

5 Análise Empírica

Conforme discutimos anteriormente, a política monetária brasileira desempenhou funções distintas no período de câmbio controlado. A primeira era defender o regime cambial nos momentos de crise de liquidez, seguindo, portanto, a condição de paridade dos juros. E a segunda era desempenhada nos momentos em que o financiamento externo era restabelecido e, portanto, os juros deveriam diminuir, como se verifica na regra de paridade, uma queda, porém, que não era implementada integralmente, pois os juros passavam a serem utilizados para evitar a deflagração de um processo inflacionário, já que a política fiscal adequada não foi implementada, como ilustrado nos gráficos 3 e 4.

Um primeiro estudo empírico da função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) que inclui esta não-linearidade foi feito por Salgado, Garcia e Medeiros (2005). Neste trabalho, há a estimação de um modelo TAR (*Threshold Autoregressive Model*), que tem, na média da variação das reservas internacionais dos três meses anteriores à data da observação, a variável de controle do chaveamento. A escolha dessa variável é bastante intuitiva uma vez que a credibilidade do regime cambial pode ser mensurada pela capacidade de o Banco Central intervir no mercado para “defender” a taxa de câmbio e mantê-la no nível anunciado como regra de paridade.

Por outro lado, o fluxo de capitais é determinado, em parte, pela taxa de juros doméstica. Assim, a variação dos juros domésticos tem forte influência sobre o nível de reservas, o que pode implicar em um problema de endogeneidade na variável que determina a alternância dos regimes do modelo TAR. Uma possível solução seria utilizar defasagens nas variáveis explicativas, o que tornaria a regra até mais fidedigna, pois no momento da determinação dos juros nem toda a informação está disponível, dado que alguns indicadores econômicos somente são conhecidos com atraso.

A tabela 1 condensa os resultados encontrados por Salgado, Garcia e Medeiros (2005) na estimação do modelo TAR. Há, porém, dois problemas com estes resultados: o primeiro é a mistura de regimes cambiais diferentes e o outro decorre de uma mudança metodológica no cálculo da série de produto industrial, divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que é utilizada como *proxy* para o cálculo do hiato¹ do produto. Por fim o regime 1, que indica crise, ocorre quando a perda média de reservas nos três meses anteriores supera a marca de cerca de US\$ 4 bilhões.

D(Selic _t)	C	Selic _{t-1}	IGPM _t	Hiato _t	ΔRes _t
Regime 1	11.39	-0.46	11.68	0.03	-0.8
	(4.03)	(0.12)	(3.76)	(0.48)	(0.1)
Regime 2	-1.79	-0.01	1.27	0.28	-0.3
	(0.98)	(0.03)	(0.44)	(0.1)	(0.1)

Tabela 1: Estimação do modelo TAR de Salgado, Garcia e Medeiros (2005)

O gráfico 15 ilustra as séries real e estimada da taxa Selic, sendo o sombreamento a indicação dos períodos de crise, na amostra. Por fim o R² e o R² ajustado da regressão valem, respectivamente, 0.95 e 0.93.

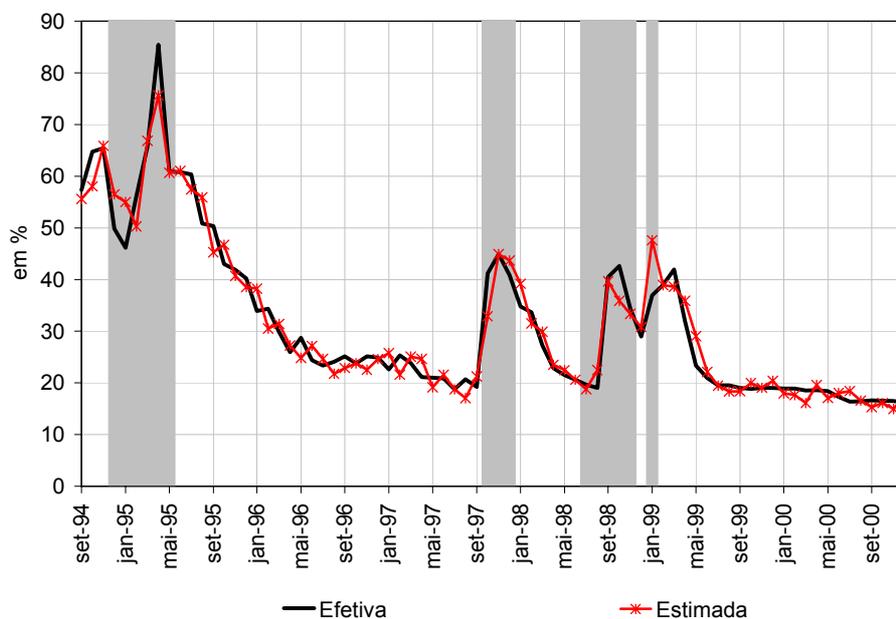


Gráfico 15: Modelo TAR para Série de Variação da Selic

¹ O hiato do produto é definido como sendo a diferença entre o produto real e o produto potencial. Aqui, o produto potencial é medido como sendo a tendência obtida por um filtro Hodrick-Prescott.

Assim, o primeiro esforço empírico empreendido consiste em reestimar o modelo TAR de Salgado, Garcia e Medeiros (2005) utilizando a série corrigida de produção industrial, disponibilizada pelo IBGE, e ajustar a amostra para o período de janeiro de 95 a dezembro de 98 a fim de homogeneizar o período com o que usaremos nas demais estimações. A tabela 2 apresenta estes resultados. Novamente o regime 1 indica crise, porém, aqui, é considerada crise variações médias de reservas inferiores a cerca de US\$ -1.5 bilhões.

D(Selic _t)	C	Selic _{t-1}	IGPM _t	Hiato _t	ΔRes _t
Regime 1	9.60	-0.27	7.02	1.88	-0.89
	(4.77)	(0.10)	(2.38)	(0.52)	(0.14)
Regime 2	-3.23	0.11	-0.56	1.05	-0.56
	(1.47)	(0.05)	(0.94)	(0.20)	(0.33)

Tabela 2: Reestimação do modelo TAR

O gráfico 16 compara, novamente, as séries efetiva e a estimada da taxa Selic com os pontos de crise indicados, de novo, pelo sombreado. As estatísticas R^2 e R^2 ajustado desta nova regressão valem 0.93 e 0.92 e são, portanto, levemente inferiores.

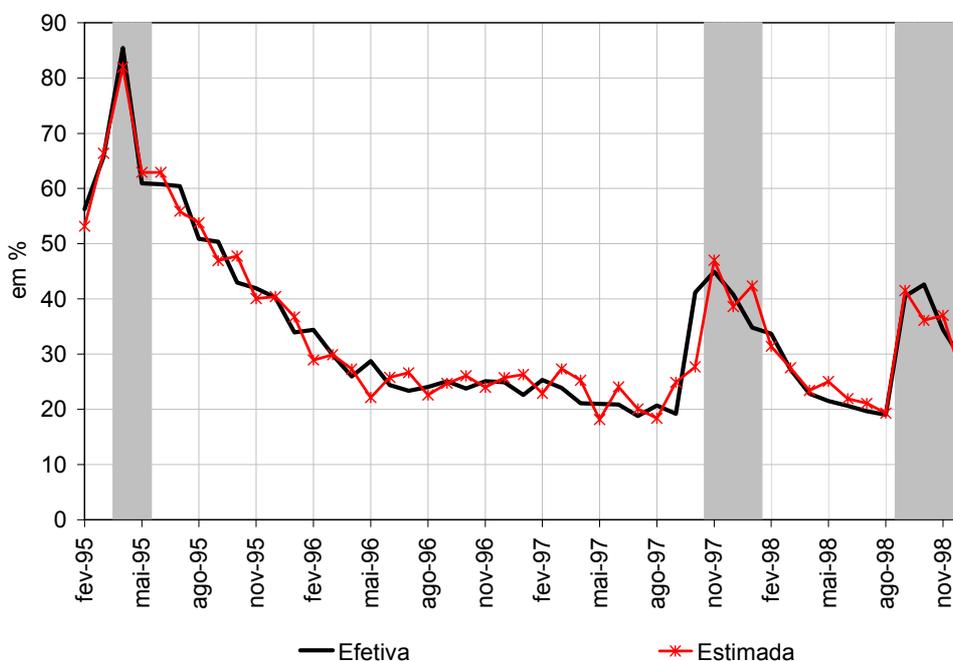


Gráfico 16: Reestimação do Modelo TAR com Hiato atualizado e dados de jan/95 a dez/98

Tanto no gráfico 15 quanto no gráfico 16 é fácil associarmos os períodos turbulentos às crises internacionais do México, do Sudeste Asiático e da Rússia. É interessante que em ambas as estimações o período de crise é marcado pelo aumento dos coeficientes ligados à inflação. Uma interpretação para este aumento está ligada ao fato de as crises externas abalarem a credibilidade do regime cambial comprometendo, assim, a âncora nominal de combate à inflação. E ainda, o fato do coeficiente não ser significativo é decorrente do excesso de volatilidade na série, o que dificulta a inferência. Na segunda estimação, o coeficiente é negativo, apesar de não significativo, o que é contra-intuitivo.

Nas duas estimações verifica-se, também, o aumento do coeficiente ligado à variação de reservas. Na segunda estimação, porém, apesar de o coeficiente estimado relativo às reservas, fora de crise, ser maior que seu análogo na primeira estimação, é preciso atentar para o fato de que ele não é estatisticamente diferente de zero. Nas palavras de Salgado *et al.* (2005), este efeito sobre o parâmetro de reservas quando em crise significa que “prevenir fuga de capital é mais importante durante crises cambiais”.

Analisando os coeficientes da taxa Selic defasada, em ambas as estimações, o regime de crise apresenta coeficiente negativo o que é traduzido como menor persistência dos juros e maiores impactos sendo gerados por outras variáveis explicativas. Por outro lado, em períodos de tranquilidade, os coeficientes passam a ser -0.01 e 0.10, sugerindo uma provável existência de processo não estacionário. Em particular esta não estacionariedade está associada à trajetória de convergência da taxa Selic que, após as elevações abruptas dos períodos de crise, apresenta uma óbvia tendência de queda.

Por fim, o fato de a variável de controle apresentar problemas de endogeneidade motiva a escolha de outra técnica de estimação. O modelo de estimação por Markov-Switching² descrito em Hamilton (1994) é um bom candidato para substituir o modelo TAR já que dispensa a variável de controle do chaveamento entre os regimes. Neste método, os parâmetros da regra de fixação

² O Apêndice 1 apresenta o modelo teórico, introduzindo além das equações do modelo o algoritmo de estimação.

de juros são estimados conjuntamente com as probabilidades associadas a cada observação pertencer a um regime ou ao outro. E estima-se, também conjuntamente, a probabilidade de alternância entre os regimes.

Novamente, estimar uma função de reação que alterna entre dois regimes distintos é uma consequência da forma como a política monetária brasileira foi gerida nos primeiros quatro anos do Plano Real, enquanto vigorava um *crawling peg*. Inicialmente, poderíamos replicar o modelo TAR, utilizando as mesmas variáveis e contemporaneidade. A falha desta abordagem seria a perpetuação do problema de endogeneidade, contaminando a nova estimação.

A solução mais simples que resolve este problema é trabalhar com as variáveis explicativas defasadas em relação à variável explicada. Em particular, no caso da inflação e do hiato do produto há, ainda, outro ganho que consiste em tornar a regra de fixação de juros mais realista já que estas variáveis econômicas são conhecidas somente com atraso e, assim, não fazem parte do conjunto de informação disponível na data observada.

Com a metodologia de *Markov-Switching*, procedemos às estimações utilizando a variação das reservas internacionais defasadas em relação aos juros, porém os resultados não foram satisfatórios. Uma possível razão seria acreditar que a relação entre reservas e juros é, de fato, contemporânea. Para solucionar este problema buscamos variáveis alternativas para desempenhar o papel de medida de risco externo, que vinha sendo medido pela variação das reservas. No capítulo 3 discutimos um modelo no qual os prêmios de risco impactam as reservas e, conseqüentemente, os juros com um período de defasagem. É natural, então, tentarmos estimar econometricamente a relação existente entre os juros e os prêmios de risco.

Como não há uma medida definitiva e correta de percepção de risco, seguimos a análise empírica com quatro outras medidas para substituir as reservas: o *spread* do *C-Bond*, o *forward premium (FP)*, e duas suavizações obtidas a partir de uma *proxy* dos juros calculados a partir da regra de paridade coberta. Garcia e Didier (2003) discutem amplamente a questão da decomposição

dos elevados juros brasileiros nestas medidas de risco calculando, inclusive, os juros implicados pela paridade coberta. Por fim, em vez de utilizar a série dos juros da paridade utilizamos uma suavização da série análoga à descrita em Minella *et al* (2002), ou seja, utiliza-se uma medida do hiato dos juros da paridade, construída a partir de um filtro de *Hodrick-Prescott*. As séries de hiato da paridade utilizadas diferem devido ao parâmetro de suavização utilizado. Em tempo, um hiato maior significa uma percepção de risco maior.

Por fim, a função de reação incorpora, além de uma das medidas de risco, os termos usuais, ou seja, a resposta à inflação e ao hiato do produto, e um termo autorregressivo que resulta do processo de suavização da trajetória de juros escolhida pela autoridade monetária. A inflação será representada pelo IGPM e pelo IPCA, enquanto que a medida do hiato do produto é única, e obtida através da diferença entre o produto industrial dessazonalizado disponibilizado pelo IBGE e o produto natural calculado usualmente com uso do filtro *Hodrick-Prescott*. Utiliza-se o parâmetro de suavização de tendência trimestral. E ainda, cabe destacar que testamos diferentes métodos de dessazonalização para calcular o hiato do produto, mas que os resultados apresentaram pouca sensibilidade às técnicas utilizadas. Assim, tratando a sazonalidade separadamente, evitamos problemas de viés nas estimações.

Os resultados estimados fazendo uso do método de *Markov-Switching* são apresentados a seguir. Ao todo, quatro estimações são reportadas. A diferença entre elas é decorrente de usarmos séries distintas ora na medida da inflação ora na medida da percepção de risco. Nas tabelas de 3 a 6, são mostrados os coeficientes estimados e os desvios-padrão associados a cada coeficiente, bem como a indicação das variáveis utilizadas como explicativas. A variável explicada nos quatro casos é a taxa Selic em nível.

Selic _t	C	Selic _{t-1}	IGPM _{t-1}	Hiato _{t-1}	FP _{t-1}
Regime 1	33.56	0.04	0.07	-0.29	0.81
	(2.30)	(0.08)	(1.35)	(0.28)	(0.17)
Regime 2	-4.40	0.95	1.88	0.91	0.35
	(1.21)	(0.05)	(0.68)	(0.21)	(0.08)

Tabela 3: Modelo 1 estimado por Markov-Switching. IGPM e *Forward Premium*

$Selic_t$	C	$Selic_{t-1}$	$IGPM_{t-1}$	$Hiato_{t-1}$	CIP_{t-1}
Regime 1	37.38	0.26	0.27	-0.51	1.02
	(2.46)	(0.07)	(1.47)	(0.28)	(0.11)
Regime 2	-2.95	1.01	1.85	1.22	-0.17
	(1.28)	(0.04)	(0.68)	(0.19)	(0.08)

Tabela 4: Modelos 2 estimado por Markov-Switching. IGPM e Hiato da CIP (com suavização anual)

$Selic_t$	C	$Selic_{t-1}$	$IPCA_{t-1}$	$Hiato_{t-1}$	CIP_{t-1}
Regime 1	37.68	-0.01	3.33	1.85	0.79
	(3.19)	(0.11)	(2.19)	(0.5)	(0.10)
Regime 2	-2.28	0.99	1.77	1.06	-0.03
	(1.54)	(0.05)	(0.84)	(0.22)	(0.08)

Tabela 5: Modelo 3 estimado por Markov-Switching. IPCA e CIP (com suavização mensal)

$Selic_t$	C	$Selic_{t-1}$	$IPCA_{t-1}$	$Hiato_{t-1}$	$C-Bond_{t-1}$
Regime 1	32.47	0.01	5.73	1.42	0.72
	(4.45)	(0.13)	(2.65)	(0.44)	(0.45)
Regime 2	-6.01	1.04	2.34	1.43	0.34
	(1.38)	(0.06)	(0.85)	(0.19)	(0.31)

Tabela 6: Modelo 4 estimado por Markov-Switching. IPCA e *Spread* do *C-Bond*

Os gráficos de 17 a 20, por sua vez, ilustram a comparação da série efetiva de juros com cada uma das quatro estimações feitas e mostram, também, um gráfico que indica a probabilidade associada ao regime 1, para cada observação. Voltando ao gráfico 4, podemos associar o regime 2 aos períodos em que a Selic foi superior ao juros requerido pela condição de paridade. Logo, o regime 1 corresponde aos momentos onde os juros domésticos são equivalentes aos da paridade, ou seja, aos momentos de crise cambial.

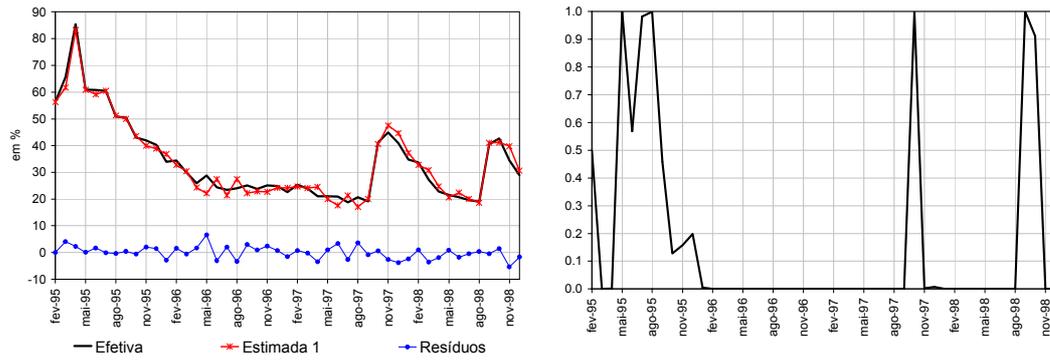


Gráfico 17: Séries efetiva e estimada pelo modelo 1 e probabilidades associadas ao regime 1

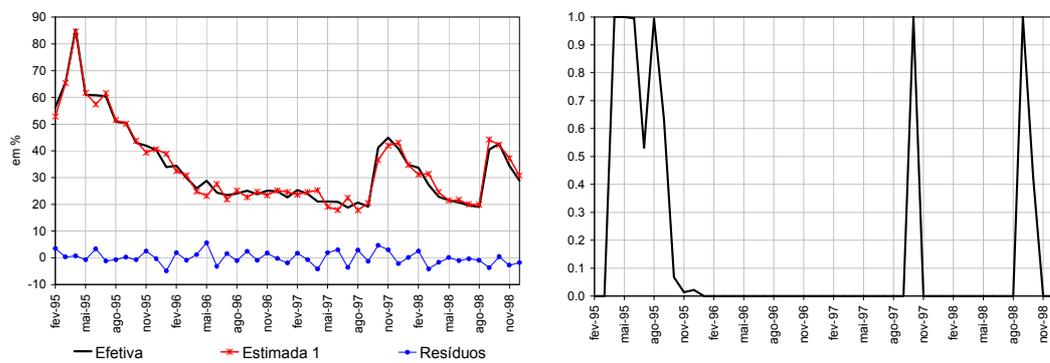


Gráfico 18: Séries efetiva e estimada pelo modelo 2 e probabilidades associadas ao regime 1

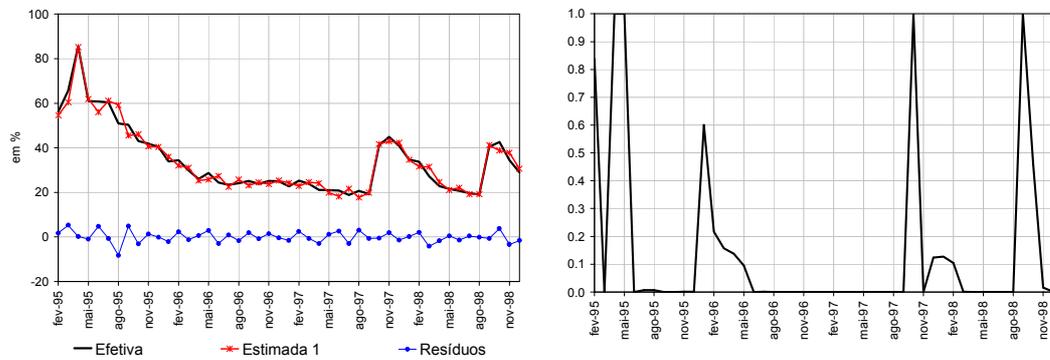


Gráfico 19: Séries efetiva e estimada pelo modelo 3 e probabilidades associadas ao regime 1

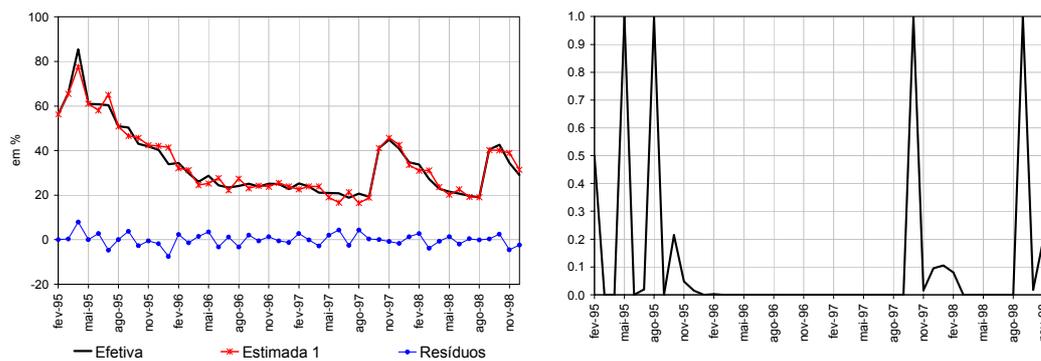


Gráfico 20: Séries efetiva e estimada pelo modelo 4 e probabilidades associadas ao regime 1

Antes de discutir as interpretações econômicas do resultado, é conveniente analisar os resultados da perspectiva econométrica. O primeiro questionamento que deve ser respondido é: em relação aos modelos lineares tradicionais, há ganhos na estimação não-linear que justifiquem sua implementação? Para responder esta pergunta estimamos os modelos lineares com a técnica usual de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e comparamos as medidas de ajuste entre destes modelos com as estatísticas dos não lineares.

As tabelas 7 e 8 mostram algumas estatísticas de ajuste dos modelos. A tabela 7 mostra os resultados obtidos para as estimações com a técnica de *Markov-Switching* e a tabela 8 traz as mesmas estatísticas para as regressões lineares estimados por MQO.

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
R2	0.975	0.975	0.971	0.966
R2 Ajustado	0.967	0.966	0.961	0.955
Log-Verossimilhança	-41.517	-41.502	-41.446	-41.381
AIC	2.320	2.319	2.317	2.314
SBIC	2.692	2.691	2.689	2.686

Tabela 7: Estatísticas de Ajuste para as Regressões Estimadas por *Markov-Switching*

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
R ²	0.843	0.807	0.826	0.844
R ² Ajustado	0.828	0.789	0.809	0.829
Log-Verossimilhança	-150.287	-155.184	-152.743	-150.160
AIC	6.608	6.816	6.712	6.603
SBIC	6.805	7.013	6.909	6.799

Tabela 8: Estatísticas de Ajuste para as Regressões Estimadas por MQO

A comparação entre as duas tabelas nos leva a uma conclusão inequívoca acerca do bom desempenho dos modelos não lineares em relação aos lineares. Apresentamos cinco critérios de ajuste: o R^2 , o R^2 ajustado, o valor estimado da função de Log-Verossimilhança, e os critérios de seleção de Akaike (AIC) e Schwarz. Para todas as quatro opções de função de reação estudadas, a modelagem não linear mostrou-se superior à linear por qualquer um dos critérios de ajuste apresentados. Além disso, os parâmetros estimados pelos modelos lineares, quase todos, são não significantes.

Finalmente é preciso realizar alguns testes nos resíduos das regressões a fim de verificar se há alguma má especificação nas estimações. As tabelas 9 e 10 mostram, respectivamente, os testes de autocorrelação serial e os testes de estacionariedade. A tabela 9 apresenta os resultados da estatística Q de Ljung-Box para o teste de autocorrelação residual. Sob a hipótese nula do teste os resíduos são um ruído branco. A análise dos resíduos do modelo 3 rejeita fortemente a hipótese nula, mas não encontramos nenhum fator que justifique a presença de uma estrutura autoregressiva na série de erros apenas desta especificação.

A interpretação dos resultados da tabela 9 deve ser feita com cuidado especial. Ao utilizar a estatística de Ljung-Box estamos supondo que os resíduos tenham sido originados por modelos lineares. Mas, no caso dos resíduos apresentados, o processo estimado é não-linear o que talvez provoque alguma inadequação do teste.

Lags	Resíduo 1				Resíduo 2				Resíduo 3				Resíduo 4			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob												
1	-0.12	-0.12	0.75	0.39	-0.27	-0.27	3.61	0.06	-0.41	-0.41	8.33	0.00	-0.23	-0.23	2.54	0.11
2	0.14	0.13	1.75	0.42	-0.03	-0.11	3.65	0.16	-0.10	-0.32	8.82	0.01	0.00	-0.06	2.54	0.28
3	0.06	0.09	1.91	0.59	0.25	0.23	6.72	0.08	0.34	0.20	14.64	0.00	0.06	0.05	2.72	0.44
4	-0.09	-0.10	2.35	0.67	-0.17	-0.05	8.22	0.08	-0.29	-0.09	19.01	0.00	-0.24	-0.23	5.84	0.21
5	0.14	0.11	3.45	0.63	0.11	0.08	8.85	0.12	0.03	-0.06	19.06	0.00	0.22	0.12	8.34	0.14
6	0.05	0.10	3.57	0.74	0.10	0.10	9.45	0.15	0.05	-0.12	19.22	0.00	-0.02	0.04	8.37	0.21
7	0.02	0.01	3.58	0.83	-0.27	-0.19	13.50	0.06	-0.20	-0.18	21.38	0.00	-0.10	-0.08	8.89	0.26
8	0.20	0.17	5.92	0.66	0.13	-0.03	14.44	0.07	0.20	0.06	23.75	0.00	0.15	0.06	10.11	0.26
9	0.01	0.07	5.93	0.75	0.03	0.03	14.49	0.11	-0.09	-0.03	24.21	0.00	-0.22	-0.13	12.92	0.17
10	-0.06	-0.12	6.18	0.80	-0.23	-0.15	17.85	0.06	-0.06	-0.02	24.40	0.01	-0.14	-0.26	14.09	0.17
11	0.20	0.16	8.73	0.65	0.07	-0.11	18.12	0.08	0.10	-0.09	25.00	0.01	0.08	-0.05	14.48	0.21
12	0.01	0.12	8.75	0.73	0.01	0.04	18.13	0.11	0.02	0.09	25.01	0.02	0.01	0.09	14.49	0.27
13	0.15	0.08	10.28	0.67	0.02	0.17	18.16	0.15	-0.06	-0.01	25.27	0.02	0.11	0.05	15.33	0.29
14	-0.06	-0.12	10.52	0.72	-0.11	-0.17	18.92	0.17	0.07	0.04	25.63	0.03	-0.14	-0.17	16.71	0.27
15	0.04	0.03	10.61	0.78	0.17	0.18	20.85	0.14	-0.05	-0.04	25.82	0.04	0.08	0.14	17.20	0.31
16	-0.01	-0.05	10.62	0.83	-0.11	-0.03	21.77	0.15	0.01	-0.01	25.82	0.06	-0.08	-0.08	17.64	0.35
17	-0.09	-0.15	11.28	0.84	0.04	-0.04	21.87	0.19	0.03	0.01	25.87	0.08	-0.05	-0.12	17.84	0.40
18	-0.01	-0.05	11.28	0.88	0.15	0.09	23.62	0.17	-0.04	0.02	25.97	0.10	-0.02	-0.14	17.88	0.46
19	-0.02	-0.06	11.33	0.91	-0.10	0.06	24.40	0.18	-0.08	-0.13	26.54	0.12	-0.12	-0.18	19.08	0.45
20	0.00	-0.07	11.33	0.94	0.06	0.00	24.67	0.21	0.17	0.07	28.89	0.09	0.00	-0.23	19.08	0.52

Tabela 9: Testes de Autocorrelação nos resíduos dos 4 modelos

A tabela 10 condensa os resultados de dois testes de estacionariedade: o *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e o teste de Phillips-Perron. Nos dois casos as hipóteses nulas são de presença de raiz unitária na série testada. Os testes rejeitam fortemente a hipótese nula em favor da hipótese alternativa de estacionariedade.

Valores Críticos					
1%		5%		10%	
-3.585		-2.928		-2.602	
Teste ADF			Teste Phillips-Perron		
Série	Est. t	Prob	Série	Est. t	Prob
Resíduo 1	-7.642	0	Resíduo 1	-7.617	0
Resíduo 2	-8.638	0	Resíduo 2	-8.621	0
Resíduo 3	-8.514	0	Resíduo 3	-11.495	0
Resíduo 4	-8.228	0	Resíduo 4	-8.247	0

Tabela 10: Testes de estacionariedade: ADF e Phillips-Perron

Temos, então, evidências de que os modelos estão corretamente especificados, o que permite que as estimações sejam interpretadas. Voltando à tabela 7, o primeiro ponto a destacar é a excelente aderência dos modelos, que apresentam as estatísticas de ajuste R^2 em torno de 0.97 e R^2 ajustado em torno de 0.96. O segundo ponto bastante interessante é que praticamente todos os coeficientes apresentam os valores esperados e mais ainda, os três únicos parâmetros que têm seus sinais trocados são não significantes.

Analisando os coeficientes estimados para o Regime 1, nota-se que a inflação não é estatisticamente significativa em nenhum dos modelos, mas mesmo

assim preserva o sinal positivo. É interessante que, quando a variável de inflação utilizada é o IPCA, o coeficiente do regime 1 é o dobro do coeficiente do outro regime, ao passo que quando utilizamos o IGPM, o coeficiente em crise é praticamente nulo.

Guimarães (2003) discute as diferenças entre medidas de inflação do IGPM e do IPCA, abordando a questão da metodologia de cálculo de cada uma das duas estatísticas. Em particular, como no período estudado houve uma apreciação do câmbio real, o preço dos bens *nontradeables* estava aumentando em relação ao preço dos bens *tradeables*. E essa dinâmica fazia com que o IPCA mensurasse uma inflação maior que a medida pelo IGPM, como mostra o gráfico 21³. Assim, como o IGPM estava sob controle devido à sua ligação com o câmbio, há um interesse maior do Banco Central em manter o IPCA em uma trajetória convergente, explicando, assim, os resultados da estimação.

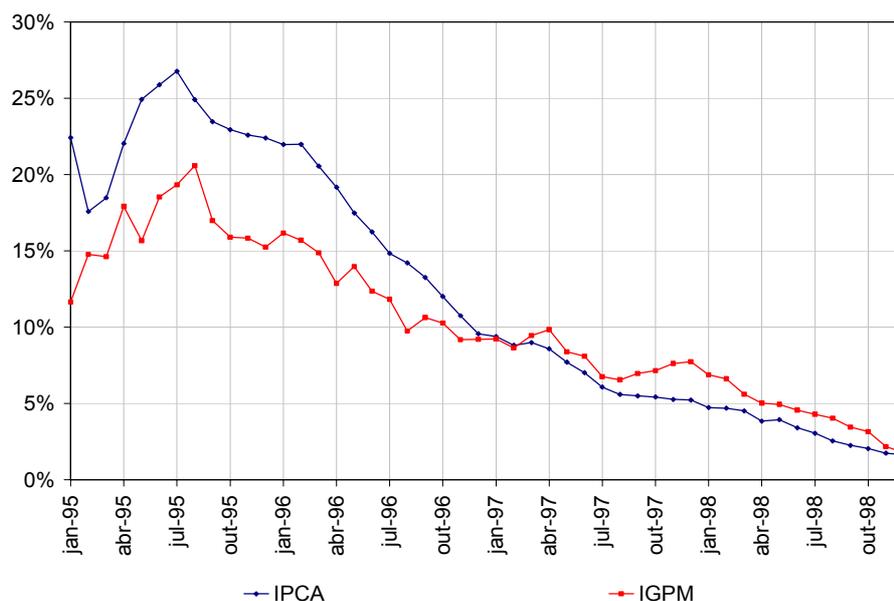


Gráfico 21: Inflação Medida pelo IPCA e pelo IGPM

Na análise dos resultados obtidos para o hiato do produto, mais uma vez há influência da série de inflação utilizada. Os coeficientes não significativos e com sinais negativos (contrários à intuição econômica) aparecem quando se utiliza o IGPM. Quando o IPCA é usado, o coeficiente do hiato do produto é significativo e

³ Os valores correspondem à inflação acumulada de 12 meses, exceto no ano de 95, onde o gráfico mostra a taxa de inflação acumulada desde janeiro anualizada. Faz-se esta anualização para evitar que as taxas de inflação anteriores ao Plano Real sejam computadas, distorcendo a análise.

superior a 1. Já o termo defasado é muito pequeno indicando que, em crise, não há muita preocupação com suavização, o que é percebido através das abruptas elevações, chamadas de “dobradas” de juros.

Por fim, as variáveis de sensibilidade à crise são, sem exceção, significantes no regime 1, enquanto que, no regime 2, os parâmetros são estatisticamente iguais a zero, exceto no modelo que utiliza o *forward premium*. Neste caso, coeficiente apesar de significativo vale menos da metade do coeficiente do regime 1. Este resultado reforça a interpretação de que estes períodos equivalem às crises que afetaram a capacidade de financiamento do país por falta de liquidez no mercado mundial, em consequência de uma maior aversão a risco por parte dos investidores internacionais.

Passamos, agora, aos períodos de recomposição das reservas internacionais, isto é, os períodos de tranquilidade, onde a orientação da política monetária passava a ser o controle da demanda doméstica e não mais a defesa do regime cambial. Em todos os modelos verifica-se a validade do “Princípio de Taylor”, ou seja, a resposta à inflação é maior que 1 implicando assim em uma elevação dos juros real. Independentes de a inflação ser medida pelo IPCA ou pelo IGPM, os coeficientes apresentam magnitudes próximas e significância estatística.

Do mesmo modo que na inflação, os coeficientes associados ao hiato do produto, em todos os modelos, são significativos e têm os sinais de acordo com a teoria econômica. Os coeficientes dos termos defasados são todos muito próximos de uma raiz unitária sendo dois deles inferiores a 1 e os outros dois pouco superiores. Esta elevadíssima persistência na série explicada poderia sugerir problemas de não estacionariedade da variável dependente mas este é um tema muito controverso e diversos argumentos podem ser considerados.

Primeiramente, é preciso considerar que estamos analisando um modelo não-linear, de modo que a existência de parâmetros explosivos em um dos estados da natureza não implica que o modelo seja globalmente explosivo. Pode ser que a

combinação de um estado estacionário e outro explosivo gere um modelo globalmente estacionário e apenas localmente explosivo⁴.

Além disso, aplicando testes usuais de raiz unitária, não é possível rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade no nível da Selic⁵. Porém, é notório que estes testes apresentam potência muito baixa, principalmente em pequenas amostras, como é o caso, já que a estimação consiste de 47 observações. Além disso, a trajetória dos juros brasileiros apresenta uma clara tendência “assintótica” com alta persistência, interrompida pelas crises externas. Desta forma, o argumento de Perron (1989) para rejeitar a presença de raiz unitária na série do PIB americano, em prol de a série ser estacionária com quebras estruturais também é precedente para nossa interpretação dos testes de raiz unitária.

Por fim, como foi ressaltado anteriormente, os coeficientes associados às medidas de risco são estatisticamente nulos, exceto pelo *forward premium*.

Deste modo, o resultado mais interessante a ser notado é que, independentemente das medidas de risco utilizadas e do controle da demanda doméstica não ser uma função típica da política monetária em regimes de câmbio controlado, os quatro modelos estimados indicam a existência de uma função de reação do Banco Central com formato de um regra de Taylor usual no regime 2. E o mais surpreendente, os coeficientes estimados em cada um dos modelos são bastante próximos uns dos outros, o que torna o resultado mais robusto.

⁴ Modelos localmente não estacionários são freqüentes em análise de volatilidade.

⁵ No Apêndice 2 apresentamos um teste de raiz unitária que rejeita fortemente a hipótese nula de não estacionariedade