York, Economic Policy Review**, v. 5, n. 2, p. 29-52, jul. 1999.

MINELLA, André. Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation. **Banco Central do Brasil, Working Paper Series**, n. 33, nov. 2001.

MINELLA, André; FREITAS, Paulo; GOLDFAJN, Ilan; MUINHOS, Marcelo. Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges, **Banco Central do Brasil, Working Paper Series**, n. 53, nov. 2002.

_____. **Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility**. Banco Central do Brasil, mimeo, mai. 2003.

MISHKIN, Frederic S. The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. **NBER Working Paper**, n. 5464, mai. 1996.

MOHANTY, M. S.; KLAU, Marc. Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: Issues and Evidence, **BIS Working Papers**, n. 149, mar. 2004

POLICANO, Rodrigo M.; BUENO, Rodrigo D. L. S. **A Sensibilidade da Política Monetária no Brasil: 1995-2005**. Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia, n. 83, 2006.

Disponível em www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A083.pdf.

ROUBINI, Nouriel. **Why Central Banks Should Burst Bubbles?**, jan. 2006. Disponível em <http://www.blackwell-synergy.com/doi/abs/10.1111/j.1468-2362.2006.00032.x>

SACK, Biran; WIELAND, Volker. Interest-Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence, **Finance and Economics Discussion Series**, Federal Reserve Board, Washington DC, 1999.

SALGADO, Maria José; GARCIA, Márcio; MEDEIROS, Marcelo. Monetary Policy During Brazil's Real Plan: Estimating the Central Bank's Reaction Function, **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 1, p. 61-79, jan-mar. 2005.

SIKLOS, Pierre; WERNER, Thomas; BOHL, Martin. Asset Prices in Taylor Rules: Specification, Estimation, and Policy Implementations for the ECB, **Deutsche Bundesbank, Discussion Paper Series 1: Studies of the Economic Research Centre**, n. 22, 2004.

SMETS, Frank. Financial Asset Prices and Monetary Policy: Theory and Evidence, **BIS Working Papers**, n. 47, set. 1997.

TOBIN, James. A General Equilibrium Approach to Monetary Theory, **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 1, n. 1, p. 15-29, 1969.

TONG, Howell. On a Threshold Model, in **Chen, C. H., editor, Pattern Recognition and Signal Processing**. Amsterdam: Sijthoff and Noordhoff, n. 29, p. 575-586, 1978.

TSAY, Ruey. Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes, **Journal of the American Statistical Association**, v. 84, n. 405, p. 231-240, mar. 1989.

WHITE, William. Procyclicality in the Financial System: Do We Need a New Macrofinancial Stabilisation Framework?, **BIS Working Papers**, n. 193, jan. 2006.

8

Apêndice

8.1

Estimação da Função de Reação Linear com Restrição

Os resultados apresentados a seguir referem-se à estimação da função de reação para o Brasil que segue uma Regra de Taylor modificada representada por:

$$i_t = \alpha_0 * i_{t-1} + (1 - \alpha_0) * (\alpha_1 + \alpha_2 * \bar{Y}_{t-1} + \alpha_3 * D_{j,t} + \alpha_4 * \Delta er_{d-1} + \alpha_5 * \Delta bov_{d-1}) + \varepsilon_t$$

Algumas estimações utilizaram duas defasagens da taxa de juros Selic para evitar problemas de autocorrelação nos resíduos. Nestes casos, a função de reação foi definida como

$$i_t = \alpha_0 * i_{t-1} + \alpha_6 * i_{t-2} + (1 - \alpha_0 - \alpha_6) * (\alpha_1 + \alpha_2 * \bar{Y}_{t-1} + \alpha_3 * D_{j,t} + \alpha_4 * \Delta er_{d-1} + \alpha_5 * \Delta bov_{d-1}) + \varepsilon_t$$

A tabela a seguir reporta os principais resultados. A estimação utiliza o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários.

Tabela Apêndice 8.1
 Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil
 Variável dependente: taxa Selic (t)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Constante	14,228*** (0,662)	14,112*** (0,686)	13,565*** (1,089)	11,984*** (1,909)	13,499*** (1,419)	13,270*** (1,500)	12,978*** (1,686)	13,079*** (1,524)
Selic(-1)	1,145*** (0,077)	1,147*** (0,085)	1,083*** (0,109)	0,902*** (0,038)	1,079*** (0,124)	1,055*** (0,123)	1,111*** (0,105)	1,078*** (0,111)
Selic(-2)	-0,285** (0,080)	-0,284*** (0,090)	-0,203* (0,112)		-0,191 (0,130)	-0,161 (0,131)	-0,210* (0,123)	-0,179 (0,131)
MM Pind Gap(-1)	0,529* (0,283)	0,540* (0,302)	0,762 (0,490)	1,480* (0,873)	0,897 (0,695)	0,962 (0,697)	0,974 (0,755)	0,982 (0,718)
Desvio	3,602*** (0,462)	3,637*** (0,477)	4,025*** (0,636)	5,184*** (1,120)	4,089*** (0,864)	4,417*** (0,989)	4,418*** (1,114)	4,489*** (1,081)
Er_copom(-1)	0,299* (0,160)	0,284 (0,223)					0,229 (0,269)	0,111 (0,339)
Er_copom(-2)	-0,440*** (0,125)	-0,373** (0,159)						
Bov_copom (-1)		-0,030 (0,069)	-0,170* (0,088)			-0,131 (0,098)		-0,096 (0,126)
Bov_copom(-2)		0,060 (0,057)	0,185** (0,072)					
R quadrado	0,982	0,983	0,980	0,974	0,975	0,977	0,976	0,977
R quad. ajustado	0,981	0,981	0,978	0,973	0,974	0,975	0,975	0,975
Erro padrão da reg.	0,400	0,403	0,431	0,476	0,467	0,458	0,460	0,460
Soma quad. resíd.	10,568	10,411	12,261	15,614	14,805	14,075	14,196	13,991
AIC	1,097	1,137	1,246	1,405	1,379	1,356	1,365	1,378
Critério Schwarz	1,317	1,419	1,465	1,531	1,536	1,544	1,553	1,597
Jarque Bera	6,409	6,155	47,916	38,271	94,341	52,915	27,381	32,356
Probabilidade	0,041	0,046	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Erro padrão resíd.	0,383	0,380	0,413	0,466	0,453	0,442	0,444	0,441
ARCH LM test ¹	não	não	sim	sim	sim	sim	sim	sim

Notas: Amostra: jan/2000 a jan/2006; erros-padrão entre parênteses

Corrigido para heterocedasticidade nos resíduos (White)

***, ** e * representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente

¹ As respostas referem-se à questão: o teste ARCH LM acusou presença de ARCH nos resíduos?

A estatística Q e o teste LM para autocorrelação residual não acusaram autocorrelação

8.2

Resultados de Testes de Raiz Unitária

Foi testada a presença de raiz unitária em todas as variáveis utilizadas para a estimação das regressões. O teste utilizado foi o Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Para todas as séries a hipótese nula associada à presença de raiz unitária foi rejeitada, à exceção da série relativa ao desvio da inflação em relação à sua meta.

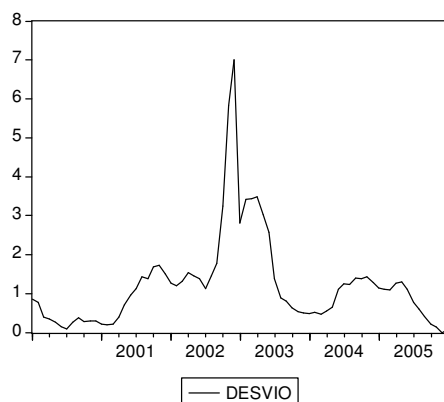
Sendo assim, foram analisados também o teste de Philips-Perron (PP) e o teste Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) para a série do desvio da inflação. Os resultados encontrados foram dúbios, uma vez que o teste KPSS não rejeitou a hipótese nula de que a série é estacionária. Os resultados dos testes encontram-se na tabela abaixo.

Resultados dos Testes de Raiz Unitária para a Variável de Desvio da Inflação

Teste	Hipótese Nula	Resultado	Conclusão
ADF	DESVIO tem uma raiz unitária	Estat. $t = -2,30$ Prob.=0,1749	H_0 não foi rejeitada
PP	DESVIO tem uma raiz unitária	Estat. t Ajustada = $-2,46$ Prob.=0,1301	H_0 não foi rejeitada
KPSS	DESVIO é estacionário	Estat. LM = 0,1146	H_0 não foi rejeitada

Notas: os testes PP e KPSS utilizaram janela de Andrews e núcleo espectral quadrático

Uma possível explicação para estes resultados é falta de potência devido ao tamanho reduzido da amostra e a picos anormais que fazem parte da série. O gráfico associado ao desvio da inflação confirma o comportamento volátil da série em determinados períodos.



8.3

Hiato do Produto em Logaritmo Natural (1)

A tabela 1 utiliza a diferença entre o índice da série e o índice após o filtro H-P como *proxy* para o hiato do produto. Se uma transformação com logaritmo natural for utilizada de forma que $\bar{y}_{t-1} = \ln(\text{índice}_{t-1}) - \ln(\text{índice}_{t-1} \text{ após } H - P)$ seja a série do nível de atividade, $\bar{y}_{t-1}$ representará os desvios percentuais da variável em relação ao seu nível de *steady-state*. Neste caso, os resultados dos modelos das colunas (1) e (2) são, respectivamente,

$$i_t = 1,997 + 1,145 i_{t-1} - 0,285 i_{t-2} + 7,458 \bar{y}_{t-1} + 0,506 D_{j,t} + 0,042 \Delta er_{d-1} - 0,062 \Delta er_{d-2} + \varepsilon_t,$$

(0,46) (0,08) (0,08) (3,04) (0,07) (0,02) (0,02)

e

$$i_t = 1,945 + 1,147 i_{t-1} - 0,285 i_{t-2} + 7,431 \bar{y}_{t-1} + 0,501 D_{j,t} + 0,039 \Delta er_{d-1} -$$

(0,45) (0,08) (0,09) (3,17) (0,06) (0,03)

$$- 0,052 \Delta er_{d-2} - 0,004^* \Delta bov_{d-1} + 0,008^* \Delta bov_{d-2} + \varepsilon_t.$$

(0,02) (0,01) (0,01)

8.4

Estimações com *Proxies* para as Variáveis Explicativas

As tabelas a seguir trazem resultados das regressões estimadas utilizando algumas variantes para as séries utilizadas como variáveis explicativas na tabela (1), seção 4.1.

A tabela (A) utiliza a série do PIB trimestral (dessazonalizada pelo IBGE), interpolada linearmente, como *proxy* para a variável de atividade real. Após a interpolação, foi feita uma média móvel trimestral para levar em consideração o comportamento da atividade nos últimos três meses. O produto potencial foi calculado aplicando-se o filtro de H-P sobre a série, sendo o hiato do produto o resíduo de H-P. Os resultados encontrados são bastante semelhantes aos encontrados na tabela (1) da seção 4.1.

Na tabela (B) foi utilizada a série de produção física industrial dessazonalizada pelo IBGE e esta mesma série após o filtro de Hodrick-Prescott (H-P) como *proxy* para o hiato do produto. Os resultados mostram que o coeficiente da variável relacionada ao nível de atividade perdeu significância, enquanto os coeficientes das demais variáveis mantiveram-se semelhantes aos encontrados na tabela (1).

A tabela (C) utilizou a produção física industrial do IBGE sem ajuste sazonal como proxy para o nível de atividade; o hiato do produto foi considerado o resíduo da regressão desta série numa tendência linear e onze *dummies*, que representam os doze meses do ano. Analogamente à tabela (B), o coeficiente associado ao hiato do produto perdeu significância, enquanto os coeficientes associados às outras variáveis não sofreram modificações significativas.

A variante da tabela (D) também refere-se ao nível de atividade: para encontrar dados mensais, foi calculada a interpolação linear do PIB trimestral, com o hiato sendo a diferença entre a série interpolada e ela mesma após o filtro H-P. Neste caso, o coeficiente do hiato do produto aparece significativo em algumas regressões (colunas 1, 4, 5, e 6). Os coeficientes das demais variáveis não sofreram mudanças significativas quando comparadas às regressões estimadas anteriormente.

As tabelas (E) e (F) trazem variantes nas séries associadas às variações dos preços de ativos: taxa de câmbio e índice Bovespa. Na tabela (E) foi utilizada a média mensal e na tabela (F), o valor de fechamento do mês, ambas em substituição à média dos valores diários ocorridos entre duas reuniões do Copom. A tabela (F) forneceu resultados

bastante semelhantes àqueles da tabela (1), seção 4.1. A tabela (E) registrou resultados menos satisfatórios comparativamente: os coeficientes apresentaram-se diferentes para a variação da taxa de câmbio e variação do índice Bovespa em relação à significância estatística. Além disso, a ordenação crescente em função do critério de Schwarz interferiu na organização das colunas: um exemplo pode ser visto na tabela (E), onde o menor critério de Schwarz (coluna 1) utiliza apenas uma variável associada à taxa de câmbio, em oposição aos resultados das tabelas anteriores. Vale ressaltar que a tabela (E) também forneceu resultados inferiores qualitativamente em comparação com as estimações anteriores: os critérios de Schwarz e de Akaike são mais elevados.

Tabela A
Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil
Variável dependente: taxa Selic (t)

	1	2	3	4	5	6	7
Constante	2,008*** (0,444)	1,787*** (0,416)	1,503*** (0,424)	1,497*** (0,515)	1,492*** (0,510)	1,342*** (0,498)	1,414*** (0,499)
Selic(-1)	1,048*** (0,073)	1,053*** (0,074)	0,884*** (0,026)	0,887*** (0,032)	0,887*** (0,031)	0,895*** (0,030)	0,891*** (0,030)
Selic(-2)	-0,190** (0,076)	-0,184** (0,077)					
MM interpol Gap(-1)	0,204*** (0,055)	0,231*** (0,058)	0,300*** (0,049)	0,279*** (0,049)	0,260*** (0,053)	0,276*** (0,051)	0,265*** (0,050)
Desvio	0,520*** (0,063)	0,500*** (0,057)	0,519*** (0,085)	0,500*** (0,105)	0,505*** (0,103)	0,493*** (0,097)	0,500*** (0,095)
Er_copom(-1)	0,038* (0,022)	0,040 (0,027)				0,016 (0,025)	0,008 (0,032)
Er_copom(-2)	-0,062*** (0,014)	-0,044** (0,018)					
Bov_copom (-1)		-0,001 (0,008)	-0,017** (0,009)		-0,010 (0,008)		-0,007 (0,010)
Bov_copom(-2)		0,016* (0,008)	0,027*** (0,007)				
R quadrado	0,984	0,985	0,982	0,977	0,978	0,978	0,978
R quad. ajustado	0,983	0,983	0,981	0,976	0,976	0,976	0,976
Erro padrão da reg.	0,378	0,373	0,399	0,447	0,444	0,445	0,447
Soma quad. resíd.	9,448	8,923	10,650	13,772	13,415	13,475	13,369
AIC	0,985	0,983	1,077	1,280	1,281	1,285	1,305
Critério Schwarz	1,205	1,265	1,266	1,405	1,438	1,442	1,493
Jarque Bera (prob abaixo)	6,770 0,034	3,504 0,173	17,872 0,000	33,425 0,000	21,945 0,000	10,004 0,007	13,130 0,001
Erro padrão resíd.	0,362	0,352	0,385	0,437	0,432	0,433	0,431
ARCH LM test ¹	não	não	não	sim	sim	sim	sim

Notas: Amostra: jan/2000 a jan/2006; erros-padrão entre parênteses

Corrigido para heterocedasticidade nos resíduos (White)

***, ** e * representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente

¹ As respostas referem-se à questão: o teste ARCH LM acusou presença de ARCH nos resíduos?

A estatística Q e o teste LM para autocorrelação residual não acusaram autocorrelação

Tabela B
Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil
Variável dependente: taxa Selic (t)

	1	2	3	4	5	6
Constante	2,751*** (0,541)	2,702*** (0,557)	2,562*** (0,633)	2,366*** (0,645)	2,196*** (0,546)	2,234*** (0,532)
Selic(-1)	1,203*** (0,072)	1,211*** (0,078)	1,154*** (0,104)	1,133*** (0,120)	1,186*** (0,096)	1,160*** (0,102)
Selic(-2)	-0,383*** (0,069)	-0,389*** (0,075)	-0,323*** (0,092)	-0,289*** (0,108)	-0,333*** (0,095)	-0,309*** (0,103)
Pind_IBGE_Gap(-1)	-0,005 (0,028)	-0,006 (0,030)	-0,008 (0,033)	-0,002 (0,031)	-0,002 (0,031)	-0,001 (0,030)
Desvio	0,521*** (0,075)	0,514*** (0,072)	0,499*** (0,114)	0,483*** (0,127)	0,454*** (0,111)	0,467*** (0,104)
Er_copom(-1)	0,044** (0,021)	0,043 (0,029)			0,024 (0,025)	0,014 (0,033)
Er_copom(-2)	-0,065*** (0,017)	-0,054** (0,023)				
Bov_copom(-1)		-0,003 (0,009)	-0,020** (0,009)	-0,013 (0,009)		-0,008 (0,011)
Bov_copom(-2)		0,009 (0,008)	0,024*** (0,007)			
R quadrado	0,981	0,982	0,978	0,975	0,975	0,975
R quadrado ajustado	0,980	0,979	0,976	0,973	0,973	0,973
Erro padrão da regressão	0,412	0,415	0,447	0,478	0,478	0,479
Soma quadrados resíduos	11,195	11,030	13,210	15,284	15,294	15,145
AIC	1,155	1,195	1,320	1,439	1,439	1,460
Critério Schwarz	1,374	1,477	1,540	1,627	1,628	1,677
Jarque Bera	3,390	2,904	31,748	42,428	29,583	29,111
Probabilidade	0,184	0,234	0,000	0,000	0,000	0,000
Erro padrão resíduos	0,394	0,391	0,428	0,461	0,461	0,459
ARCH LM test (existe ARCH?)	não	não	sim	sim	sim	sim

Notas: Amostra: jan/2000 a jan/2006; erros-padrão entre parênteses

Corrigido para heterocedasticidade nos resíduos (White)

***, ** e * representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente

A estatística Q e o teste LM para autocorrelação residual não acusaram autocorrelação

Tabela C
Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil
Variável dependente: taxa Selic (t)

	1	2	3	4	5	6
Constante	2,607*** (0,489)	2,542*** -0,491	2,317*** (0,506)	2,127*** (0,545)	1,962*** (0,502)	1,992*** (0,489)
Selic(-1)	1,200*** (0,071)	1,206*** -0,076	1,145*** (0,100)	1,119*** (0,114)	1,176*** (0,091)	1,147*** (0,098)
Selic(-2)	-0,372*** (0,072)	-0,375*** -0,077	-0,301*** (0,094)	-0,263** (0,110)	-0,311*** (0,095)	-0,283*** (0,103)
Hiato(-1)	0,006 (0,017)	0,006 -0,018	0,012 (0,018)	0,017 (0,018)	0,016 (0,019)	0,018 (0,018)
Desvio	0,518*** (0,069)	0,511*** (0,066)	0,497*** (0,109)	0,486*** (0,123)	0,456*** (0,112)	0,471*** (0,104)
Er_copom(-1)	0,044** (0,022)	0,043 (0,029)			0,026 (0,025)	0,015 (0,033)
Er_copom(-2)	-0,065*** (0,018)	-0,054** (0,024)				
Bov_copom (-1)		-0,003 (0,009)	-0,021** (0,009)	-0,014 (0,009)		-0,009 (0,011)
Bov_copom(-2)		0,009 (0,008)	0,023*** (0,007)			
R quadrado	0,981	0,982	0,978	0,975	0,975	0,975
R quadrado ajustado	0,980	0,979	0,976	0,973	0,973	0,973
Erro padrão da regressão	0,412	0,415	0,447	0,476	0,476	0,477
Soma quadrados resíduos	11,183	11,019	13,162	15,160	15,184	15,010
AIC	1,154	1,194	1,137	1,430	1,432	1,448
Critério Schwarz	1,373	1,476	1,536	1,619	1,620	1,668
Jarque Bera	3,901	3,691	40,973	52,670	37,201	36,740
Probabilidade	0,142	0,158	0,000	0,000	0,000	0,000
Erro padrão resíduos	0,394	0,391	0,428	0,459	0,459	0,457
ARCH LM test (existe ARCH?)	não	não	sim	sim	sim	sim

Notas: Amostra: jan/2000 a jan/2006; erros-padrão entre parênteses

Corrigido para heterocedasticidade nos resíduos (White)

***, ** e * representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente

A estatística Q e o teste LM para autocorrelação residual não acusaram autocorrelação

Tabela D
Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil
Variável dependente: taxa Selic (t)

	1	2	3	4	5	6
Constante	2,670*** (0,419)	2,621*** (0,408)	2,447*** (0,450)	2,313*** (0,497)	2,149*** (0,491)	2,207*** (0,470)
Selic(-1)	1,202*** (0,071)	1,204*** (0,079)	1,149*** (0,105)	1,123*** (0,119)	1,184*** (0,094)	1,147*** (0,102)
Selic(-2)	(0,378)***	-0,378*** (0,077)	-0,312*** (0,101)	-0,277** (0,118)	-0,329*** (0,100)	-0,296*** (0,109)
Interpol Gap (-1)	0,002*** (0,001)	0,002 (0,001)	0,002 (0,001)	0,004*** (0,002)	0,003*** (0,001)	0,004*** (0,001)
Desvio	0,518*** (0,069)	0,513*** (0,066)	0,496*** (0,108)	0,487*** (0,121)	0,455*** (0,111)	0,473*** (0,102)
Er_copom(-1)	0,045** (0,022)	0,042 (0,029)			0,026 (0,025)	0,013 (0,033)
Er_copom(-2)	-0,064*** (0,017)	-0,055** (0,023)				
Bov_copom(-1)		-0,004 (0,009)	-0,021** (0,100)	-0,016 (0,010)		-0,011 (0,011)
Bov_copom(-2)		0,008 (0,008)	-0,023*** (0,006)			
R quadrado	0,982	0,982	0,978	0,975	0,975	0,975
R quadrado ajustado	0,980	0,980	0,976	0,973	0,973	0,973
Erro padrão da regressão	0,411	0,414	0,446	0,473	0,476	0,475
Soma quadrados resíduos	11,122	10,987	13,154	15,010	15,150	14,899
AIC	1,148	1,191	1,136	1,421	1,430	1,441
Critério Schwarz	1,368	1,473	1,536	1,609	1,618	1,660
Jarque Bera	3,568	3,418	33,821	40,571	29,583	28,635
Probabilidade	0,168	0,181	0,000	0,000	0,000	0,000
Erro padrão resíduos	0,393	0,391	0,427	0,457	0,459	0,455
ARCH LM test (existe ARCH?)	não	não	sim	sim	sim	sim

Notas: Amostra: jan/2000 a jan/2006; erros-padrão entre parênteses

Corrigido para heterocedasticidade nos resíduos (White)

***, ** e * representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente

A estatística Q e o teste LM para autocorrelação residual não acusaram autocorrelação

Tabela E
Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil
Variável dependente: taxa Selic (t)

	1	2	3	4	5	6
Constante	1,911*** (0,545)	1,927*** (0,528)	1,823*** (0,632)	1,582** (0,732)	1,612** (0,739)	1,780*** (0,631)
Selic(-1)	1,097*** (0,118)	1,087*** (0,117)	1,121*** (0,138)	1,095*** (0,128)	1,084*** (0,130)	1,119*** (0,140)
Selic(-2)	-0,231** (0,111)	-0,222* (0,112)	-0,249** (0,122)	-0,211 (0,133)	-0,203 (0,134)	-0,244* (0,123)
MM Pind Gap (-1)	0,091*** (0,034)	0,092*** (0,034)	0,089*** (0,033)	0,097** (0,043)	0,098** (0,042)	0,089*** (0,032)
Desvio	0,473*** (0,112)	0,478*** (0,109)	0,449*** (0,141)	0,456*** (0,123)	0,466*** (0,128)	0,444*** (0,142)
Er_mensal_media(-1)	-0,033* (0,018)	-0,039 (0,024)	-0,035* (0,020)			-0,042 (0,027)
Er_mensal_media(-2)			0,009 (0,014)			0,017 (0,016)
Bov_mensal_media (-1)		-0,006 (0,008)		0,007 (0,005)	0,005 (0,005)	-0,008 (0,009)
Bov_mensal_media (-2)					0,004 (0,006)	0,006 (0,007)
R quadrado	0,977	0,977	0,977	0,976	0,976	0,978
R quadrado ajustado	0,976	0,975	0,975	0,974	0,974	0,975
Erro padrão da regressão	0,451	0,453	0,453	0,467	0,470	0,457
Soma quadrados resíduos	13,618	13,538	13,564	14,626	14,557	13,395
AIC	1,323	1,345	1,347	1,394	1,417	1,389
Critério Schwarz	1,512	1,564	1,566	1,583	1,637	1,671
Jarque Bera	232,999	254,664	250,164	107,921	116,635	302,475
Probabilidade	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Erro padrão resíduos	0,435	0,434	0,434	0,451	0,450	0,431
ARCH LM test (existe ARCH?)	sim	sim	sim	sim	sim	sim

Notas: Amostra: jan/2000 a jan/2006; erros-padrão entre parênteses

Corrigido para heterocedasticidade nos resíduos (White)

***, ** e * representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente

A estatística Q e o teste LM para autocorrelação residual não acusaram autocorrelação

Tabela F
Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil
Variável dependente: taxa Selic (t)

	1	2	3	4	5	6
Constante	1,977*** (0,506)	1,911*** (0,497)	1,603*** (0,591)	1,401** (0,657)	1,300* (0,654)	1,312** (0,615)
Selic(-1)	1,163*** (0,086)	1,165*** (0,090)	1,123*** (1,000)	1,059*** (0,115)	1,124*** (0,101)	1,094*** (0,102)
Selic(-2)	-0,300*** (0,088)	-0,299*** (0,092)	-0,240** (0,099)	-0,165 (0,121)	-0,224* (0,118)	-0,194 (0,120)
MM Pind Gap (-1)	0,072** (0,032)	0,072** (0,031)	0,087*** (0,032)	0,103** (0,039)	0,096** (0,043)	0,099** (0,042)
Desvio	0,475*** (0,060)	0,469*** (0,061)	0,456*** (0,096)	0,464*** (0,107)	0,435*** (0,098)	0,448*** (0,088)
Er_mensal_fech(-1)	0,016 (0,012)	0,013 (0,012)			0,022 (0,018)	0,013 (0,021)
Er_mensal_fech(-2)	-0,040*** (0,010)	-0,031** (0,012)				
Bov_mensal_fech (-1)		-0,007 (0,007)	-0,016* (0,009)			-0,009 (0,009)
Bov_mensal_fech (-2)		0,009 (0,005)	0,020*** (0,005)	-0,015 (0,010)		
R quadrado	0,983	0,984	0,981	0,977	0,977	0,978
R quadrado ajustado	0,982	0,982	0,979	0,976	0,976	0,976
Erro padrão da regressão	0,392	0,390	0,418	0,451	0,451	0,450
Soma quadrados resíduos	10,145	9,724	11,543	13,615	13,644	13,348
AIC	1,056	1,069	1,185	1,323	1,325	1,331
Critério Schwarz	1,276	1,351	1,405	1,511	1,513	1,550
Jarque Bera	0,248	0,837	33,115	29,718	9,382	8,893
Probabilidade	0,883	0,658	0,000	0,000	0,009	0,012
Erro padrão resíduos	0,375	0,367	0,400	0,435	0,435	0,431
ARCH LM test (existe ARCH?)	não	não	não	sim	sim	sim

Notas: Amostra: jan/2000 a jan/2006; erros-padrão entre parênteses

Corrigido para heterocedasticidade nos resíduos (White)

***, ** e * representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente

A estatística Q e o teste LM para autocorrelação residual não acusaram autocorrelação

8.5

O Teste de Linearidade

Quando um modelo de séries temporais não-linear é proposto para a análise de algum assunto, torna-se relevante analisar a seguinte questão: a especificação não-linear é superior em termos de resultados em relação ao modelo linear? É possível rejeitar a hipótese de linearidade?

O uso de um modelo TAR está diretamente relacionado a esta pergunta. Para que faça sentido utilizá-lo, é necessário que haja mais de um regime afetando o comportamento das variáveis de interesse, e que ele forneça resultados mais interessantes à análise do que aqueles advindos de um modelo linear. Testes de hipótese são ferramentas úteis para encontrar respostas a estas perguntas. Neste trabalho, o teste de linearidade segue aquele descrito por Hansen (1996).¹

O ponto de corte entre um regime e outro é determinado pelo valor estimado do limiar γ , pertencente à série temporal da variável q_t . O teste reordena todas as séries de acordo com os valores crescentes da série q_t , e não mais de forma temporal. Dessa forma, o vetor $(y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, x_{1,t}, \dots, x_{k,t})$ ordena suas linhas de acordo com os valores de q_t , isto é, os valores das variáveis dependente e independentes relacionadas temporalmente ao menor valor de q_t representam a primeira linha do vetor e assim sucessivamente.

O teste de linearidade de Hansen (1996) supõe que há apenas dois regimes. Esta hipótese aplica-se ao caso deste trabalho porque o interesse está voltado à análise de dois diferentes regimes, um representando a existência de grandes variações nos preços de ativos, geradas principalmente por crises internas ou externas que afetaram o contexto econômico brasileiro, e o outro representando períodos de calma na economia e política econômica.

Hansen (1996) testa a linearidade do modelo para um grupo de possíveis variáveis de limiar, e a variável escolhida para representar o limiar é aquela que maximiza a estatística F. A grande diferença entre o teste de Hansen (1996) e o de Tsay (1989),

¹ Os testes relacionados a este modelo foram programados em Matlab 7. Para a segunda etapa do processo não-linear, em que são estimadas as regressões após incorporar a *dummy* associada à variável de limiar, foi utilizado o programa econométrico Eviews 4.1.

quem primeiramente propôs o procedimento de reordenação das variáveis para testar linearidade, é que Hansen (1996) propôs o uso de uma teoria de distribuição assintótica para testar problemas que envolvem parâmetros de perturbação não-identificáveis sob a hipótese nula, o que torna seu teste mais formal que o proposto por Tsay (1989).

O teste se baseia na estatística F clássica. Como o teste não é padrão devido à presença de parâmetros de perturbação somente na hipótese alternativa, a inferência deve ser analisada de forma detalhada.

Em seu estudo, mostra que uma transformação baseada em uma medida de probabilidade condicional gera uma distribuição assintótica livre de parâmetros de perturbação. A transformação condicional proposta é análoga a um p-valor assintótico, com distribuição assintótica uniforme sob a hipótese nula.

Como essa transformação não pode ser diretamente calculada, é utilizada uma aproximação baseada em técnicas de simulação. Sendo assim, o método de Monte Carlo é usado para calcular a distribuição para amostras finitas.

Reescrevendo a equação (7) de outra forma, sem modificações na idéia geral, considere a equação

$$y_t = \alpha' y + \beta' x + (\theta' y + \rho' x)(I\{q_t > \gamma\}) + \varepsilon_t ,$$

onde $\alpha = (\alpha_0 \ \alpha_1 \dots \alpha_p)'$, $\theta = (\theta_0 \ \theta_1 \dots \theta_p)'$ e $y = (1 \ y_{t-1} \dots y_{t-p})'$ são vetores $(p+1) \times 1$, e $\beta = (\beta_1 \dots \beta_k)'$, $\rho = (\rho_1 \dots \rho_k)'$ e $x = (x_{1,t} \dots x_{k,t})'$ são vetores $k \times 1$. Faça $v_t(\gamma) = (\theta' \ \rho')'$ ser o vetor $m \times 1$ de parâmetros relacionados à função indicadora e $\psi_t(\gamma) = (\alpha' \ \beta' \ \theta' \ \rho')'$ o vetor $(k_1 + m) \times 1$ dos parâmetros sob a hipótese alternativa. A questão de interesse é saber se o termo associado à função indicadora é relevante na regressão, ou seja, o teste procura analisar se $v_t(\gamma) = 0$. Como Hansen (1996) reparametriza o vetor $v_t(\gamma)$ de forma que $v_t(\gamma) = \frac{c}{\sqrt{n}}$, a hipótese nula transforma-se em $c = 0$ contra a alternativa $c \neq 0$. O teste torna-se não-padrão porque o valor γ , por não entrar na regressão sob H_0 , não é identificável sob a hipótese nula. Como γ é desconhecido, não é possível estimar diretamente por Mínimos Quadrados Ordinários, pois não há informação suficiente para identificar os dois regimes. Neste caso, uma estimativa para H_1 por mínimos quadrados pode ser encontrada a partir da minimização

da variância amostral $\hat{\sigma}_n^2(\gamma) = \sum_{i=1}^n \frac{\hat{\varepsilon}_i(\gamma)^2}{(n - (k_1 + m))}$, onde n representa o número de observações e $(k_1 + m)$ é o número de parâmetros a serem estimados. O valor γ escolhido é tal que $\hat{\gamma} = \arg \min \hat{\sigma}_n^2(\gamma)$, e o vetor de parâmetros estimado é função de $\hat{\gamma}$, $\hat{\psi} = \hat{\psi}(\hat{\gamma})$ e não $\hat{\psi} = \hat{\psi}(\gamma)$.

Se o valor de γ fosse conhecido, o teste de Wald a ser utilizado teria a seguinte representação:

$$T_n(\gamma) = n \hat{\psi}(\gamma)' R (R \hat{V}_n^*(\gamma) R')^{-1} R' \hat{\psi}(\gamma),$$

onde

$$\begin{aligned} R &= (0 \quad I_m)', \text{ vetor } (k_1 + m) \times 1 \\ \hat{V}_n^*(\gamma) &= M_n(\gamma, \gamma)^{-1} \hat{V}_n(\gamma) M_n(\gamma, \gamma)^{-1} \\ \hat{V}_n(\gamma) &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{s}_i(\gamma) \hat{s}_i(\gamma)' \\ \hat{s}_i(\gamma) &= x_i(\gamma) \hat{\varepsilon}_i(\gamma), \text{ em que } \hat{s}_i \text{ é a estimativa do regression score sob } H_1 \end{aligned}$$

$x_i(\gamma)$ é o vetor das variáveis explicativas da equação (8)

$\hat{\varepsilon}_i(\gamma)$ é o vetor de resíduos da regressão se γ fosse conhecido²

$$M_n(\gamma_1, \gamma_2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i(\gamma_1) x_i(\gamma_2)'.$$

Como γ não é conhecido *a priori*, não é possível encontrar um ‘ponto ótimo’ para o teste $T_n(\gamma)$, nem utilizar a distribuição qui-quadrado χ_m^2 para análise. Para contornar o problema, autores como Davies (1987) e Andrews e Ploberger (1994) testam H_0 a partir de $\sup_{\gamma \in \Gamma} T_n = \sup_{\gamma \in \Gamma} T_n(\gamma)$ e $ave T_n = \int_{\Gamma} T_n(\gamma) dW(\gamma)$, respectivamente.

Hansen (1996) generaliza estes casos específicos ao considerar a função $g(T_n) - g_n$ doravante -, $T_n = \{T_n(\gamma) : \gamma \in \Gamma\}$, contínua em relação a uma métrica uniforme, monotônica e com a propriedade de $g(Z) \rightarrow \infty$ sempre que $Z(\gamma) \rightarrow \infty, \gamma \in \Gamma$.

Hansen (1996) propõe modificações no teste $T_n(\gamma)$ de forma que, sob determinadas hipóteses, $T_n \rightarrow T^c$ e $g_n \rightarrow g^c = g(T^c)$, onde

$$T^c(\gamma) = (\bar{S}(\gamma)' + c' \bar{Q}(\gamma)') \bar{K}(\gamma, \gamma)^{-1} (\bar{S}(\gamma) + \bar{Q}(\gamma) c),$$

sendo que

² Defina $\tilde{s}_i(\gamma) = x_i(\gamma) \tilde{\varepsilon}_i(\gamma)$ como a estimativa do regression score sob H_0 ; tal termo será utilizado em análises subseqüentes.

$\bar{Q}(\gamma) = R'M(\gamma, \gamma)^{-1}M(\gamma, \gamma_0)R$, sendo γ_0 o verdadeiro valor de γ quando $c \neq 0$;

$$M(\gamma_1, \gamma_2) = E(x_t(\gamma_1)x_t(\gamma_2)'); \quad \gamma_1, \gamma_2 \in \Gamma;$$

$$\bar{K}(\gamma_1, \gamma_2) = R'M(\gamma_1, \gamma_1)^{-1}K(\gamma_1, \gamma_2)M(\gamma_2, \gamma_2)^{-1}R;$$

$$\bar{S}(\gamma) = R'M(\gamma, \gamma)^{-1}S(\gamma);$$

$S_n(\gamma) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^n s_t(\gamma)$, com $S(\gamma)$ sendo um processo Gaussiano de média zero com núcleo de variância

$$K(\gamma_1, \gamma_2) = E(s_t(\gamma_1)s_t(\gamma_2)').$$

Sendo assim, a distribuição assintótica de T_n sob a hipótese nula é $T^0(\gamma) = \bar{S}(\gamma)' \bar{K}(\gamma, \gamma)^{-1} \bar{S}(\gamma)$, com distribuição marginal qui-quadrado para cada $\gamma \in \Gamma$. Como a estatística deste teste está associada a uma distribuição que varia de acordo com o valor γ , os valores críticos padrão não podem ser utilizados.

A Transformação Condicional de Hansen (1996)

Para calcular o teste de linearidade, Hansen (1996) utiliza uma transformação do p-valor baseada em uma teoria de distribuição assintótica, uma vez que a distribuição varia de acordo com o valor de γ .

Hansen (1996) considera a função de distribuição de $g^0 = g(T^0)$ como $F^0(.)$ e faz $p_n = 1 - F^0(g_n)$, sendo p_n o 'p-valor assintótico'. Dado que F^0 é monotônica e contínua, testes associados a g_n e p_n são equivalentes. Sob hipóteses do modelo, tem-se que $p_n \rightarrow p^c$ e $p^c = 1 - F^0(g^c)$. Sob hipótese nula, $p^0 \sim U[0,1]$ e, portanto, a distribuição nula assintótica é livre de parâmetros de perturbação. Se $p_n \leq \alpha$, rejeita-se H_0 .

De forma geral, a convergência uniforme não se sustenta fora da hipótese nula. Sendo assim, a função assintótica de poder do teste torna-se

$$\pi_\alpha(c) = \lim_{n \rightarrow \infty} P\{p_n \leq \alpha | c\} = P\{F^0(g^c) \geq 1 - \alpha | c\}.$$

Sejam $\hat{K}_n(\gamma_1, \gamma_2) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{s}_t(\gamma_1)\hat{s}_t(\gamma_2)'$ e $\tilde{K}_n(\gamma_1, \gamma_2) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \tilde{s}_t(\gamma_1)\tilde{s}_t(\gamma_2)'$ duas

estimações para o núcleo de covariância $K_n(\gamma_1, \gamma_2)$ sob H_1 e H_0 , respectivamente.

Seja $\hat{s}_n$ o processo condicional Gaussiano de média zero com núcleo de covariância $\hat{K}_n(.,.)$, $\hat{g}_n = g(\hat{T}_n)$ e $\hat{T}_n$ o processo qui-quadrado com núcleo de covariância $R' M_n(\gamma_1, \gamma_1)^{-1} \hat{K}_n(\gamma_1, \gamma_2) M_n(\gamma_2, \gamma_2)^{-1} R$. Sendo $\hat{F}_n$ a função de distribuição condicional de $\hat{g}_n$, tem-se $\hat{p}_n = 1 - \hat{F}_n(g_n)$. De maneira análoga, seja $\tilde{S}_n$ o processo condicional Gaussiano de média zero com covariance kernel $\tilde{K}_n(.,.)$, $\tilde{T}_n$, $\tilde{g}_n$, $\tilde{F}_n$ e $\tilde{p}_n$. Hansen (1996) mostra que $\hat{p}_n$ e $\tilde{p}_n$ são assintoticamente equivalentes a p_n e, portanto, podem ser utilizados na análise.

Como as funções de distribuição condicional $\hat{F}_n(.)$ e $\tilde{F}_n(.)$ não são diretamente observáveis, as variáveis $\hat{p}_n$ e $\tilde{p}_n$ também não o são. Nesse caso, técnicas de simulação são utilizadas para encontrar valores aproximados para $\hat{F}_n(.)$ e $\tilde{F}_n(.)$. Para tal, são geradas variáveis $\{v_{ij}\}_{i=1}^n$ iid, $N(0,1)$, e multiplicadas a $\hat{S}_n(\gamma)$ de forma que $S_n^j(\gamma) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n \hat{s}_i(\gamma) v_{ij}$. Este termo é utilizado em $T_n^j(\gamma) = S_n^j(\gamma)' M_n(\gamma, \gamma)^{-1} R(R' \hat{V}_n^*(\gamma) R)^{-1} R' M_n(\gamma, \gamma)^{-1} S_n^j(\gamma)$. Fazendo $g_n^j = g(T_n^j)$, surge, então, uma amostra $(g_n^1, \dots, g_n^J)$ de J observações da distribuição $\hat{F}_n(.)$.³

De acordo com Hansen (1996), $\hat{p}_n^J \xrightarrow{p} 1 - \hat{F}_n(g_n) = \hat{p}_n$ quando $J \rightarrow \infty$ e, portanto, pode-se escolher J suficientemente grande de forma a permitir o uso de $\hat{p}_n$ no teste. Como J=1000 gera um erro-padrão de apenas 0,007, este número costuma ser usado na literatura e será usado nas simulações dos testes da seção 5.2.1.

³ De maneira análoga, $\tilde{p}_n^J$ pode ser calculado a partir dos mesmos passos.

8.6

Resultados dos Testes de Linearidade

A tabela abaixo apresenta os resultados do teste de linearidade baseado em Hansen (1996) para algumas variáveis candidatas a variável de limiar. O cálculo de variação entre duas reuniões do Copom utiliza as médias dos valores diários registrados entre duas reuniões.

Resultados do teste de Hansen – Coluna (1) da tabela 1

Candidata	Estatística F	P-valores
1. Média do índice VIX diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	64,25	0
2. Média do índice Embi 'Países Emergentes' diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	58,90	0
3. Média do índice diário do S&P500 entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	53,49	0
4. Média da Taxa de Câmbio Diária entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	50,94	0,001
5. Média do índice Embi+ Brasil diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	44,56	0,002
6. Variação da Taxa de Câmbio Acumulada entre as Reuniões do Copom em (t-2) e t	40,85	0,005
7. Variação do índice Embi+ Brasil entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	37,45	0,012
8. Variação do índice Bovespa Acumulada entre as Reuniões do Copom em (t-2) e t	25,09	0,128
9. Variação do índice S&P500 entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	24,47	0,118
10. Variação do VIX entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	22,61	0,182

Estimações para a Variável de Limiar – Coluna (1) da tabela 1

Candidata	Valor de Limiar	Nº observações para o período de crise	Proporção em relação ao nº total de observações
1. Média do índice VIX diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	22,92	25	34,2%
2. Média do índice Embi 'Países Emergentes' diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	728,76	28	38,4%
3. Média do índice diário do S&P500 entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	958,01	11	15,1%
4. Média da Taxa de Câmbio Diária entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	3,25	7	9,6%
5. Média do índice Embi+ Brasil diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	1181,50	8	11%

Resultados do teste de Hansen – Coluna (2) da tabela 1

Candidata	Estatística F	P-valores
1. Média do índice VIX diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	72,90	0
2. Média do índice diário do S&P500 entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	71,60	0
3. Média da Taxa de Câmbio Diária entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	70,33	0
4. Média do índice Embi 'Países Emergentes' diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	69,71	00
5. Média do índice Embi+ Brasil diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	62,83	0
6. Variação da Taxa de Câmbio Acumulada entre as Reuniões do Copom em (t-2) e t	54,16	0,004
7. Variação do índice Embi+ Brasil entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	49,62	0,006
8. Variação do VIX entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	31,11	0,149
9. Variação do índice S&P500 entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	30,67	0,174
10. Variação do índice Bovespa Acumulada entre as Reuniões do Copom em (t-2) e t	26,81	0,299

Estimações para a Variável de Limiar – Coluna (2) da tabela 1

Candidata	Valor de Limiar	Nº observações para o período de crise	Proporção em relação ao nº total de observações
1. Média do índice VIX diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	22,92	25	34,2%
2. Média do índice diário do S&P500 entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	974,35	12	16,4%
3. Média da Taxa de Câmbio Diária entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	3,04	11	15,1%
4. Média do índice Embi 'Países Emergentes' diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	728,76	28	38,4%
5. Média do índice Embi+ Brasil diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	1181,50	8	11%

8.7

Hiato do Produto em Logaritmo Natural (2)

Utilizando logaritmo natural na *proxy* para o hiato do produto, de forma que $\bar{y}_{t-1} = \ln(\text{índice}_{t-1}) - \ln(\text{índice}_{t-1} \text{após } H - P)$, tem-se os seguintes resultados para as colunas (1) e (2) da tabela 4, respectivamente:

$$i_t = (1,292 + 1,360 i_{t-1} - 0,453 i_{t-2} + 9,160 \bar{y}_{t-1} + 0,358 D_{j,t})(VIX \leq 22,916) + (2,067 + 0,859 i_{t-1} + 3,589 \bar{y}_{t-1} + 0,599 D_{j,t} + 0,060 \Delta er_{t-1} - 0,089 \Delta er_{t-2})(VIX > 22,916) + \varepsilon_t,$$

(0,54) (0,10) (0,09) (4,02) (0,10) (0,66) (0,04) (4,01) (0,06) (0,01) (0,01)

e

$$i_t = (1,292 + 1,360 i_{t-1} - 0,453 i_{t-2} + 9,160 \bar{y}_{t-1} + 0,358 D_{j,t})(VIX \leq 22,916) + (1,812 + 0,874 i_{t-1} + 3,983 \bar{y}_{t-1} + 0,569 D_{j,t} + 0,079 \Delta er_{t-1} - 0,091 \Delta er_{t-2} + 0,013 \Delta bov_{t-1} - 0,002 \Delta bov_{t-2})(VIX > 22,916) + \varepsilon_t,$$

(0,54) (0,10) (0,09) (4,05) (0,10) (0,73) (0,04) (4,06) (0,07) (0,02) (0,02) (0,01) (0,01)