

4

O Modelo Linear

Este capítulo analisa empiricamente o uso do modelo linear para explicar o comportamento da política monetária brasileira. A intenção deste e do próximo capítulos é verificar se variações em preços de ativos estão associadas a decisões da política monetária brasileira. Os dados utilizados para analisar esta questão são as variações na taxa de câmbio nominal R\$/US\$ e variações no índice da Bovespa.

A estimação da função de reação do Banco Central do Brasil será calculada a partir da fórmula descrita em (3). O método econométrico utilizado será o de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e serão analisadas as relações existentes entre as variáveis explicativas e a taxa Selic. As variáveis explicativas foram defasadas e o cálculo do desvio da inflação utilizou dados de expectativas registrados nas vésperas das reuniões Copom para evitar a presença de endogeneidade e o problema de simultaneidade.¹

4.1

A Estimação do Modelo Linear

O modelo linear estimado nesta seção é a Regra de Taylor modificada, que incorpora uma análise *forward-looking* para a inflação, permite suavização da taxa de juros e inclui variáveis referentes a variações em preços de ativos (taxa de câmbio nominal e índice Bovespa). A função de reação, já representada na equação (3) segue a estrutura:

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 \bar{Y}_{t-1} + \alpha_3 D_{j,t} + \alpha_4 \Delta er_{d-1} + \alpha_5 \Delta bov_{d-1} + \varepsilon_t, \quad (3')$$

onde i_t é a taxa Selic estipulada pelo Copom, $\bar{Y}_{t-1}$ é o hiato do produto no mês anterior, $D_{i,j}$ é o desvio esperado da inflação em relação à meta, Δer_{d-1} é a taxa de variação do

¹ Foi utilizado o programa Eviews 4.1 para rodar as regressões.

câmbio nominal R\$/US\$, e Δbo_{d-1} é a taxa de variação do índice Bovespa. Maiores detalhes sobre estas variáveis encontram-se no capítulo 3. A estrutura acima demonstrada incorpora as variáveis que serão analisadas nas estimações, sendo que as regressões não necessariamente utilizarão todas as variáveis para serem estimadas.

4.2

A Escolha do Uso do Método de Mínimos Quadrados Ordinários

4.2.1

Testando a Endogeneidade: O Teste de Hausman

Para testar possível endogeneidade relacionada às variáveis ‘taxa de câmbio’ e ‘índice Bovespa’, foi utilizado o teste de Hausman. Para tal, foi feita a comparação entre os parâmetros advindos das equações estimadas por MQO e aqueles resultantes de estimações utilizando variáveis instrumentais.

Tabela 1
Teste de Hausman

X: vetor de variáveis explicativas; Z: vetor de variáveis instrumentais

Composição dos Vetores para Realização do Teste	Resultado do Teste Ho: não há endogeneidade
1. $X = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta er_{d-1}, \Delta er_{d-2}]$ $Z = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta embi_{d-1}, \Delta embi_{d-2}]$	Teste = 2.55 Prob>chi2 = 0,9231 Conclusão: não é possível rejeitar Ho.
2. $X = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta er_{d-1}, \Delta er_{d-2}, \Delta bo_{d-1}, \Delta bo_{d-2}]$ $Z = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta embi_{d-1}, \Delta embi_{d-2}, \Delta vix_{d-1}, \Delta vix_{d-2}]$	Teste = 0.99 Prob>chi2 = 0,9995 Conclusão: não é possível rejeitar Ho.
3. $X = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta bo_{d-1}, \Delta bo_{d-2}]$ $Z = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta vix_{d-1}, \Delta vix_{d-2}]$	Teste = 0.37 Prob>chi2 = 0,9998 Conclusão: não é possível rejeitar Ho.
4. $X = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta bo_{d-1}]$ $Z = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta vix_{d-1}]$	Teste = 0.01 Prob>chi2 = 1,00 Conclusão: não é possível rejeitar Ho.
5. $X = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta er_{d-1}]$ $Z = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta embi_{d-1}]$	Teste = 0.77 Prob>chi2 = 0,9929 Conclusão: não é possível rejeitar Ho.
6. $X = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta er_{d-1}, \Delta bo_{d-1}]$ $Z = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta embi_{d-1}, \Delta vix_{d-1}]$	Teste = 0.21 Prob>chi2 = 1,00 Conclusão: não é possível rejeitar Ho.

As variáveis instrumentais escolhidas foram ‘variação do Embi+ Brasil’ e ‘variação do índice VIX’ para substituírem ‘variação da taxa de câmbio’ e ‘variação no índice Bovespa’, respectivamente. Os requisitos necessários para tornar tais variáveis bons instrumentos foram cumpridos e são apresentados na próxima subseção.

Os resultados do teste de Hausman² encontram-se na tabela 1. Em todos os casos apresentados, não foi possível rejeitar a hipótese nula de ausência de endogeneidade.

4.2.2

As Variáveis Instrumentais Escolhidas

Para que a variável instrumental escolhida seja adequada, é necessário que ela seja correlacionada com a variável explicativa da qual ela será instrumento. As variáveis $\Delta embi$ e Δvix atendem a esta exigência.

Os resultados que mostram que a correlação entre a variável explicativa e seu instrumento é estatisticamente significativa estão apresentados na tabela 2. Outra exigência é que a variável instrumental não seja correlacionada com o termo de erro. Este requisito também foi atendido e os resultados estão na tabela 3, os quais mostram que as variáveis instrumentais $\Delta embi$ e Δvix não se correlacionam com os termos de erro das três regressões especificadas na tabela.

Tabela 2
Correlação entre a Variável Explicativa e a Variável Instrumental

1. Analisando a correlação entre a variável explicativa Δer_{d-1} e a variável instrumental $\Delta embi_{d-1}$:					
$\Delta er_{d-1} = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_6 i_{t-2} + \beta_2 \bar{Y}_{t-1} + \beta_3 D_{j,t} + \beta_4 \Delta embi_{d-1} + \beta_5 \Delta embi_{d-2} + \beta_6 \Delta vix_{d-1} + \beta_7 \Delta vix_{d-2} + \varepsilon_t$					
	Coefficiente	Probabilidade		Coefficiente	Probabilidade
β_4	0.236	0.000	β_6	0.239	0.520
β_5	0.057	0.133	β_7	-0.019	0.594
2. Analisando a correlação entre a variável explicativa Δer_{d-2} e a variável instrumental $\Delta embi_{d-2}$:					
$\Delta er_{d-2} = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_6 i_{t-2} + \beta_2 \bar{Y}_{t-1} + \beta_3 D_{j,t} + \beta_4 \Delta embi_{d-1} + \beta_5 \Delta embi_{d-2} + \beta_6 \Delta vix_{d-1} + \beta_7 \Delta vix_{d-2} + \varepsilon_t$					
	Coefficiente	Probabilidade		Coefficiente	Probabilidade
β_4	-0.040	0.264	β_6	0.016	0.650
β_5	0.250	0.000	β_7	0.034	0.313
3. Analisando a correlação entre a variável explicativa Δbov_{d-1} e a variável instrumental Δvix_{d-1} :					
$\Delta bov_{d-1} = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_6 i_{t-2} + \beta_2 \bar{Y}_{t-1} + \beta_3 D_{j,t} + \beta_4 \Delta embi_{d-1} + \beta_5 \Delta embi_{d-2} + \beta_6 \Delta vix_{d-1} + \beta_7 \Delta vix_{d-2} + \varepsilon_t$					
	Coefficiente	Probabilidade		Coefficiente	Probabilidade
β_4	-0.404	0.000	β_6	-0.143	0.023
β_5	0.046	0.469	β_7	-0.048	0.421

² Foi utilizado o programa Stata 7 para fazer este teste.

4. Analisando a correlação entre a variável explicativa Δbov_{d-2} e a variável instrumental Δvix_{d-2} :

$$\Delta bov_{d-2} = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_6 i_{t-2} + \beta_2 \bar{Y}_{t-1} + \beta_3 D_{j,t} + \beta_4 \Delta embi_{d-1} + \beta_5 \Delta embi_{d-2} + \beta_6 \Delta vix_{d-1} + \beta_7 \Delta vix_{d-2} + \varepsilon_t$$

	Coefficiente	Probabilidade		Coefficiente	Probabilidade
β_4	-0.028	0.665	β_6	0.076	0.229
β_5	-0.429	0.000	β_7	-0.155	0.014

Tabela 3
Correlação entre Erro e Variável Instrumental

1. Termo de erro advindo da regressão $i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_6 i_{t-2} + \alpha_2 \bar{Y}_{t-1} + \alpha_3 D_{j,t} + \alpha_4 \Delta er_{d-1} + \alpha_5 \Delta er_{d-2} + \varepsilon_t$ Analisando a correlação entre o erro e a variável instrumental $\Delta embi$: $\varepsilon_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_6 i_{t-2} + \beta_2 \bar{Y}_{t-1} + \beta_3 D_{j,t} + \beta_4 \Delta embi_{d-1} + \beta_5 \Delta embi_{d-2} + u_t$ <table border="1"> <thead> <tr> <th></th><th>Coefficiente</th><th>Probabilidade</th><th></th><th>Coefficiente</th><th>Probabilidade</th></tr> </thead> <tbody> <tr> <td>β_0</td><td>0.119</td><td>0.8177</td><td>β_3</td><td>0.003</td><td>0.9496</td></tr> <tr> <td>β_1</td><td>0.011</td><td>0.8948</td><td>β_4</td><td>0.003</td><td>0.5344</td></tr> <tr> <td>β_6</td><td>-0.017</td><td>0.8400</td><td>β_5</td><td>-0.005</td><td>0.2921</td></tr> <tr> <td>β_2</td><td>-0.008</td><td>0.8281</td><td></td><td></td><td></td></tr> </tbody> </table>							Coefficiente	Probabilidade		Coefficiente	Probabilidade	β_0	0.119	0.8177	β_3	0.003	0.9496	β_1	0.011	0.8948	β_4	0.003	0.5344	β_6	-0.017	0.8400	β_5	-0.005	0.2921	β_2	-0.008	0.8281									
	Coefficiente	Probabilidade		Coefficiente	Probabilidade																																				
β_0	0.119	0.8177	β_3	0.003	0.9496																																				
β_1	0.011	0.8948	β_4	0.003	0.5344																																				
β_6	-0.017	0.8400	β_5	-0.005	0.2921																																				
β_2	-0.008	0.8281																																							
2. Termo de erro advindo da regressão $i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_6 i_{t-2} + \alpha_2 \bar{Y}_{t-1} + \alpha_3 D_{j,t} + \alpha_4 \Delta er_{d-1} + \alpha_5 \Delta er_{d-2} + \alpha_6 \Delta bov_{d-1} + \alpha_7 \Delta bov_{d-1} + \varepsilon_t$ Analisando a correlação entre o erro e as variáveis instrumentais $\Delta embi$ e Δvix : $\varepsilon_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_6 i_{t-2} + \beta_2 \bar{Y}_{t-1} + \beta_3 D_{j,t} + \beta_4 \Delta embi_{d-1} + \beta_5 \Delta embi_{d-2} + \beta_6 \Delta vix_{d-1} + \beta_7 \Delta vix_{d-2} + u_t$ <table border="1"> <thead> <tr> <th></th><th>Coefficiente</th><th>Probabilidade</th><th></th><th>Coefficiente</th><th>Probabilidade</th></tr> </thead> <tbody> <tr> <td>β_0</td><td>0.077</td><td>0.8853</td><td>β_4</td><td>0.002</td><td>0.6874</td></tr> <tr> <td>β_1</td><td>0.007</td><td>0.9359</td><td>β_5</td><td>-0.005</td><td>0.3163</td></tr> <tr> <td>β_6</td><td>-0.011</td><td>0.9010</td><td>β_6</td><td>-0.002</td><td>0.7679</td></tr> <tr> <td>β_2</td><td>-0.004</td><td>0.9207</td><td>β_7</td><td>0.004</td><td>0.4330</td></tr> <tr> <td>β_3</td><td>0.002</td><td>0.9734</td><td></td><td></td><td></td></tr> </tbody> </table>							Coefficiente	Probabilidade		Coefficiente	Probabilidade	β_0	0.077	0.8853	β_4	0.002	0.6874	β_1	0.007	0.9359	β_5	-0.005	0.3163	β_6	-0.011	0.9010	β_6	-0.002	0.7679	β_2	-0.004	0.9207	β_7	0.004	0.4330	β_3	0.002	0.9734			
	Coefficiente	Probabilidade		Coefficiente	Probabilidade																																				
β_0	0.077	0.8853	β_4	0.002	0.6874																																				
β_1	0.007	0.9359	β_5	-0.005	0.3163																																				
β_6	-0.011	0.9010	β_6	-0.002	0.7679																																				
β_2	-0.004	0.9207	β_7	0.004	0.4330																																				
β_3	0.002	0.9734																																							
3. Termo de erro advindo da regressão $i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_6 i_{t-2} + \alpha_2 \bar{Y}_{t-1} + \alpha_3 D_{j,t} + \alpha_6 \Delta bov_{d-1} + \alpha_7 \Delta bov_{d-1} + \varepsilon_t$ Analisando a correlação entre o erro e as variáveis instrumentais Δvix : $\varepsilon_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_6 i_{t-2} + \beta_2 \bar{Y}_{t-1} + \beta_3 D_{j,t} + \beta_6 \Delta vix_{d-1} + \beta_7 \Delta vix_{d-2} + u_t$ <table border="1"> <thead> <tr> <th></th><th>Coefficiente</th><th>Probabilidade</th><th></th><th>Coefficiente</th><th>Probabilidade</th></tr> </thead> <tbody> <tr> <td>β_0</td><td>0.022</td><td>0.9667</td><td>β_3</td><td>-0.002</td><td>0.9706</td></tr> <tr> <td>β_1</td><td>0.002</td><td>0.9866</td><td>β_6</td><td>-0.001</td><td>0.8173</td></tr> <tr> <td>β_6</td><td>-0.003</td><td>0.9777</td><td>β_7</td><td>-0.001</td><td>0.7364</td></tr> <tr> <td>β_2</td><td>-0.001</td><td>0.9900</td><td></td><td></td><td></td></tr> </tbody> </table>							Coefficiente	Probabilidade		Coefficiente	Probabilidade	β_0	0.022	0.9667	β_3	-0.002	0.9706	β_1	0.002	0.9866	β_6	-0.001	0.8173	β_6	-0.003	0.9777	β_7	-0.001	0.7364	β_2	-0.001	0.9900									
	Coefficiente	Probabilidade		Coefficiente	Probabilidade																																				
β_0	0.022	0.9667	β_3	-0.002	0.9706																																				
β_1	0.002	0.9866	β_6	-0.001	0.8173																																				
β_6	-0.003	0.9777	β_7	-0.001	0.7364																																				
β_2	-0.001	0.9900																																							

A terceira exigência é que o instrumento deve relacionar com a variável endógena apenas através da variável explicativa, não diretamente. Esse teste, entretanto, não pôde ser conclusivo devido à alta multicolinearidade existente nas regressões testadas.³

³ O Stata 7 elimina aleatoriamente as variáveis que estão gerando a multicolinearidade, impedindo que seja feita a análise dos coeficientes de interesse. O Eviews não gera os resultados, pois informa a possível existência de matriz singular.

4.3

Os Resultados

O resultado das estimações da função de reação encontra-se na tabela 4. O teste LM (Multiplicador de Lagrange) para autocorrelação residual rejeitou a hipótese de autocorrelação para 1, 2, 4 e 12 defasagens em todos os casos.⁴ O correlograma dos resíduos com as 32 primeiras defasagens corrobora o teste LM. O teste ADF (Dickey-Fuller Aumentado) rejeitou a hipótese de raiz unitária nos resíduos.⁵ As estimações utilizaram matriz de covariância e desvios-padrão corrigidos para heterocedasticidade nos resíduos, uma vez que o teste de White acusou a necessidade desta correção.

Tabela 4
Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil
Variável dependente: taxa Selic (t)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Constante	1,992*** (0,461)	1,937*** (0,456)	1,617** (0,614)	1,179* (0,634)	1,509** (0,737)	1,402** (0,678)	1,292** (0,642)	1,327** (0,603)
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)	0,074** (0,030)	0,074** (0,032)	0,091** (0,035)	0,146*** (0,037)	0,100** (0,043)	0,102** (0,040)	0,097** (0,044)	0,100** (0,044)
Desvio	0,504*** (0,070)	0,499*** (0,066)	0,480*** (0,107)	0,510*** (0,114)	0,457*** (0,122)	0,467*** (0,117)	0,440*** (0,103)	0,455*** (0,094)
Er_copom(-1)	0,042* (0,023)	0,039 (0,031)					0,023 (0,026)	0,011 (0,035)
Er_copom(-2)	-0,062*** (0,016)	-0,051** (0,021)						
Bov_copom (-1)		-0,004 (0,009)	-0,020** (0,010)			-0,014 (0,009)		-0,010 (0,011)
Bov_copom(-2)		0,008 (0,008)	0,022*** (0,006)					
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 (73 observações); erros-padrão entre parênteses; corrigido para heterocedasticidade nos resíduos (White); a estatística Q e o teste LM para autocorrelação residual não acusaram autocorrelação nas estimações acima

***, ** 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?

⁴ A análise para estas quatro defasagens não acusa autocorrelação nos resíduos; este resultado não implica que há autocorrelação nas outras defasagens que não foram citadas neste estudo.

⁵ O teste ADF para as outras variáveis utilizadas nas regressões encontram-se no apêndice 8.2.

O modelo da coluna (1) da tabela 4 traz os resultados da regressão que inclui taxa Selic e taxas de variação do câmbio defasadas um e dois períodos. A inclusão destas variáveis resultou em queda da soma dos quadrados dos resíduos e dos critérios de informação de Akaike e Schwarz em comparação com as outras estimações ilustradas na tabela 1. O modelo da coluna (2) inclui também taxas de variação do índice Bovespa defasadas um e dois períodos. Os resultados são inferiores àqueles encontrados no modelo (1), mas melhores que os do modelo (5), onde nenhum tipo de preço de ativo é incluído na estimação. O modelo (5) foi incluída para apresentar os resultados da estimação da função de reação mais comumente utilizada, que considera apenas preços e produto como variáveis explicativas e permite uma suavização na trajetória da taxa de juros.

Todos os coeficientes, com exceção dos relativos a câmbio e Bovespa em determinadas estimações, são estatisticamente diferentes de zero a 1% ou 5% de significância (exceção para a variável Selic defasada dois períodos) e apresentam os sinais esperados. O alto valor do R^2 está associado ao alto grau de inércia da taxa Selic, que é muito explicada pelo seu valor no período anterior. No entanto, o teste ADF (Dickey-Fuller Aumentado) rejeitou a hipótese de raiz unitária na série da taxa Selic, o que indica que a inércia não é infinita.

As duas primeiras colunas apresentaram os melhores resultados econométricos. O modelo da coluna (1) traz a inclusão de apenas a variação na taxa de câmbio representando a inclusão de preços de ativos na função de reação, enquanto o modelo da coluna (2) inclui tanto a taxa de câmbio quanto o índice Bovespa.⁶ As colunas estão organizadas em ordem crescente dos valores do critério de Schwarz, uma vez que este teste penaliza mais fortemente a inclusão de parâmetros irrelevantes do que o critério de Akaike. Dado que o modelo (1) apresentou os resultados econométricos mais satisfatórios e o modelo (2) inclui todas as variáveis de interesse deste trabalho, elas serão utilizadas no próximo capítulo como base para uma análise mais profunda da função de reação brasileira.

Em algumas estimações, os coeficientes associados às variações no câmbio nominal e na Bovespa mostraram-se significativos. Nos modelos das colunas (1) e (2) o sinal associado ao coeficiente de variação da taxa de câmbio mostrou-se negativo,

⁶ 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. No apêndice 8.3 está apresentado o resultado da estimação com hiato do produto após transformação com logaritmo natural, 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.

enquanto na coluna (3) o sinal do coeficiente de variação do índice Bovespa mostrou-se positivo. O coeficiente negativo associado ao câmbio é contra-intuitivo, uma vez que informa que desvalorizações no câmbio nominal induzem a quedas na taxa Selic. Este resultado pode estar associado a uma má especificação do modelo, havendo, portanto, espaço para uma análise mais detalhada da função de reação.

O gráfico 1 mostra o ajuste da regressão da coluna (1) aos valores observados da taxa Selic, além dos resíduos da regressão, enquanto o gráfico 2 mostra o ajuste da regressão da coluna (2) aos valores observados da taxa Selic e os resíduos da regressão. Estes gráficos permitem observar que, apesar de haver um bom ajuste da regressão aos dados em grande parte do período analisado, há variações consideráveis no gráfico dos resíduos, uma vez que há períodos que as séries de resíduos superam 1 ponto.

Gráfico 1
Resultados da coluna (1), tab. 1

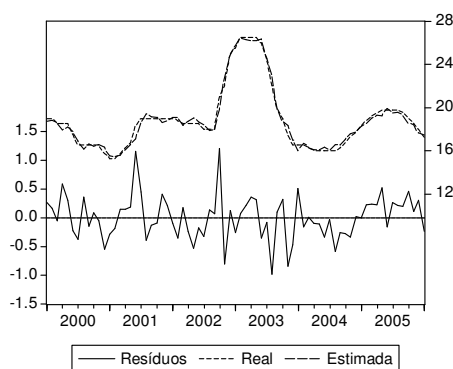
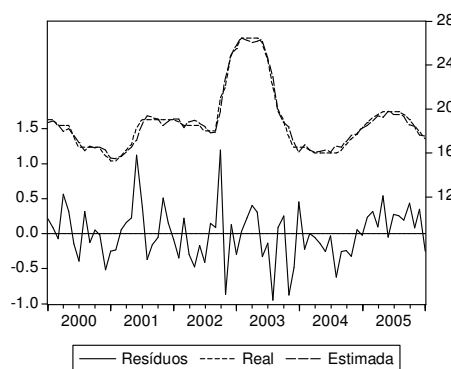


Gráfico 2
Resultados da coluna (2), tab. 1



Essas oscilações no gráfico dos resíduos podem ser evidências a favor de uma função de reação não-linear que capte mudanças no comportamento da taxa Selic quando em contexto de crises e fora delas. Existe uma possibilidade de haver dois regimes que determinem o comportamento da política monetária no Brasil, e o modelo não-linear de mudança de regime pode testar esta hipótese. Neste trabalho, será usado o teste de linearidade de Hansen (1996). Se o teste não acusar a presença de dois comportamentos distintos da política monetária, então não terão sido encontrados indícios da presença de não-linearidade. Neste caso, não haverá vantagens em utilizar um modelo não-linear, e a função de reação estimada acima poderá ser considerada adequada ao caso brasileiro.

Outro resultado a ser analisado é a estatística associada à normalidade dos resíduos. As estimações apresentadas na tabela 4 rejeitaram a hipótese nula de

normalidade dos resíduos analisada a partir do teste Jarque-Bera ao nível de 5% de significância.

4.4

Alternativas para as Variáveis Explicativas

Além do resultado obtido acima, que utilizou como variáveis explicativas aquelas especificadas no capítulo 3 deste trabalho, outras estimações foram feitas com diferentes séries para representar as variáveis exógenas. Estimando a função de reação com pequenas variações nas séries de taxa de variação de câmbio, taxa de variação do índice Bovespa e hiato do produto, percebe-se que não há diferenças significativas nos resultados finais, fortalecendo os resultados encontrados na tabela 4.

Para calcular a taxa de variação do câmbio e do índice Bovespa, foram testadas séries utilizando média mensal e valor de fechamento do mês. As estimações geraram mudanças na significância das taxas de câmbio e Bovespa em algumas situações, sem interferir nos resultados associados às outras variáveis.

Em relação ao hiato do produto, outras medidas foram testadas para avaliar qual a melhor *proxy* para o nível de atividade mensal. Uma delas, muito utilizada em trabalhos empíricos sobre o Brasil, é a diferença entre a série de produção física industrial dessazonalizada pelo IBGE e esta mesma série após filtro H-P (resíduo do filtro H-P). Outra medida utiliza a produção física industrial (IBGE) sem ajuste sazonal; o hiato é o resíduo da regressão desta série numa tendência linear e onze variáveis binárias, que representam os doze meses do ano.

A utilização da série de produção física industrial como *proxy* do PIB é bastante comum uma vez que este dado é o mais volátil dentre os que compõem o valor trimestral do PIB brasileiro sob a ótica da oferta. Sendo assim, supõe-se que oscilações na produção física industrial geram oscilações no PIB. No entanto, esta *proxy* capta valores muito mais voláteis do que aqueles realmente registrados na série do PIB trimestral, o que impede que seja ideal para representar o nível de atividade econômica mensal. As regressões estimadas que utilizaram qualquer uma destas opções de *proxy* geraram resultados semelhantes àqueles da tabela 4. A grande diferença ocorreu no coeficiente associado ao nível de atividade, que perdeu significância estatística em

alguns casos (tabelas (B) e (C) do apêndice 8.4), sem interferir nos coeficientes e significância das outras variáveis.

Outra medida alternativa para nível de atividade utilizou o PIB trimestral interpolado linearmente para gerar uma série mensal. O hiato foi encontrado pela diferença entre a série e ela mesma após filtro H-P. Além dessa, outra medida também utilizou o PIB trimestral interpolado, sendo que uma média móvel trimestral foi feita logo em seguida, para ilustrar melhor o comportamento de tendência e não apenas o resultado marginal da série. Nesses dois casos os resultados foram semelhantes àqueles da tabela 4 e mantiveram a significância do coeficiente do nível de atividade.

Os resultados encontrados utilizando as séries alternativas para câmbio, Bovespa e nível de atividade real estão expostos no apêndice 8.4. Em alguns casos, foi incorporada a série da taxa de juros Selic defasada dois períodos para corrigir problemas de autocorrelação residual. Os valores encontrados são relativamente semelhantes àqueles registrados na tabela 4 e, portanto, corroboram os resultados encontrados nesta seção.

As estimações também testaram a inclusão de variáveis como Embi+ Brasil e índice VIX,⁷ juntamente com as demais variáveis de interesse, com o intuito de controlar para crises internas e/ou externas. Como não geraram resultados estatisticamente significantes e não afetaram na significância das variáveis em análise, optou-se por não incluí-las na função de reação. Este resultado sugere presença de multicolinearidade, uma vez que os erros-padrão apresentaram aumento de magnitude e as correlações entre as variações na taxa de câmbio, no índice Bovespa, no índice VIX e no índice Embi+ Brasil são altas (acima de 0,5 em termos absolutos em todos os casos).

⁷ As séries foram obtidas no JP Morgan (Embi+Brasil) e Bloomberg (VIX).