

O Modelo Não-Linear

Como visto no capítulo anterior, há espaço para uma análise mais profunda da função de reação do Banco Central do Brasil. Autores como Clarida, Gali e Gertler (2000) e Cogley e Sargent (2001) examinam em seus trabalhos a questão de variação de parâmetros em funções de reação. Para dados brasileiros, Bueno (2005) empregou o método de mudança de regime markoviano para identificar endogenamente os diferentes regimes de política monetária, e Policano e Bueno (2006) estimam uma função de reação para o Banco Central do Brasil a partir de um modelo linear com coeficientes variantes no tempo (método *Time Varying Parameter* - TVP), pelo qual os coeficientes passam a variar período a período, com o objetivo de analisar a evolução dos parâmetros de política e, por este meio, constatar ou identificar padrões advindos de choques na economia. Salgado, Garcia e Medeiros (2005) utilizam o modelo limiar auto-regressivo (TAR) com variáveis exógenas para explicar mudanças de regime na taxa de juros brasileira para o período agosto de 1994 a dezembro de 2000.

A idéia neste capítulo é verificar se uma função não-linear, que trate o comportamento da política monetária de maneira diferenciada em períodos de crise e fora dele, se adapta melhor aos dados brasileiros. O foco deste estudo concentra-se em saber se, em períodos de crise, que gera maiores oscilações nos preços de ativos, a política monetária está relacionada a mudanças no mercado financeiro. Esta idéia está embasada na teoria exposta no capítulo 2, que diz que grandes oscilações no mercado financeiro, talvez associadas a bolhas, podem afetar as variáveis macroeconômicas relevantes para a estabilidade da economia. Neste caso, é relevante observar oscilações no lado financeiro para impedir o crescimento de bolhas e evitar conseqüências negativas para a economia.

Se a política monetária no Brasil preocupa-se com possíveis bolhas guiando o mercado financeiro, é provável que suas decisões levem em consideração a existência de oscilações aparentemente fora dos fundamentos. Se a preocupação com bolhas existir, ela será refletida na escolha do valor da taxa Selic, que sofrerá influências das oscilações do mercado financeiro. Neste caso, as variações na taxa de câmbio e no

índice Bovespa poderiam ser incluídas na função de reação quando houvesse indícios de comportamento fora dos fundamentos macroeconômicos.

Neste capítulo, o modelo TAR será utilizado como modelo não-linear. No entanto, antes de estimá-lo, é importante analisar se há indícios da presença de dois regimes distintos guiando a política monetária brasileira. O teste de linearidade de Hansen (1996) será utilizado nesta parte. Além de responder se a hipótese de linearidade deve ser rejeitada, o teste já indica a variável de limiar, escolhida dentre um grupo de candidatas.

Após a escolha da variável, será estimado o valor de limiar, cujo procedimento também é baseado em Hansen (1996). Só após estas etapas é que o modelo TAR é estimado.

5.1

O Processo TAR

Para estimar o modelo não-linear será utilizado o processo auto-regressivo limiar (TAR – *threshold autoregressive model*), proposto por Tong (1978). A idéia principal de um modelo TAR é descrever um dado processo estocástico a partir de um modelo auto-regressivo formado por um conjunto de equações, e o que determina se a equação está ativa ou não são os valores de uma variável observada, conhecida como variável de limiar. Sendo assim, os parâmetros do modelo dependem do regime no qual está a variável dependente, sendo o regime determinado quando a variável de limiar ultrapassa determinado valor, que é estimado.

De acordo com Tong (1978), e utilizando a nomenclatura de Salgado *et al.* (2005), uma série temporal y_t é definida como um processo limiar auto-regressivo com h regimes se puder ser representada por

$$y_t = \sum_{i=1}^h \left[\alpha_0^i + \sum_{j=1}^p \alpha_j^i y_{t-j} + \varepsilon_t^i \right] I_i(q_t) \quad (5)$$

onde $\varepsilon_t^i \sim NID(0, \sigma_i^2)$. Os termos $\alpha_0^i, \dots, \alpha_p^i, i=1, \dots, h$, são os coeficientes associados a cada regime. O termo $I_i(\cdot)$ representa a função indicadora definida por

$$I_i(q_t) = \begin{cases} 1, & \text{se } q_t \in \mathfrak{R}_i \\ 0, & \text{c.c.} \end{cases} \quad (6)$$

onde $\mathfrak{R}_i = (r_{i-1}, r_i]$ e $\{r_1, \dots, r_h\}$ é um subconjunto de números reais ordenado linearmente, de tal forma que $-\infty < r_1 < r_2 < \dots < r_h < \infty$.

O modelo acima descrito é formado por h equações lineares auto-regressivas de ordem p , AR(p). É o valor da variável de limiar q_t que determinará em qual equação do modelo a variável dependente estará sendo estimada. Assim como em Salgado, Garcia e Medeiros (2005), o modelo é generalizado de forma a incluir outras variáveis exógenas. Neste trabalho, portanto, será estimado o seguinte modelo:

$$y_t = \sum_{i=1}^h \left[\alpha_0^i + \sum_{j=1}^p \alpha_j^i y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j^i x_{j,t} + \varepsilon_t^i \right] I_i(q_t) \quad (7).$$

Como o modelo é composto por h equações lineares, que estarão ativas ou não dependendo da variável de limiar, as regressões para cada regime serão estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários, uma vez que elas tornam-se análogas àquela estimada para o período inteiro, no modelo linear para a Regra de Taylor.

Para que seja relevante utilizar um modelo não-linear, é necessário que haja indícios de que o modelo não-linear é superior em termos de resultados em relação ao modelo linear. Testes de hipótese são ferramentas úteis para analisar esta questão. Neste trabalho, o teste de linearidade segue aquele descrito por Hansen (1996).

5.2

O Teste de Linearidade

O teste de linearidade utilizado neste trabalho será o proposto por Hansen (1996). De acordo com este teste, cuja hipótese nula refere-se à linearidade do modelo, um grupo de candidatas à variável de limiar é testada, consecutivamente, e a série que

maximizar a probabilidade da presença de não-linearidade (maior estatística F) será a variável escolhida.¹

O conjunto de candidatas à variável de limiar escolhido neste trabalho procura englobar um grupo que reflita crises na economia brasileira, geradas tanto por fatores internos quanto externos. Se o teste de linearidade aplicado a cada candidata a limiar não acusar a necessidade de mais de um regime explicando o comportamento da função de reação do Brasil, então uma função linear parece ser indicada para o caso brasileiro. Se este for o caso, então significa que os dados não demonstram mudanças no comportamento da determinação da taxa Selic em períodos calmos ou de crises.

5.2.1

Possíveis Variáveis de Limiar

Variações na taxa de câmbio e no índice Bovespa foram consideradas opções para a variável de limiar. A explicação para estas escolhas deve-se ao fato de que, em países com metas de inflação e taxas de câmbio flexíveis como é o caso do Brasil desde 1999, crises externas ou de confiança acabam se refletindo em depreciação cambial e, também, queda na bolsa de valores.

Séries relacionadas ao EMBI+ Brasil, EMBI+ dos países emergentes e índice VIX foram outras opções testadas para representar a variável de limiar. Estas séries variam inversamente com a confiança dos investidores, aumentando durante crises. O índice S&P 500 também foi incluído como possível indicador de crises, uma vez que quedas na bolsa norte-americana afetam o índice de confiança dos agentes e, conseqüentemente, a taxa de câmbio brasileira.

Crises econômicas e/ou políticas em um determinado país normalmente geram saídas de capital – *sudden stops* – devido às incertezas associadas ao futuro econômico deste país. A decisão de alguns de retirar capitais do país sinaliza uma situação instável a outros, que seguem o comportamento dos primeiros e assim sucessivamente. Esse "comportamento de manada" pode gerar oscilações na economia além daquelas que seriam justificadas pelos fundamentos, motivo pelo qual surgiriam as preocupações associadas a oscilações na estabilidade econômica em função de bolhas.

¹ A metodologia e detalhes sobre o teste de linearidade de Hansen (1996) encontram-se no apêndice 8.5.

O teste foi feito tanto para o modelo da coluna (1) quanto para o modelo da coluna (2) da tabela 4. Sendo assim, os primeiros resultados encontrados foram gerados a partir da variável endógena e das variáveis exógenas utilizadas na estimação da função de reação linear cujos resultados estão apresentados na primeira coluna da tabela 4: taxa Selic em t (endógena); e taxa Selic em $(t-1)$ e em $(t-2)$, hiato do produto com média móvel trimestral da produção física industrial em $(t-1)$, desvio da inflação em relação à meta e variação da taxa de câmbio entre reuniões Copom em $(t-1)$ e t e entre reuniões em $(t-2)$ e $(t-1)$ (exógenas).

Quando o teste foi feito para a coluna (2), as variáveis referentes à variação do índice Bovespa entre reuniões Copom em $(t-1)$ e t e entre reuniões em $(t-2)$ e $(t-1)$ foram incluídas no grupo de variáveis exógenas.

A lista detalhada de candidatas a variável de limiar, com seus respectivos valores de estatística F e p-valor, está exposta no apêndice 8.6. A tabela 5 traz os resultados referentes às variáveis que geraram resultados mais satisfatórios (no sentido de maximizar a estatística F e, conseqüentemente, acusar a existência de dois regimes) no teste de linearidade.

Tabela 5
Resultados do Teste de Linearidade de Hansen

	Candidata	Estatística F	P-valores	Conclusão
Resultados referentes à coluna (1), tabela 4.	1. Média do índice VIX diário entre as Reuniões do Copom em $(t-1)$ e t	64,25	0	Não-linear
	2. Média do índice Embi 'Países Emergentes' diário entre as Reuniões do Copom em $(t-1)$ e t	58,90	0	Não-linear
Resultados referentes à coluna (2), tabela 4.	1. Média do índice VIX diário entre as Reuniões do Copom em $(t-1)$ e t	72,90	0	Não-linear
	2. Média do índice diário do S&P500 entre as Reuniões do Copom em $(t-1)$ e t	71,60	0	Não-linear

5.2.2

A Escolha do Valor de Limiar

Na subseção anterior, foram apresentadas as variáveis de limiar que maximizaram a probabilidade de haver dois regimes determinando a função de reação brasileira. A etapa seguinte consiste em analisar o valor de limiar de cada uma das séries que ofereceram os melhores resultados no teste de linearidade de Hansen (1996).

A segunda parte do teste utilizado neste trabalho também se baseia em Hansen (1996) e estima, a partir da série da variável de limiar já escolhida, qual o valor da série mais adequado para dividir a amostra entre os dois regimes que compõem a função de reação do Banco Central do Brasil.

A tabela 6 apresenta o valor de limiar associado a cada uma das séries que compõem a tabela 5. Como a estimação da escolha do valor de limiar não limita o número de observações mínimo que deve compor cada regime, a tabela 6 informa também quantas observações fariam parte da amostra do regime associado aos períodos de crise. A literatura costuma estipular um limite mínimo de 15% do total amostral para compor cada regime, e esta proporção também será considerada neste trabalho. Sendo assim, as séries que não atenderem a este critério, serão desconsideradas.

Tabela 6
Os Valores de Limiar

Candidata	Valor de Limiar	Nº observações para o período de crise	Proporção em relação ao nº total de observações	
Resultados referentes à coluna (1), tabela 4.	1. Média do índice VIX diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	22,9157	25	34,2%
	2. Média do índice Embi 'Países Emergentes' diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	728,7600	28	38,4%
Resultados referentes à coluna (2), tabela 4.	1. Média do índice VIX diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	22,9157	25	34,2%
	2. Média do índice diário do S&P500 entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	974,3500	12	16,4%

As variáveis da tabela 6 atenderam à restrição de um mínimo de 15% da amostra para cada regime. Os gráficos 3, 4 e 5 apresentam o comportamento destas séries.

Gráfico 3
Índice VIX : Média entre as Reuniões Copom em (t-1) e t

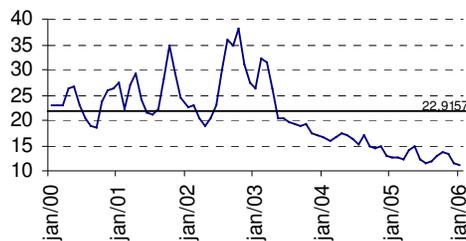


Gráfico 4
EMBI 'Países Emergentes': Média entre as Reuniões Copom em (t-1) e t

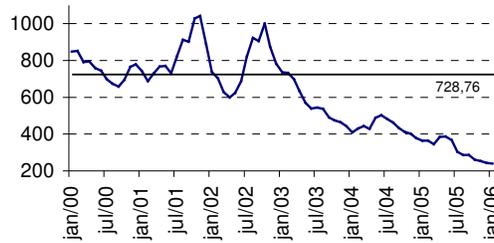
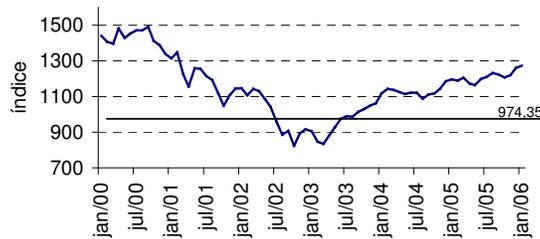


Gráfico 5
S&P500: Média entre as Reuniões Copom em (t-1) e t



5.3

A Estimação do Modelo com Dois Regimes

O modelo não-linear estimado nesta seção segue o processo TAR, como explicado na equação (7). Expandindo os termos da equação (7), temos a seguinte função de reação:

$$i_t = (\alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j i_{t-j} + \beta_1 \bar{Y}_{t-1} + \beta_2 D_{j,t}) (I\{q \leq \gamma\}) + (\theta_0 + \sum_{j=1}^p \theta_j i_{t-j} + \rho_1 \bar{Y}_{t-1} + \rho_2 D_{j,t} + \rho_3 \Delta er_{d-1} + \rho_4 \Delta bov_{d-1}) (1 - I\{q \leq \gamma\}) + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde as variáveis são as mesmas utilizadas para a estimação do modelo linear e $I\{q \leq \gamma\}$ representa a função indicadora associada à variável de limiar.²

² Foram estimadas regressões onde as variáveis associadas à taxa de câmbio e índice Bovespa também foram incluídas na época de calma. Seus coeficientes não se apresentaram estatisticamente significantes e houve aumento dos critérios de Akaike e Schwarz.

As três opções de variável de limiar da tabela 6, com seus respectivos valores de limiar estimados, foram utilizadas para encontrar qual a função de reação não-linear mais adequada. Como os resultados utilizando as diferentes variáveis de limiar geraram resultados semelhantes, e a variável associada à média VIX figura como a primeira opção para as colunas (1) e (2) da tabela 4, esta foi escolhida para representar a variável de limiar neste trabalho.

O resultado da função de reação não-linear estimada encontra-se na tabela 7.³ As colunas estão ordenadas de maneira crescente quanto ao critério de Schwarz. A coluna 4 foi incluída com o intuito de mostrar que os resultados econométricos tornam-se inferiores qualitativamente quando preços de ativos não são considerados na estimação quando em momentos de crise (Média VIX>22,916).

O gráfico 6 mostra o ajuste da regressão da coluna (1) (tabela 7) aos valores observados da taxa Selic, além dos resíduos da regressão, e o gráfico 7 mostra o ajuste da regressão da coluna (2) aos valores observados da taxa Selic, além dos resíduos da regressão. Em relação ao teste Jarque-Bera, apesar de ele ter pouca potência em pequenas amostras, os resultados encontrados para a função não-linear apresentaram-se mais satisfatórios que aqueles registrados na função linear.

O teste LM para autocorrelação residual rejeitou a hipótese de autocorrelação para 1, 2, 4 e 12 defasagens.⁴ O correlograma dos resíduos com as 32 primeiras defasagens corrobora o teste LM. Diferentemente da função linear, as estimações das colunas (1) e (2) não exigiram a correção para heterocedasticidade nos resíduos (correção de White).

³A tabela 4 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 8.7 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.

⁴A 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.

Tabela 7
Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil
Variável Dependente: taxa Selic (t)

		1	2	3 ¹	4 ¹
Período de Calma q=<22,916	Constante	1,316** (0,536)	1,316** (0,539)	1,316*** (0,428)	1,316*** (0,421)
	Selic (-1)	1,362*** (0,097)	1,362*** (0,098)	1,362*** (0,099)	1,362*** (0,097)
	Selic (-2)	-0,457*** (0,094)	-0,457*** (0,095)	-0,457*** (0,094)	-0,457*** (0,093)
	MM Pind Gap(-1)	0,088** (0,040)	0,088** (0,040)	0,088*** (0,030)	0,088*** (0,029)
	Desvio	0,352*** (0,105)	0,352*** (0,105)	0,352*** (0,097)	0,352*** (0,096)
Período de Crise q>22,916	Constante	2,056*** (0,661)	1,800** (0,736)	1,855* (0,963)	1,498 (1,266)
	Selic (-1)	0,860*** (0,036)	0,875*** (0,041)	0,870*** (0,055)	0,893*** (0,072)
	MM Pind Gap(-1)	0,038 (0,041)	0,042 (0,042)	0,039 (0,059)	0,060 (0,059)
	Desvio	0,598*** (0,060)	0,568*** (0,071)	0,544*** (0,120)	0,485*** (0,154)
	Δ Câmbio(-1)	0,060*** (0,013)	0,079*** (0,022)		
	Δ Câmbio(-2)	-0,089*** (0,015)	-0,091*** (0,024)		
	Δ Bovespa(-1)		0,013 (0,012)	-0,026* (0,013)	
	Δ Bovespa(-2)		-0,002 (0,012)	0,034*** (0,011)	
R quadrado	0,989	0,989	0,984	0,980	
R quadrado ajustado	0,987	0,987	0,982	0,977	
Erro padrão da regressão	0,328	0,330	0,389	0,435	
Soma quadrados resíduos	6,678	6,552	9,366	12,098	
AIC	0,748	0,783	1,086	1,287	
Critério Schwarz	1,093	1,191	1,431	1,569	
Jarque Bera	2,102	2,144	17,799	86,423	
Probabilidade	0,350	0,342	0,000	0,000	
Erro padrão resíduos	0,305	0,302	0,361	0,410	
LM autocorrelação resíduos	não há	não há	não há	existe	
Estatística Q	não há	não há	não há	existe	
ARCH LM test (há ARCH?)	não	não	não	sim	

Notas:

Amostra: jan/2000 a jan/2006; erros-padrão entre parênteses; número de observações: 73

Não foi necessária a correção de White para heterocedasticidade nos resíduos para as colunas 1 e 2.

A coluna 4 ilustra a relevância da inclusão de preços de ativos em época de crise.

¹ Foi necessária a correção para heterocedasticidade nos resíduos (White)

Dummy relacionada à threshold: dummy=1 quando $media_VIX \leq 22,916$ (período calmo);
dummy=0 quando $media_VIX > 22,916$ (período crise)

media_VIX: média do VIX diário entre Copom em t e em t-1

Gráfico 6
Resultados da coluna (1), tabela 4

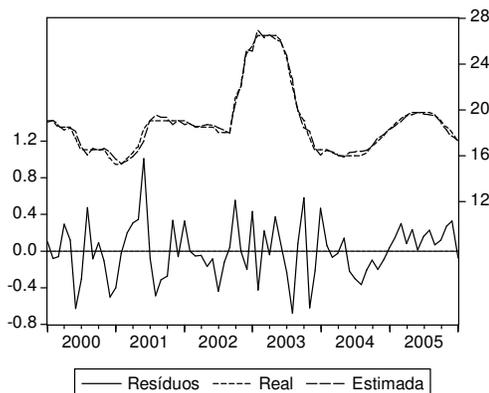
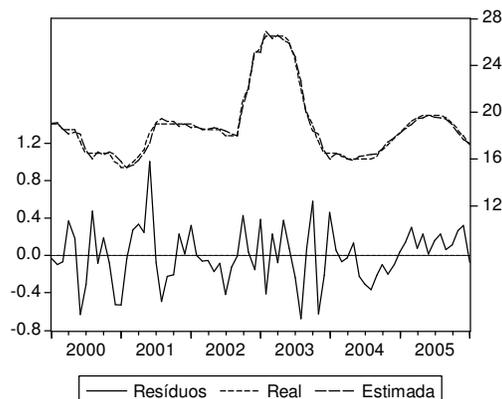


Gráfico 7
Resultados da coluna (2), tabela 4



A escolha da série relacionada ao índice VIX como variável de limiar vai ao encontro da hipótese de dois regimes, sendo um deles associado a um período de crise, com maior variabilidade nos preços de ativos, e o outro a um período calmo, com menor variabilidade. Reordenando os valores das séries Média VIX, variação da taxa de câmbio e variação do índice Bovespa pela série da Média VIX de forma decrescente, mostra-se que a variância dos preços de ativos são muito maiores para os valores associados à Média VIX > 22,916, fortalecendo a idéia de que em épocas de crise há maior volatilidade nos preços de ativos e, conseqüentemente, maior chance de bolhas e de interferências do mercado financeiro nas variáveis macroeconômicas. A tabela 8 apresenta as variâncias associadas às séries do câmbio e da Bovespa em épocas calmas e de crise.

Tabela 8
Variância dos Preços de Ativos

	Variância da Taxa de Câmbio	Variância do Índice Bovespa
Calma (Média VIX ≤ 22,916)	9,55	31,71
Crise (Média VIX > 22,916)	34,14	102,48

A correlação entre a série de média do índice VIX e média do Embi+Brasil é 0,87, enquanto a correlação entre a média de índice VIX e a média do Embi+ 'Países Emergentes' é 0,90 para o período de jan/2000 a jan/2006, o que sugere que crises externas e internas estão interligadas na amostra. Sendo assim, a escolha do índice VIX como variável de limiar parece ser adequada, na medida em que seus movimentos estão relacionados a mudanças na confiança dos agentes econômicos.

Os resultados da tabela 7 sugerem que a política monetária brasileira se comporta de maneira diferenciada em épocas mais calmas e em épocas de crise. Em épocas de crise, existe uma relação entre a determinação da Selic e variações na taxa de câmbio. Além disso, desvios da inflação em relação a sua meta são mais fortemente combatidos e o coeficiente associado ao nível de atividade brasileira diminui de magnitude e perde significância estatística.

O coeficiente associado à taxa de variação do índice Bovespa permanece não-significante, exceto quando o câmbio é retirado da regressão. Neste caso, provavelmente o índice Bovespa está captando a relação entre Selic e câmbio, uma vez que a correlação entre essas duas séries é -0,64. Em relação à variação da taxa de câmbio, seu coeficiente continuou apresentando o sinal negativo, diferentemente do que seria esperado. No entanto, vale ressaltar que os coeficientes associados às defasagens do câmbio possuem sinais oscilantes, sendo que o coeficiente da primeira defasagem apresenta sinal positivo.

Em épocas calmas, associadas a níveis menores do índice VIX, variações dos preços de ativos não se tornam relevantes para estimações da função de reação. Em compensação, percebe-se um grau maior na inércia da taxa Selic: são utilizadas duas defasagens da taxa Selic como variáveis explicativas para eliminar problemas de autocorrelação nos resíduos, além de os coeficientes apresentarem maior magnitude do que aquele registrado em época de crise.