

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

ESTUDANDO A FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL SOB O REGIME DE
METAS DE INFLAÇÃO

Maria Isabel Müssnich Pedroso

No. de matrícula 0014625

Orientadores: Marcelo Cunha Medeiros

Eduardo Henrique Loyo

Junho de 2003

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor”.

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor”.

Agradecimentos

Aos meus orientador Marcelo e coorientador Loyo, por toda a dedicação empenhada neste trabalho.

Aos meus pais, que são tudo na minha vida.

A minha querida irmã Toti, minha melhor amiga.

Ao amor da vovó Glorinha, minha “grande” mãe em TODOS os momentos.

Aos queridos tios, Kiko e Lui, meus maiores exemplos de amizade, força e garra.

Aos meus primos Bento, Lucas, Francisco, Thomaz, Luiza e Miguel, que são como irmãos para mim.

Ao meu namorado Igor, meu grande companheiro, pelos ótimos comentários ao longo do trabalho.

A Verônica, pelo carinho e empenho em me ajudar sempre.

A todos os meus parentes e amigos, especialmente os que conviveram comigo nesses últimos quatro anos de muitas conquistas.

Um obrigada especial ao amigo Livio Ribeiro, por ceder parte do seu trabalho para minha monografia.

Índice

Introdução:.....	7
Capítulo 2.1: Breve Histórico.....	9
Capítulo 2.2: Trajetória dos juros no Brasil	11
Capítulo 3.1: Reprodução de um modelo pré-existente	18
Capítulo 3.2: Estendendo o modelo linear	21
Capítulo 4: Comparando os modelos estimados	38
Apêndices:	41
A. Breve Histórico.....	41
B. Capítulo 4.....	44
C. Capítulo 5.....	46
D. Modelo 1 com algumas alterações.....	48
E. Conclusões do relatório de Ribeiro (2002): “Estimativas de Hiato do Produto”	49
Bibliografia.....	53

Índice de Tabelas:

Tabela 1: Crises Econômicas de 1999 a 2002	12
Tabela 2: Correlações Lineares entre as variáveis de Maio 1999 a Dez 2002	16
Tabela 3: Resultado do modelo reproduzido	20
Tabela 4.1: Modelo-teste com amostra de 2000:01 a 2002:06.....	24
Tabela 4.2: Modelo-teste com amostra de 1999:07 a 2002:12.....	24
Figura 8: Desvios da Inflação às metas e sua média ponderada Dt.....	27
Tabela 5: Resultados dos modelos 1A e 1B	28
Tabela 6: Resultados dos modelos 2A e 2B	30
Tabela 7: Resultados dos modelo 3A e 3B	32
Tabela 8: Resultados dos modelos 4A e 4B	33
Tabela 9: Resultados dos modelos 5A, 5B e 5C	35
Tabela 10: Resultados dos modelos 6A e 6B	36
Tabela 11: Teste Phillips-Perron para Selic Fim de Período.....	41
Tabela 12: Teste ADF para Ipca Mensal	42
Tabela 13: Teste ADF para Hiato da Produtividade Industrial Física.....	42
Tabela 14: Teste ADF para Ptax Média Mensal	43
Tabela 15: Teste ADF para Embi+ Brasil	43
Tabela 16: Teste ADF na Selic mensal – Jan 2000 a Junho 2002.....	44
Tabela 17: Teste ADF na variável Dt sem meta ajustada – Jan 2000 a Junho 2002.....	45
Tabela 18: Teste ADF no Hiato PIF com ajuste sazonal calculado por HP – Jan 2000 a Junho 2002.....	45
Tabela 19: Teste ADF na série do Modelo 2 - Desvalorização Esperada em 3 meses – Jun 1999 a Dez 2002	46
Tabela 20: Teste ADF na série do Modelo 4 - Ptax Média entre os dias 15 de cada mês – Maio 1999 a Dez 2002	47
Tabela 21: Teste ADF na série do Modelo 6 - Swap Pré X DI 180 dias – Maio 1999 a Dez 2002	47
Tabela 22: Matriz de correlação entre as variáveis utilizadas nos seis modelos estimados	47

Índice de Figuras:

Figura 1: Média mensal da taxa de juros Selic.....	11
Figura 2: Média Mensal da taxa de juros Selic e Investimento Direto Estrangeiro	13
Figura 3: Selic fim de período vs Ptax mensal	14
Figura 4: Selic vs Ipca mensal.....	15
Figura 5: Selic vs Embi+ Brasil.....	15
Figura 6: Selic vs Hiato do Produto	16
Figura 7: Média ponderada dos desvios da inflação às metas para o ano corrente e o seguinte (variável Dt)	26
Figuras 10A e 10B: Selic fim de período – Maio 1999 a Dez 2002.....	41
Figuras 11A e 11B: Ipca mensal – Julho 1994 a Dez 2002.....	41
Figuras 12A e 12B: Hiato da Produtividade Industrial Física – Maio 1999 a Dez 2002 ..	42
Figura 13A e 13B: Ptax Média Mensal - Maio 1999 a Dez 2002	42
Figuras 14A e 14B: Embi+ Brasil – Maio 1999 a Dez 2002.....	43
Figuras 15A e 15B: Variável Dt sem a meta ajustada – Jan 2000 a Junho 2002	44
Figuras 16A e 16B: Hiato da PIF com ajuste sazonal calculado por HP – Jan 2000 a Junho 2002	44
Figuras 17A e 17B: Série do Modelo 2 - Desvalorização Esperada em 3 meses.....	46
Figuras 18A e 18B: Série do Modelo 4 Ptax15 – Maio 1999 a Dez 2002	46
Figuras 19A e 19B: Série do Modelo 6 – Swap Pré X DI 180 dias – Maio 1999 a Dez 2002	47

Introdução:

O regime de Metas de Inflação adotado no Brasil em meados de 1999 permitiu que regras de política monetárias pudessem ser formuladas de modo mais transparente e compromissado. A introdução do novo sistema permitiu que o Banco Central tivesse responsabilidade e independência operacional para conduzir a política monetária, com objetivo de alcançar a meta inflacionária desejada.

No seu trabalho, Carneiro e Wu (2001) definem bem a importância da regra de política monetária: “Uma regra de política monetária, para usar as palavras de Taylor (2000), é um plano que estabelece, do modo mais preciso possível, as circunstâncias nas quais o Banco Central mudará os seus instrumentos de política monetária, para cada estado da natureza”.

Num regime de taxas de cambio flutuantes, políticas compatíveis de austeridade fiscal e monetária responsável, dão suporte para estabilidade de preços. Como no curto prazo a política fiscal é dada, o controle das pressões inflacionárias é feito via taxa de juros. Através de estudos, como o de Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), constatou-se que esta taxa deveria ser suficientemente alta, no Brasil, para conseguir atenuar as pressões inflacionárias. Assim, a meta inflacionária passou a ser a âncora nominal do sistema, garantindo o sucesso do novo regime de taxas de câmbio flutuantes. Para que o sistema funcionasse, era necessário que as autoridades adotassem ações preventivas baseadas em objetivos futuros, dadas as defasagens entre as decisões das políticas e seus respectivos efeitos no produto e nos preços. Por isso, muitas vezes o sistema é denominado de Metas para a Previsão de Inflação.

Com o novo regime de Metas de Inflação, a autoridade monetária ficou mais crível, pois passou a haver, de fato, uma regra pré-estabelecida a seguir. Todavia, esta regra não é totalmente explicitada pela instituição por razões que fogem ao escopo deste trabalho. Em vez, a motivação deste é estimar através de modelos econométricos como se dá a determinação da taxa básica de juros da economia pelo Bacen.

O objetivo desta monografia é estudar o comportamento da taxa nominal de juros no regime de taxas de câmbio flutuantes. Existem na literatura vários trabalhos que tentam estimar a possível regra de política monetária adotada pelo Banco Central, como por exemplo, o de Minella, Springer e Goldfajn (2002). A partir da replicação da regra proposta neste trabalho, estendemos o modelo econométrico testando-o com diferentes variáveis. A estimação se dá a partir da implementação do Regime de Metas de Inflação,

em julho de 1999, até o fim da gestão do presidente Fernando Henrique Cardoso, em dezembro de 2002.

Este trabalho está organizado em quatro capítulos, incluindo a introdução. Na primeira seção do segundo capítulo, relatamos um breve histórico sobre o Regime de Metas de Inflação. Na segunda, descrevemos a trajetória dos juros brasileiros no período estudado. No capítulo 3, seção 1, replicamos a regra de política monetária linear explicitada no estudo de Minella *et al* (2002). Já na seção 2, estendemos o modelo apresentado na seção anterior, analisando o papel de cada variável a ser introduzida. No quarto, e último capítulo, avaliamos e comparamos os resultados obtidos em todas as estimações do trabalho.

Capítulo 2.1: Breve Histórico

Em 1994, iniciou-se no Brasil o processo de estabilização econômica. Este foi bem sucedido ao reduzir a inflação para taxas de um único dígito em menos de três anos. Contudo, alguns problemas estruturais da economia brasileira não haviam sido resolvidos, como por exemplo o ajuste fiscal. Este foi continuamente postergado, em parte porque a base governista não estava convencida da sua urgência. O país então permaneceu vulnerável a crises de confiança. Esta de fato ocorreu em meados de 1998 com a moratória russa. Junto com a turbulência financeira internacional, provocou grandes fugas de capitais dos países emergentes. O Brasil então elevou as taxas de juros de curto prazo e anunciou um aperto fiscal.

Apesar do sucesso das medidas fiscais implantadas, a desconfiança dos mercados¹ perdeu até culminar no abandono do regime de bandas cambiais deslizantes e na flutuação do Real em 15 de janeiro de 1999. Na ausência de diretrizes definidas para a política monetária, a taxa de câmbio média passou de R\$1,21 imediatamente antes da mudança de regime para R\$1,91 em fevereiro. A inflação subiu abruptamente, aumentando em 7% o índice de preços por atacado e em 1,4% o índice de preços ao consumidor em fevereiro.

A nova diretoria do Banco Central, que tomou posse em março do mesmo ano, introduziu o viés da taxa de juros, delegando ao presidente a prerrogativa de alterar a taxa de juros no período entre duas reuniões ordinárias do Comitê de Política Monetária (Copom). Na sua primeira reunião, o Comitê deixou claro que o objetivo primeiro do Banco Central era o da manutenção da estabilidade de preços. A segunda frente lançada foi a iniciativa de propor a adoção de metas para a inflação como novo regime de política monetária. Em 1º de julho de 1999, o Regime de Metas para a Inflação foi introduzido formalmente no país através do Decreto n°3088 de 21 de junho de 1999.

O índice de preços escolhido pelo governo para ser a âncora nominal do novo sistema, foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Fixou-se também as metas de inflação² para os anos de

¹ Também devido à dúvida quanto ao compromisso dos governadores recém-eleitos em relação ao ajuste das finanças nas suas bases governistas.

² Das variações acumuladas no ano.

1999, 2000 e 2001 em 8%, 6% e 4% respectivamente, com intervalos de confiança de +/- 2% para cada ano.

No primeiro trabalho de discussão do Banco Central (Bogdanski *et al* (2000)), explica-se a razão para a escolha de metas de inflação decrescentes. Ela está relacionada com a distinção entre um processo inflacionário sistemático e uma alta temporária de preços causada por um choque. O caso brasileiro pertenceria à segunda categoria, já que a desvalorização da moeda em janeiro de 1999 foi um choque que desalinhou os preços relativos da economia.

Um ponto importante também mencionado pelo trabalho citado acima é que as decisões de política monetária devem ser tomadas com base no conjunto de informações mais abrangente possível. Além disso, diz-se que devem ser considerados diversos modelos econômicos, tanto na busca por uma função de reação adequada quanto na produção de projeções de inflação e suas respectivas distribuições de probabilidade. Assim, evidencia-se que toda informação que ajude a projetar a inflação precisa ser levada em conta, incluindo expectativas do setor privado quanto à trajetória das variáveis econômicas, informações extramodelo, indicadores antecedentes e quaisquer outros conhecimentos ou juízos relevantes.

Capítulo 2.2: Trajetória dos juros no Brasil

A maioria dos estudos existentes na literatura sobre regras de política monetária para taxa de juros estima modelos lineares. John Taylor, em seu estudo (Taylor (1993)), foi o precursor da idéia de que era possível explicitar uma aproximação da regra de política monetária para descrever o comportamento da taxa de juros como função do nível de preços e da renda real. Como os seus resultados foram muito satisfatórios para a economia norte-americana num determinado período, vários autores seguiram esta linha e tentaram estimar regras para diferentes países e épocas, como for exemplo Carneiro e Wu (2001) para o caso brasileiro, Clarida, Galí e Gertler (1997) para Alemanha, Japão, EUA, GB, França e Itália e Sánchez-Fung (2000) para a República Dominicana.

Durante o período de 1994 a 1999, era bastante evidente a mudança de comportamento da autoridade monetária com relação à taxa de juros. Com o câmbio fixo e diante de crises, o Banco Central aumentava a taxa de juros o necessário para evitar uma brusca oscilação nas reservas internacionais que provocassem a desvalorização da moeda doméstica. Analisando a figura 1, podemos notar esse efeito para as crises do México em 94/95, Ásia em 97 e Rússia em 98. A duração das crises está marcada com as faixas cinza.

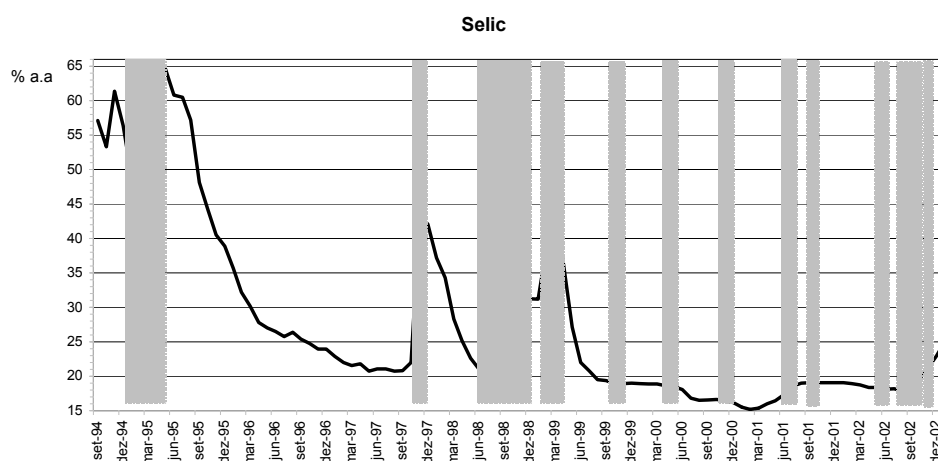


Figura 1: Média mensal da taxa de juros Selic

Tabela 1: Crises Econômicas de 1999 a 2002

Crises Econômicas de 1999 a 2002		
Evento	Início	Fim
Desvalorização Cambial	12-jan-99	15-abr-99
Reservas FMI	23-set-99	17-nov-99
Nasdaq e Arg	11-abr-00	15-jun-00
Crise da Arg	24-out-00	15-dez-00
Crise Energética e atentado de 11/set	20-jun-01	16-jul-01
	04-set-01	08-out-01
Marcação a mercado dos Fundos	02-mai-02	12-jul-02
Crise Eleitoral	22-jul-02	30-out-02
Efeito Inflação: incerteza quanto ao novo governo	25-nov-02	13-dez-02

No período de câmbio controlado, que vai de 1994 até janeiro de 1999, o aumento da taxa juros durante crises foi o suficiente para tentar impedir a fuga de capitais. Contudo, na figura 1, notamos que a partir de 1999 o comportamento da taxa de juros³ durante algumas crises econômicas importantes⁴ não parece ser similar ao do período de câmbio fixo. Quando a crise era de fato interna, como a energética ou a eleitoral, observamos que há uma tendência ao aumento dos juros para tentar segurar a inflação. O mesmo não necessariamente ocorre com as crises externas importadas para o país. De fato, na figura 2 observa-se a redução de capitais externos através de investimento direto estrangeiro⁵ é maior quando a crise é interna. Os juros então sobem para tentar atrair novamente esses investimentos perdidos. No caso de crises externas, como a que ocorreu na Argentina no último trimestre de 2000, os investimentos externos para o Brasil atingiram seu nível máximo no período analisado, chegando a US\$5721 milhões. Neste período, os juros não subiram e a desvalorização cambial foi muito pequena.

³ Média mensal.

⁴ Escolhidas arbitrariamente vide a tabela 1.

⁵ Série mensal do Banco Central do Brasil.

Selic vs Investimento Direto Estrangeiro

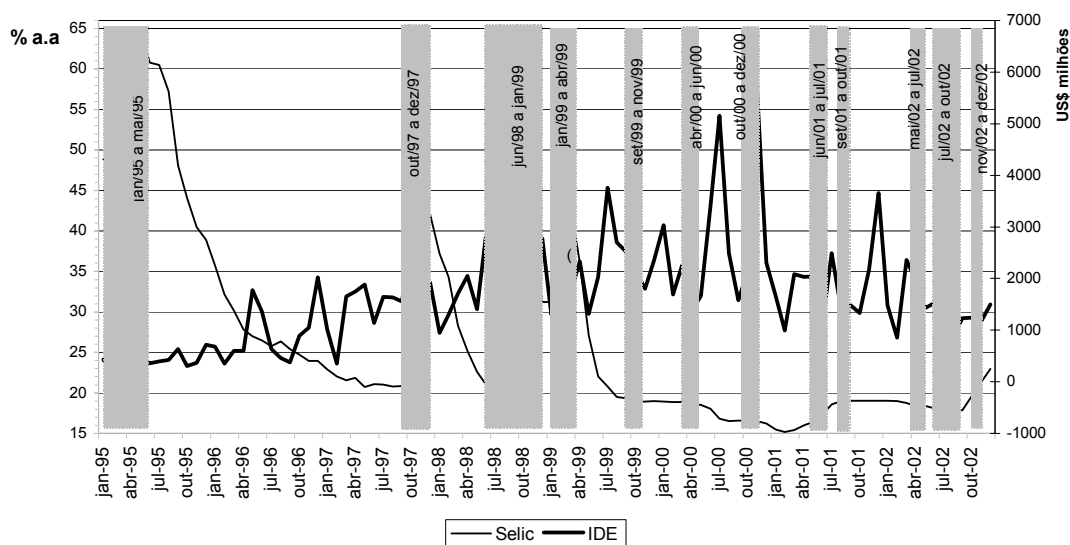


Figura 2: Média Mensal da taxa de juros Selic e Investimento Direto Estrangeiro

A melhor justificativa teórica para a não uniformidade do comportamento dos juros no Brasil é o fato do câmbio poder flutuar para ajustar o balanço de pagamentos, sem provocar grandes oscilações no nível de reservas cambiais. De fato, observando a trajetória da taxa de câmbio P_{tax} ⁶ na figura 3, ela parece ter uma alta correlação com crises monetárias. Ao menos, notamos que as maiores desvalorizações cambiais ocorreram durante períodos conturbados.

⁶ Média mensal das cotações de venda. Dados do Banco Central do Brasil.

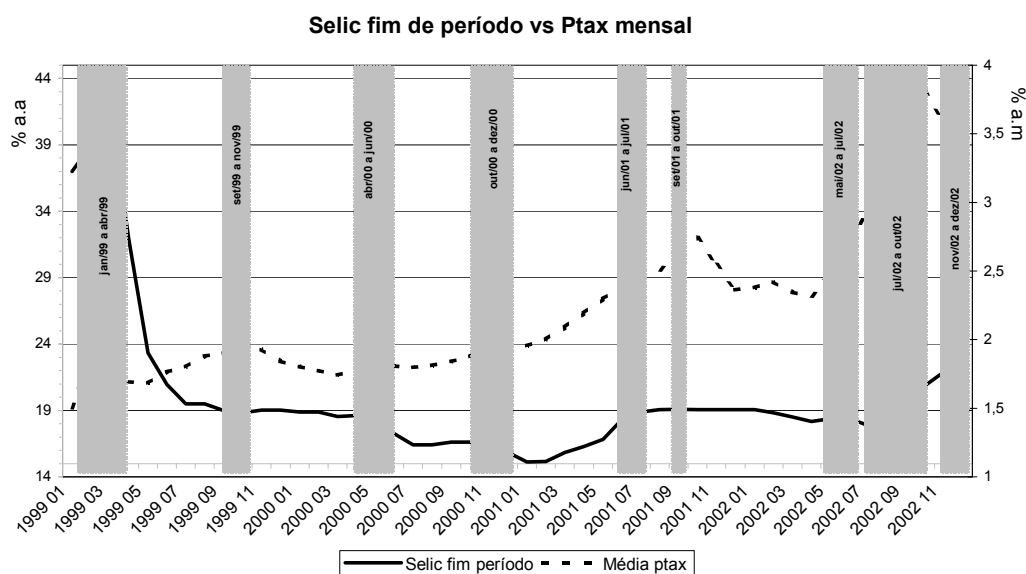


Figura 3: Selic fim de período vs Ptax mensal

Na figura 4, também não podemos determinar um único padrão para a atuação da autoridade monetária quanto à inflação. Nas crises posteriores a 2001, a relação entre os juros e a inflação mensal ficou mais forte. Na tabela 2, observamos que o coeficiente de correlação entre as séries para o período todo⁷ é de 0,4623, enquanto que para a subamostra a partir de janeiro de 2001 ele é igual a 0,6525. O que acontece é que principalmente no segundo semestre de 2002, o temor da volta a altos níveis de inflação tomou conta do mercado, fazendo com que a média mensal da Selic aumentasse em cinco pontos percentuais, passando de 17,84% a.a em agosto para 22,94% a.a em dezembro.

⁷ De maio de 1999 a dezembro de 2002.

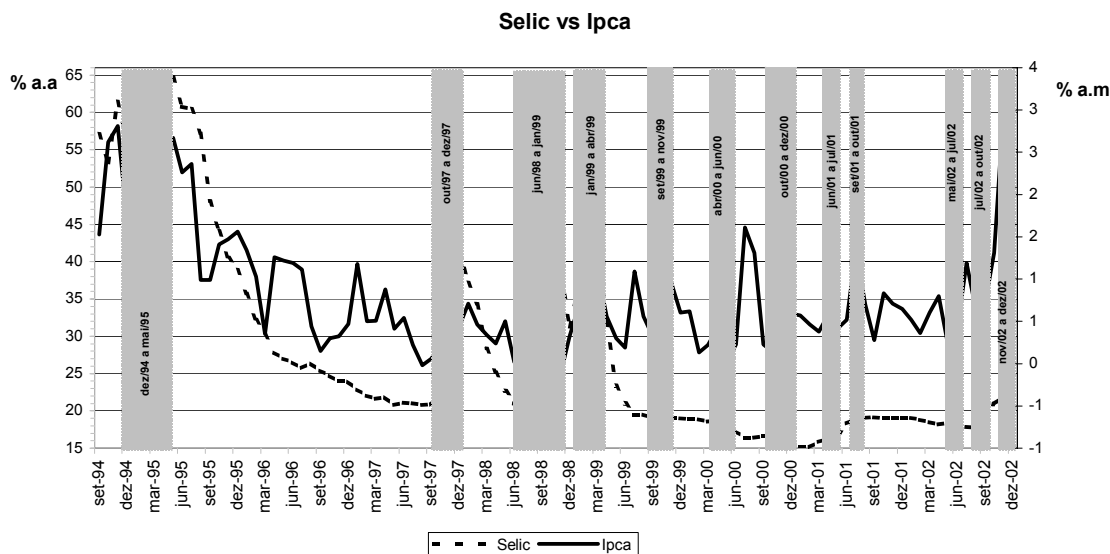


Figura 4: Selic vs Ipca mensal

Também na figura 5, vemos que o risco-Brasil e os juros não perseguem a mesma trajetória. Durante algumas crises, ambas as séries crescem. Nas outras crises, uma série cresce enquanto a outra série decresce. Isso explica o fato do coeficiente de correlação entre o Embi+ Brasil e a Selic ser relativamente baixo, igual a 0,40; vide a tabela 2. Mais uma vez, não conseguimos inferir a priori algum comportamento padrão dos juros com respeito a oscilações no risco-país.

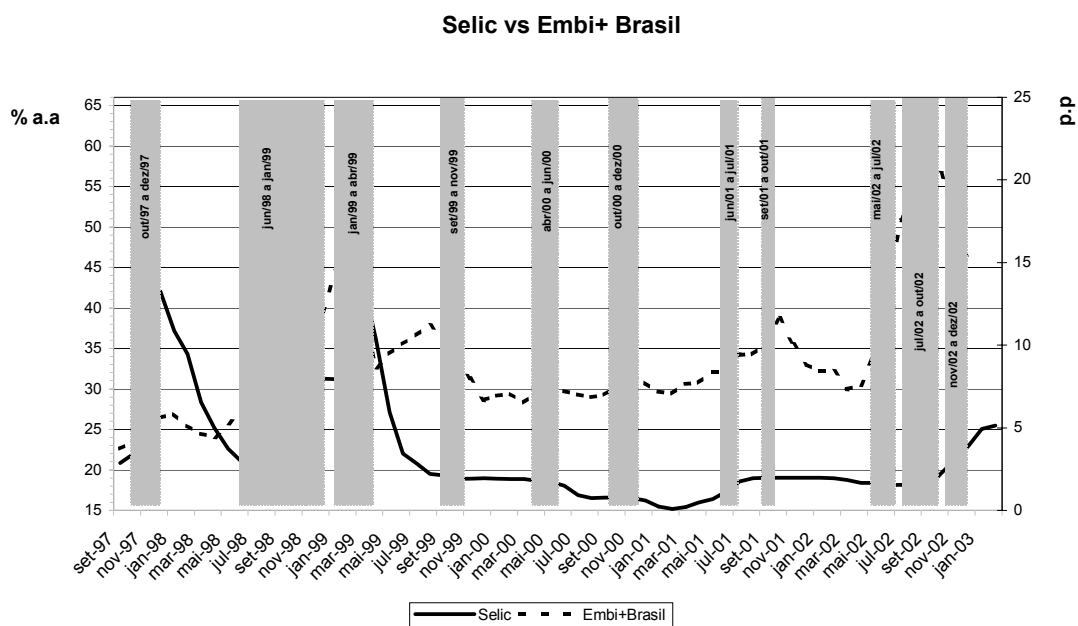


Figura 5: Selic vs Embi+ Brasil

Já na sexta figura, a relação entre o hiato do produto⁸ e os juros domésticos parecem relacionar-se de forma mais homogênea. Vide a tabela 2 das correlações lineares entre as séries, vemos que esta relação é negativa e relativamente expressiva (igual a $-0,57$). No entanto, os dados que mensuram o nível de atividade em geral são divulgados com certo grau de defasagem⁹. Podemos então imaginar que antes de determinar os juros da economia, a autoridade monetária estaria olhando para atividade passada, tentando provavelmente inferir sua trajetória futura.

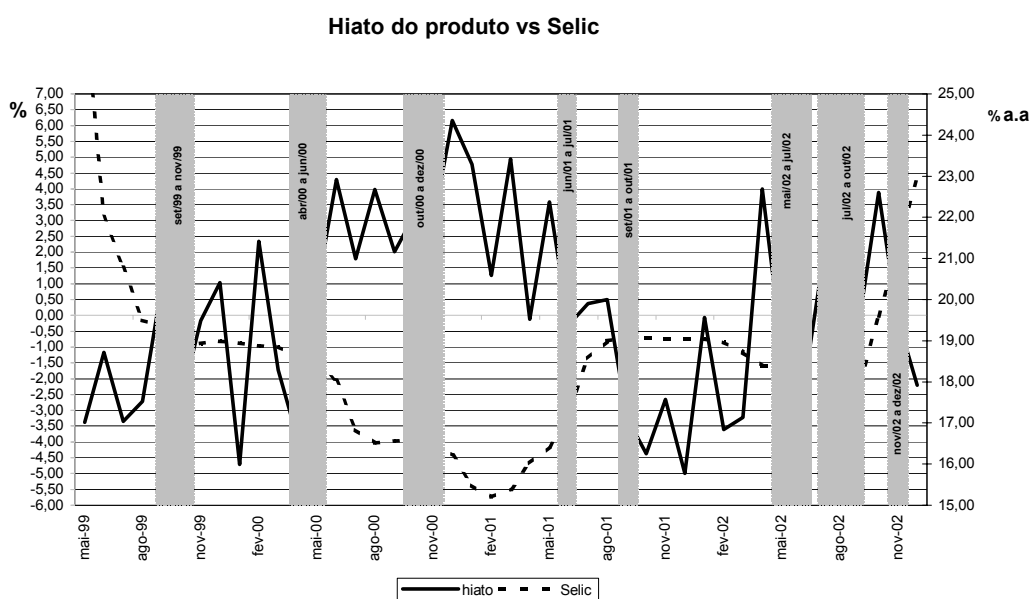


Figura 6: Selic vs Hiato do Produto

Tabela 2: Correlações Lineares entre as variáveis de Maio 1999 a Dez 2002

	IPCA_M	EMBI+ BR	PTAX_M	SELICFimPer	SELIC	HIATO_PIF	HIATO_PIF(-2)
IPCA_M	1	0,47	0,54	0,52	0,46	-0,06	0,10
EMBI+ BR	0,47	1	0,87	0,46	0,40	-0,14	-0,09
PTAX_M	0,54	0,87	1	0,56	0,43	-0,15	-0,01
SELICFimPer	0,52	0,46	0,56	1	0,96	-0,51	-0,33
SELIC	0,46	0,40	0,43	0,96	1	-0,57	-0,47
HIATO_PIF	-0,06	-0,14	-0,15	-0,51	-0,57	1	0,36
HIATO_PIF(-2)	0,10	-0,09	-0,01	-0,33	-0,47	0,36	1

Conforme já mencionado previamente, alguns autores estimaram diferentes funções de reação para a autoridade monetária. A maioria deles estimou funções lineares, entretanto Salgado, Garcia e Medeiros (2001) estimaram um modelo não linear para o

⁸ No próximo capítulo, explicaremos a metodologia utilizada para o cálculo do hiato ao qual nos referimos acima. A série é utilizada nos modelos de 1 a 6 do capítulo 3.2.

⁹ Aproximadamente dois meses.

Brasil no período de câmbio fixo do Plano Real (de 1994 a 1999). Motivados por possíveis oscilações no comportamento da autoridade monetária, eles testaram a hipótese de mudança de regime na taxa de juros durante e fora de crises através da estimação de um Modelo com Limiar (“Threshold AutoRegressive Model”)¹⁰, utilizando-se um indicador de crises cambiais escolhido endogenamente. Conforme esperado, os resultados encontrados com a estimação de um modelo não-linear para este período foram bastante satisfatórios.

Contudo, a motivação para estimação de um modelo limiar durante o período de Metas de Inflação parece não ser a mesma que a do período anterior. Analisando as figuras de 1 a 6¹¹, notamos que o Banco Central parece não modificar os juros de forma homogênea com relação a determinada variável em todo o período analisado. Isto tornou a suposição de que a função de reação do Banco Central é linear ainda mais forte. Nos capítulos subseqüentes, estimou-se possíveis funções de reação do Banco Central baseadas em modelos lineares que incluem as variáveis¹² analisadas nestas seis primeiras figuras.

¹⁰ Primeiro proposto por Tong (1978) e depois desenvolvido por Tong e Lim (1980) e Tong (1983).

¹¹ As estatísticas descritivas de todas as séries estão contidas no apêndice A.

¹² Ou aproximações para estas.

Capítulo 3.1: Reprodução de um modelo pré-existente

Neste capítulo, procuramos replicar uma das regras sugeridas no estudo de Minella *et al* (2002), partindo da premissa de que a função de reação do Banco Central reage muito fortemente a pressões inflacionárias. Em particular, o Banco Central reage às expectativas de inflação, dadas as evidências de que a política monetária está pautada nos acontecimentos futuros. Os modelos então testados são “forward-looking”.

No estudo citado acima, foram estimadas diferentes especificações da Regra de Taylor para o Banco Central no período de julho de 1999 a junho de 2002. São apresentadas evidências para a forte reação do BC aos desvios das expectativas de inflação com relação à meta. Apesar de não ter conseguido cumprir a meta em 2001, pôde-se dizer que as expectativas de inflação ainda estavam sob controle.

A primeira função de reação apresentada relaciona a taxa de juros nominal às expectativas de inflação e ao hiato do produto, permitindo alguma suavização com a introdução da taxa de juros defasada:

$$(1) \quad i_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi^*_{t+j}) + \varepsilon_t,$$

onde i_t é a taxa de juros nominal em t , i_{t-1} é a taxa de juros nominal um período antes, y_t o hiato do produto em t , $E_t \pi_{t+j}$ expectativa em t da inflação acumulada no ano em dezembro, π^*_{t+j} é a meta de inflação acumulada no ano em dezembro, sendo então j o número de meses faltando para o fim do ano e ε_t é o erro da regressão.

As seguintes séries foram utilizadas na estimação do modelo:

1. Taxa de juros Selic média mensal disponível pelo Banco Central do Brasil.
2. Produção industrial mensal (ajustada sazonalmente) medida pelo IBGE como aproximação para o produto. O hiato foi calculado como a diferença entre o produto atual e o filtrado pelo filtro Hodrick-Prescott¹³.
3. Expectativa de inflação obtida pela pesquisa diária que BC faz entre instituições financeiras e firmas de consultoria. Nesta pesquisa, as firmas respondem qual é as suas expectativas para a inflação de fim de período do ano corrente e os dois seguintes. Esses dados estão contidos no Relatório FOCUS do Banco Central do Brasil.

¹³ Enders, Walter “Applied Econometric Time Series”.

O regime de Metas de Inflação brasileiro determina metas para inflação de fim de período para o ano corrente e os próximos dois anos. Como é necessário termos somente uma medida de desvio da inflação com relação à meta, criou-se uma única variável para desempenhar este papel. Esta é uma média ponderada dos desvios com relação à meta do ano corrente e do próximo ano, onde os pesos são inversamente proporcionais ao número de meses que faltam para o final do ano:

$$(2) \quad D_t = (j (E_t \pi_{t+j} - \pi^*_{t+j}) + (12-j) (E_t \pi_{t+j+12} - \pi^*_{t+j+12})) / 12,$$

onde t determina o mês corrente e j o número de meses que faltam para terminar o ano.

Apresentaremos a seguir o modelo replicado. A amostra vai de janeiro de 2000 a junho de 2002. Apesar de justificarem a introdução do papel dos desvios com relação às metas, os autores não justificam a introdução do hiato na regressão. Podemos inferir a introdução dessa variável no modelo porque o nível de atividade é uma baliza que sinaliza o que está acontecendo com a economia do país. Este dado é então importante quando a autoridade monetária avalia o custo para a sociedade, em termos de taxa de crescimento da economia, de uma taxa de juros muito elevada. Logo, mesmo que a variável não seja significativa econometricamente, ela tem fundamentos teóricos importantes. Os autores também mencionam que testaram também alguma medida de taxa de câmbio¹⁴, mas esta não foi significativa.

A estimação com uma defasagem para a taxa de juros apresentou correlação nos resíduos, o que não o corre com a inclusão da segunda defasagem. Atenta-se também para o fato de que como a estimação vai até o mês de junho de 2002, o Banco Central ainda não havia estabelecido a meta ajustada da inflação para o ano de 2003. Logo, a meta esperada para este ano ainda era de 4% a.a, e não 8.5%a.a.

¹⁴ Não explicitada no trabalho.

Tabela 3: Resultado do modelo reproduzido¹⁵

Variável Dependente: Selic média mensal			
Variáveis explicativas	Coefficientes	Desvio Padrão	p-valor
Constante	3,0651	1,0692	0,0083
i_{t-1}	1,3544	0,1728	0,0000
i_{t-2}	-0,5419	0,1466	0,0011
Dt	33,4783	16,7883	0,0572
$hHPt-1$	-0,00897	0,0291	0,7601
R^2	0,9547	Critério de Schwarz	0,8322
R^2 ajustado	0,9474	p-valor do teste LM (2 def)	0,5840

Se nos basearmos no critério de avaliação medido pelo R^2 , o modelo parece estar bem especificado. No entanto, o hiato não é significativo. O seu coeficiente¹⁶ deveria ser positivo se levarmos em conta que o valor do hiato aumenta quando o produto está mais próximo do potencial. Se o nível de atividade mais elevado estiver exercendo pressões inflacionárias, os juros teriam que aumentar para trazer a economia de volta ao equilíbrio. Porém, não podemos afirmar que sempre que o produto aumenta, gera-se mais inflação. Este fenômeno depende de algumas características da economia, como por exemplo capacidade ociosa. Logo, a análise do coeficiente desta variável deve ser feita com cautela. De qualquer maneira, não nos preocupamos por ora com o seu sinal, uma vez que a variável não é significativa.

¹⁵ O teste LM utilizado é o de Correlação Serial de Breusch-Godfrey.

¹⁶ Atentando-se que o hiato é igual ao produto menos a aproximação para o produto potencial.

Capítulo 3.2: Estendendo o modelo linear

Por meio da análise cuidadosa das atas do Copom divulgadas pelo Banco Central, encontramos algumas evidências interessantes para a inclusão de novas variáveis no modelo linear estudado no capítulo anterior. Apresentamos a seguir alguns trechos interessantes destas atas:

1. 32^a Reunião em janeiro de 1999: “Admitiu-se a possibilidade de estabelecer uma regra pela qual a taxa de juros reagiria ao movimento da taxa de câmbio. Manifestada preocupação com a questão fiscal em função da manutenção por um tempo prolongado de nível de taxa de juros elevado, ponderou-se que a flutuação cambial poderá permitir queda da taxa de juros, o que por sua vez reduziria pressões sobre o déficit fiscal.”

2. 34^a Reunião em abril de 1999: “As contas externas registraram os impactos positivos da desvalorização cambial sobre o balanço de serviços e a manutenção dos ingressos de investimentos estrangeiros diretos, o que favorece a redução de pressões inflacionárias de origem cambial”.

3. 46^a Reunião em Abr 2000: “O balanço de oferta e demanda indica ausência de desequilíbrios que possam traduzir-se em pressões inflacionárias significativas no horizonte relevante para o regime de metas para a inflação. Os indicadores de consumo e crédito confirmam as perspectivas de melhora expressiva no nível de atividade ao longo de 2000, mas não constituem atualmente fonte de pressão inflacionária. A política fiscal austera contribui positivamente para a estabilidade de preços e para a redução do risco Brasil. O setor externo apresenta evolução favorável e mantém-se a perspectiva de recuperação das exportações líquidas para o ano. O acompanhamento da evolução da safra agrícola tampouco indica pressão ao longo do ano.”

4. 58^a Reunião em abril de 2001: “A política monetária não tem impacto instantâneo sobre a inflação. A defasagem temporal entre a ação do Banco Central e o efeito sobre a economia exige que o Copom procure se antecipar a pressões inflacionárias, e não atue com base em informações defasadas. O risco é encontrar-se atrasado no processo de controle da

inflação, o que acaba por aumentar o grau de incerteza, com prejuízo para o nível de atividade e o potencial de crescimento da economia”.

5. 73^a Reunião em julho de 2002: “A inflação livre pode aumentar nos próximos meses em função do repasse da depreciação cambial para os preços. Entretanto, esse impacto poderá ser limitado pela dificuldade de as firmas repassarem o aumento dos custos associados à variação cambial em função do crescimento mais lento da economia”.

Os trechos acima, dentre outros analisados, servirão de base para a escolha de variáveis explicativas dos modelos estudados a seguir.

No modelo replicado de Minella *et al* (2002), além das expectativas de inflação, hiato e Selic defasada, somente uma variável a mais foi testada. Esta foi alguma medida de taxa de câmbio não explicitada no texto. Neste capítulo, serão testados vários modelos diferentes. Apresentaremos a seguir os melhores resultados encontrados.

A nova amostra agora abrange todo o período de Metas de Inflação durante a gestão FHC, de julho de 1999 a dezembro de 2002. Testamos três modalidades da taxa de juros Selic para utilizarmos como variável dependente do modelo: média mensal; fim de período, ou dado relativo ao último dia do mês; e a taxa média diária da Selic¹⁷ determinada no dia da reunião do Copom. As últimas duas séries são muito parecidas e apresentam desvios-padrão, simetria e curtose menores do que a série de média mensal. Escolhemos então a série Selic fim de período por esta se enquadrar melhor nas estimações dos modelos.

Em todos os modelos, utilizamos o hiato calculado da forma explicada a seguir. A metodologia escolhida está baseada no relatório desenvolvido por Ribeiro (2002), cujas principais conclusões estão no apêndice E deste trabalho. Calculamos a diferença entre o índice de produção industrial física¹⁸ e o PIB potencial, que é esta mesma série, extraída a tendência determinística e a sazonalidade através de dummies sazonais. Em geral, demora em torno de dois meses para que o índice seja disponibilizado pelo IBGE. A autoridade monetária estaria então tentando mensurar a atividade da economia com dois meses de atraso. Isto justifica a utilização da série do hiato com duas defasagens ao invés de uma.

¹⁷ Anualizada com base em 252 dias úteis.

¹⁸ Série sem ajuste sazonal calculada pelo IBGE.

Continuamos a estimar modelos “forward-looking”, logo o papel das expectativas de inflação é indispensável em todas as estimações. Baseados na equação estimada em Minella *et al* (2002), testaremos a seguir a hipótese de que a função de reação do Banco Central está baseada nas expectativas de inflação dos agentes econômicos. Depois de confirmada esta premissa, continuaremos o nosso trabalho de tentar se aproximar da melhor forma da possível função de reação da autoridade monetária. No primeiro modelo-teste, reproduziremos a equação já estimada no estudo citado, mantendo a periodicidade que vai de janeiro de 2000 a junho de 2002. No segundo, estimamos a regressão com a amostra que está sendo utilizada nesta monografia, que vai de julho 1999 até dezembro de 2002.

Para a estimação, utilizamos as seguintes variáveis:

- Expectativa de inflação do mercado para o acumulado no ano corrente. Série divulgada pelo Focus do Banco Central.
- Uma medida de taxa de juros. Escolhemos a taxa Selic fim de período, pois utilizaremos esta série posteriormente nas estimações dos modelos propostos.
- Meta de Inflação para o acumulado no fim do ano. Dados do Banco Central .
- Inflação acumulada em 12 meses a partir do IPCA divulgado pelo IBGE.

Tentaremos explicar com esse modelo que as expectativas de mercado sobre a inflação dependem de expectativas passadas¹⁹, da taxa de juros da economia e da meta de inflação estabelecida pelo CMN²⁰. Incluímos a série de IPCA acumulado em 12 meses para justamente testar a sua importância na formação de expectativas dos agentes.

Os resultados do primeiro e segundo modelos seguem abaixo.

¹⁹ Na regressão, incluímos duas defasagens da série pois com uma só o resíduo da regressão apresenta autocorrelação.

²⁰ Conselho Monetário Nacional.

Tabela 4.1: Modelo-teste com amostra de 2000:01 a 2002:06

Variável Dependente: Expectativas de Mercado da Inflação				
Variáveis explicativas	Coefficientes	Desvio Padrão	estatística t	p-valor
Constante	-3,0743	1,6833	-1,8263	0,0803
$(E_{t-1} \Pi_{t+j})$	0,3529	0,1687	2,0924	0,0472
$(E_{t-2} \Pi_{t+j})$	-0,2305	0,1438	-1,6035	0,1219
i_{t-1}	0,3306	0,1108	2,9825	0,0065
Π^*_{t+j}	0,4024	0,1284	3,1340	0,0045
Π_{12m}	0,0533	0,1443	0,3694	0,7151
R^2	0,7030	Critério de Schwarz		2,0576
$R^2_{ajustado}$	0,6411	p-valor do teste LM (2 def)		0,2473

Tabela 4.2: Modelo-teste com amostra de 1999:07 a 2002:12

Variável Dependente: Expectativas de Mercado da Inflação				
Variáveis explicativas	Coefficientes	Desvio Padrão	estatística t	p-valor
Constante	-5,1966	1,6952	-3,0654	0,0042
$(E_{t-1} \Pi_{t+j})$	0,6247	0,1959	3,1889	0,0031
$(E_{t-2} \Pi_{t+j})$	-0,2987	0,1765	-1,6922	0,0998
i_{t-1}	0,2450	0,1215	2,0173	0,0516
Π^*_{t+j}	0,2732	0,1144	2,3882	0,0226
Π_{12m}	0,4643	0,1173	3,9595	0,0004
R^2	0,8263	Critério de Schwarz		2,4564
$R^2_{ajustado}$	0,8007	p-valor do teste LM (2 def)		0,1689

A partir dos resultados obtidos, é curioso notar que o IPCA acumulado em 12 meses não é significativo no primeiro modelo, mas é no segundo. Mesmo assim, continuamos afirmando que a função de reação do Banco Central é “forward-looking”, ou seja, que as expectativas do mercado sobre a inflação são muito importantes na determinação dos juros domésticos. A justificativa para este tipo de modelo se baseia na explicação de Bogdanski *et al* (2000), ou seja, que a economia brasileira sofreu um choque e não realinhamento sistemático de preços relativos. Então, o fato da inflação passada ser significativa pode ser explicado a partir do choque de oferta que a economia brasileira sofreu a partir do segundo semestre de 2002. A crise de incertezas gerada principalmente pela eleição presidencial, gerou uma tendência de alta na inflação, fazendo o IPCA passar de 0,42% a.m em junho para 1,19% a.m em julho, chegando a 3,02% a.m em novembro. Como o IPCA acumulado no ano aumentou bastante no período, é razoável esperar que os agentes passassem a dar

importância à inflação passada acumulada, o que justifica o fato do coeficiente da variável ser significativo no segundo modelo analisado.

O temor da volta à inflação e a inércia inflacionária fizeram com que as expectativas de inflação futura do mercado se tornassem muito pessimistas. Na figura 7, vemos que os desvios da inflação com relação às metas deram um salto neste período. Foi também nesta época que foi instituída a meta de inflação ajustada para o ano de 2003²¹, com o objetivo de atenuar estes desvios inflacionários às metas.

Na carta aberta ao Ministro da Fazenda em janeiro de 2003²², o presidente do Banco Central justifica a sua adoção, explicando que quando a economia se confronta com choques de oferta de grandes magnitudes, como o que o Brasil enfrentou no terceiro trimestre de 2002, é necessário diluir a convergência da inflação corrente às metas em um período mais longo, para evitar custos maiores à economia. A metodologia de cálculo para as metas ajustadas foi apresentada no *Relatório de Inflação* de setembro de 2002 e na Nota Técnica do Banco Central n° 22. Em resumo, ela consiste na soma de três componentes: i) meta da inflação estabelecida pelo CMN; ii) os impactos inerciais da inflação do ano anterior; iii) o efeito primário dos choques de preços administrados por contrato e monitorados.

Podemos ver vide a figura 7 das variáveis Dt que houve de fato um salto no desvio com relação à meta quando esta não é a ajustada.

²¹ Conforme será explicado no parágrafo seguinte.

²² Mesmo sabendo que o documento foi publicado em 2003, portanto fora do período analisado neste trabalho, ele se refere a resultados do ano passado, este sim incluído nas nossas amostras.

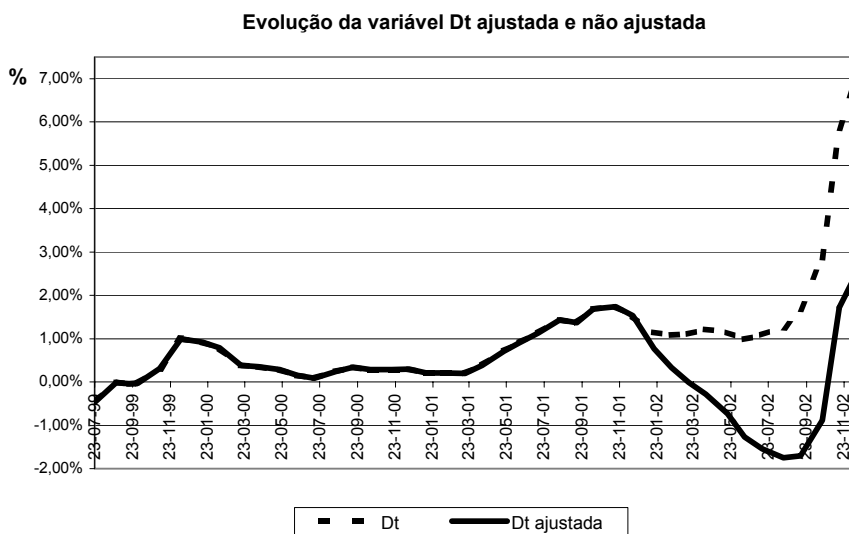


Figura 7: Média ponderada dos desvios da inflação às metas para o ano corrente e o seguinte (variável Dt)

Nos modelos estimados a seguir, testa-se duas classes de modelos diferentes, A e B. Na primeira, utiliza-se a variável Dt sugerida por Minella *et al* (2002), pois em uma única variável conseguimos captar o efeito do desvio da inflação com relação às respectivas metas. Na classe B, estimamos os modelos com os desvios da inflação às metas separadamente para cada ano, pois assim não estamos impondo a restrição de que a relação entre os desvios da inflação à meta para os anos corrente e o próximo é de média ponderada com pesos proporcionais ao número de meses que faltam para terminar o ano. Em todas as estimações, utilizou-se a meta ajustada para o ano de 2003.

Para a estimação dos modelos da classe B, chamamos de $(E_t \pi_{t+j} - \pi^*_{t+j})$ a série de desvios da inflação com relação à meta para o ano corrente e $(E_t \pi_{t+j+12} - \pi^*_{t+j+12})$ a série de desvios da inflação com relação à meta para o ano seguinte. O coeficiente de correlação entre essas duas séries é de 0,87. O gráfico das duas séries e Dt se encontra abaixo:

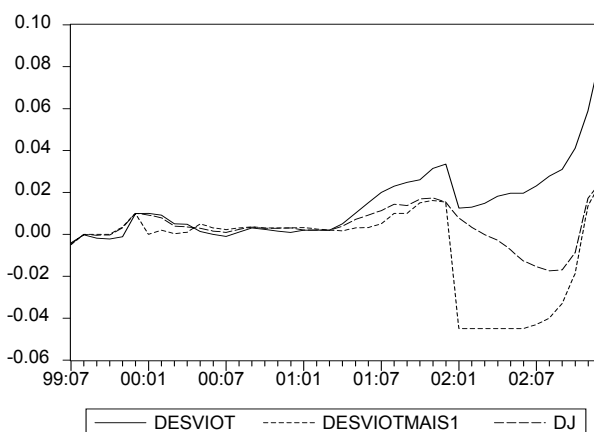


Figura 8: Desvios da Inflação às metas e sua média ponderada Dt

A seguir, apresentaremos os modelos estudados. A numeração está dividida entre A e B segundo a classe. A análise das estatísticas descritivas, correlações e testes de estacionariedade das séries encontram-se no apêndice A e C deste trabalho.

Modelo 1:

Este modelo se baseia no do Minella *et al* (2002). Porém, além de expandir a amostra, introduz as mudanças para as variáveis hiato e Dt explicitadas anteriormente. Além disso, para eliminar a autocorrelação nos resíduos, tivemos que incluir uma defasagem a mais para a taxa de juros, ficando com três. Porém, a sua introdução torna a variável fundamental do nosso modelo, Dt, não significativa. No modelo B, basta uma defasagem da Selic para que os resíduos da regressão não sejam autocorrelatados.

Tabela 5: Resultados dos modelos 1A e 1B

Variável Dependente: Selic fim de período			
Variáveis explicativas	Coefficientes	Desvio Padrão	p-valor
Modelo A			
Constante	-1,6224	1,9451	0,4099
i_{t-1}	1,4131	0,2034	0,0000
i_{t-2}	-0,0631	0,3061	0,8376
i_{t-3}	-0,2521	0,1803	0,1708
Dt	-5,7215	14,8420	0,7022
$ht-2$	0,06860	0,0479	0,1613
R^2	0,8581	Critério de Schwarz	2,5688
R^2 ajustado	0,8379	p-valor do teste LM (2def)	0,2027
Modelo B			
Constante	2,2536	1,5556	0,1558
i_{t-1}	0,8530	0,0876	0,0000
$(E_t \Pi_{t+j} - \Pi^*_{t+j})$	37,8321	6,1529	0,0000
$(E_t \Pi_{t+j+12} - \Pi^*_{t+j+12})$	4,9085	4,6234	0,2953
$ht-2$	0,0270	0,0394	0,4979
R^2	0,9058	Critério de Schwarz	2,0480
R^2 ajustado	0,8956	p-valor do teste LM (2def)	0,6388

A grande vantagem do modelo B sobre o A é que os desvios às metas para o ano corrente são significativos. O R^2 de fato passa de 0,86 para 0,90, possivelmente reflexo da melhor especificação do modelo.

Neste primeiro modelo, continuamos com o mesmo problema do capítulo anterior de que o hiato não é significativo. O fato de algumas variáveis não serem significativas são grandes motivadoras para continuarmos o trabalho de tentar aprimorar a possível função de reação do Banco Central. No apêndice D, estimamos o mesmo modelo utilizando a mesma periodicidade que Minella *et al* (2002), portanto sem as metas ajustadas para compararmos resultados.

Modelo 2:

Conforme já mencionado anteriormente, podemos identificar nos Relatórios de Inflação divulgados pelo Banco Central a importância da desvalorização cambial com relação à inflação esperada, devido ao repasse dessa para os preços. Nesse sentido, é interessante analisar como é o comportamento dos juros quando o mercado está prevendo uma valorização ou desvalorização da moeda doméstica. O modelo 2 é então uma expansão do primeiro, incluindo a variável desvalorização cambial esperada.

O dólar futuro seria um bom candidato para captar o efeito da desvalorização, porém só o contrato de um mês apresenta liquidez, conforme o estudo de Garcia (2001). Para tentar captar como é a expectativa do mercado com relação ao câmbio esperado, construímos a seguinte série baseada na própria definição do cupom cambial²³:

$$(3) \quad \Delta E_{m,t} = (1+i_{m,t}) / (1+cc_{m,t}) - 1$$

onde $\Delta E_{m,t}$ é a variação do câmbio esperada em t para m períodos a frente, $i_{m,t}$ é a taxa de juros à vista em real de maturidade m e $cc_{m,t}$ é o cupom cambial hoje com maturidade m.

A série de desvalorização esperada foi construída a partir dos dois contratos da BMF²⁴, juros DI e cupom cambial, para três meses, sendo que o cupom cambial é limpo, ou seja, o seu preço unitário é multiplicado pelo “fator de limpeza”²⁵ e ambas as curvas são exponenciais com 252 dias úteis. Construímos a série mensal a partir da diária, considerando os mesmos dias do mês que os da série de expectativas de inflação, ou seja, os últimos dados disponíveis antes das reuniões do Copom. A série não incorpora diretamente o risco Brasil, mas consideramos que este está presente na formação do preço feita pelos agentes que operam este tipo de contrato.

²³ Segundo Ernesto Lozardo, no livro “Derivativos no Brasil”, define-se cupom cambial no mercado brasileiro como a taxa de juros DI descontado pela variação do câmbio no período. Contudo, é importante frisar que não levamos em conta o Risco Cambial na equação 3, por ser uma série não observável cujo o cálculo foi desenvolvido de diferentes formas na literatura.

²⁴ Bolsa de Mercadorias e Futuros.

²⁵ Ptax dividida pelo dólar de fechamento do mercado.

Tabela 6: Resultados dos modelos 2A e 2B²⁶

Variável Dependente: Selic fim de período			
Variáveis explicativas	Coefficientes	Desvio Padrão	p-valor
Modelo A			
Constante	-2,0701	1,7457	0,2434
\dot{i}_{t-1}	1,6200	0,1786	0,0000
\dot{i}_{t-2}	-0,5037	0,1599	0,0033
h_{t-2}	0,0966	0,0478	0,0506
D_t	12,3548	15,8285	0,4402
$D(DesV)$	-5,3590	3,1359	0,0961
R^2	0,8608	Critério de Schwarz	2,5281
R^2 ajustado	0,8415	p-valor do teste LM (2def)	0,2307
Modelo B			
Constante	1,8246	1,5994	0,2615
\dot{i}_{t-1}	0,8766	0,0899	0,0000
h_{t-2}	0,0395	0,0409	0,3407
$(E_t \Pi_{t+j} - \Pi^*_{t+j})$	38,0091	6,1375	0,0000
$(E_t \Pi_{t+j+12} - \Pi^*_{t+j+12})$	6,8381	4,9324	0,1742
$D(DesV)$	-2,5592	2,3255	0,2784
R^2	0,9089	Critério de Schwarz	2,1039
R^2 ajustado	0,8962	p-valor do teste LM (2def)	0,4053

Apesar de todo o embasamento teórico, não conseguimos bons resultados. No modelo 6A, a variável D_t não é significativa. Entretanto, os resultados mudam bastante no modelo 6B. Os desvios de inflação com relação à meta para o ano corrente se tornam significativos, mas não para o ano seguinte e a série de desvalorização esperada torna-se irrelevante, o mesmo ocorrendo com o hiato do produto. Contudo, o poder explicativo do modelo melhora bastante, com o aumento do R^2 ajustado de aproximadamente 6%.

O sinal negativo da variável desvalorização, nos dois modelos, não é tão intuitivo. Pela relação de paridade descoberta da taxa de juros, observamos que a taxa de juros doméstica e a taxa de câmbio se relacionam negativamente. Porém, nada nos garante que se a taxa de juros subir e o câmbio apreciar, a taxa de câmbio esperada seguirá o mesmo caminho. Continuamos a incluir duas defasagens da taxa Selic no modelo A para eliminar a autocorrelação dos resíduos. Como a série que representa a desvalorização cambial é não estacionária, ela aparece em primeira diferença nos modelos A e B.

²⁶ A variável DesV do modelo é igual a $\Delta E_{m,t}$.

Modelo 3:

Este modelo segue a linha do modelo anterior, porém ao invés de considerar a desvalorização cambial esperada pelo mercado, dizemos que o Banco Central estaria agora preocupado com a média mensal da Ptax no mês²⁷. Entretanto, não podemos incluir no modelo a variável Ptax contemporânea a Selic porque temos um problema de endogeneidade dos dados: o câmbio afeta a Selic e a Selic afeta o câmbio contemporaneamente. Para tentar solucionar a questão, defasamos a variável câmbio em um mês.

Os resultados são mostrados abaixo. No modelo A, todas as variáveis não são significativas, exceto a Selic defasada. Além disso, os sinais dos coeficientes não estão corretos, exceto o da primeira defasagem da Selic e do hiato. A determinação dos juros não pode depender negativamente das expectativas de inflação e do câmbio. Portanto, esse modelo não atende aos pressupostos básicos da economia.

Já no modelo B, houve uma melhora considerável nos resultados. Conseguimos eliminar a correlação de segunda ordem nos resíduos presente no modelo A. Além disso, a série de desvios da inflação se tornam significativos para o ano corrente, fazendo com que o R^2 ajustado da regressão aumentasse em mais de 7% do modelo A para o B. Contudo, ainda temos que aprimorar o nosso possível modelo para função de reação do Banco Central, já que várias variáveis não são significativas.

²⁷ Testou-se também o modelo com a Ptax do dia anterior à reunião do Copom. Entretanto, esta série é mais volátil do que a média mensal, o que levou a piores resultados.

Tabela 7: Resultados dos modelo 3A e 3B

Variável Dependente: Selic fim de período			
Variáveis explicativas	Coefficientes	Desvio Padrão	p-valor
Modelo A			
Constante	-1,6110	1,7722	0,3694
i_{t-1}	1,6632	0,2148	0,0000
i_{t-2}	-0,5647	0,1955	0,0065
$ht-2$	0,0769	0,0474	0,1133
Dt	-8,0298	17,4542	0,6482
$D(Ptax_{t-1})$	-1,0029	1,2076	0,4117
R^2	0,8523	Critério de Schwarz	2,5871
R^2 ajustado	0,8318	p-valor do teste LM (2def)	0,0209
Modelo B			
Constante	2,3278	1,5806	0,1495
i_{t-1}	0,8494	0,0889	0,0000
$ht-2$	0,0274	0,0399	0,4959
$(E_t \Pi_{t+j} - \Pi^*_{t+j})$	38,3271	6,3110	0,0000
$(E_t \Pi_{t+j+12} - \Pi^*_{t+j+12})$	4,6504	4,7066	0,3297
$D(Ptax_{t-1})$	-0,3557	0,7702	0,6469
R^2	0,9064	Critério de Schwarz	2,1311
R^2 ajustado	0,8934	p-valor do teste LM (2def)	0,5571

Modelo 4:

A estimação deste modelo também tenta solucionar o problema de endogeneidade entre o dólar mensal e a taxa Selic contemporâneos. Diferentemente do modelo anterior, construímos uma variável denominada Ptax15. Ela é uma média entre os últimos 15 dias do mês anterior e os 15 dias do mês corrente²⁸.

²⁸ Testamos também o modelo com a série que pega três semanas do mês anterior e uma semana do mês corrente, porém os resultados obtidos foram piores do que com a série que pega quinze dias de cada mês.

Tabela 8: Resultados dos modelos 4A e 4B

Variável Dependente: Selic fim de período			
Variáveis explicativas	Coefficientes	Desvio Padrão	p-valor
Modelo A			
Constante	-2,1221	1,5962	0,1918
\dot{i}_{t-1}	1,1026	0,0884	0,0000
h_{t-2}	0,0763	0,0426	0,0812
Dt	43,8563	13,9278	0,0032
$D(Ptax15)$	4,3509	1,0349	0,0002
R^2	0,8747	Critério de Schwarz	2,3337
R^2 ajustado	0,8611	p-valor do teste LM (2def)	0,2178
Modelo B			
Constante	1,3635	1,5076	0,3718
\dot{i}_{t-1}	0,9009	0,0847	0,0000
$ht-2$	0,0305	0,0371	0,4163
$(E_t \Pi_{t+j} - \Pi^*_{t+j})$	34,0939	5,9852	0,0000
$(E_t \Pi_{t+j+12} - \Pi^*_{t+j+12})$	7,5703	4,4821	0,0999
$D(Ptax15)$	1,9256	0,7940	0,0204
R^2	0,9190	Critério de Schwarz	1,9857
R^2 ajustado	0,9078	p-valor do teste LM (2def)	0,3847

Com relação aos modelos 4A e 4B apresentados, temos resultados um pouco diferentes, mas estes são os melhores alcançados até agora. A variável representativa do câmbio é significativa nos dois modelos, porém no modelo A o hiato do produto é significativo ao nível de significância de 10%. Já no modelo B, os desvios de inflação às metas para o próximo ano só são significativos a 10%. Em ambos modelos, não precisamos incluir a segunda defasagem da Selic fim de período, pois não há correlação dos resíduos nos modelos com uma defasagem.

Todos os sinais estão de acordo com o esperado. A taxa de juros corrente depende positivamente de todas as variáveis explicativas, fora a constante no modelo A. Com relação ao hiato, isto ocorre porque quanto mais aquecida a economia, maior o seu valor relativo e em geral, maiores são as pressões inflacionárias. Os juros então teriam que subir para trazer a economia de volta para o equilíbrio. O mesmo raciocínio se aplica para os desvios das taxas de inflação esperadas com relação às metas. Com relação ao câmbio, quanto mais desvalorizado, maior é o repasse do aumento de custos para os preços administrados, o que influencia as expectativas inflacionárias. Da mesma forma, os juros sobem para evitar este tipo de efeito.

Modelo 5:

O Brasil é um país extremamente dependente do capital externo. Uma medida de risco Brasil poderia ser uma variável importante na determinação dos juros domésticos, uma vez que a percepção do país perante os investidores estrangeiros é muito relevante para determinar o montante de capital que entrará no país de diversas formas. Podemos confirmar a importância desta variável através da paridade coberta da taxa de juros, que inclui o chamado prêmio de risco pago pelos investidores externos ao investir aqui no Brasil. Testamos duas variáveis para prêmio de risco soberano, Embi+ Brasil do J.P Morgan e o C-Bond, título da dívida brasileira mais negociado no mercado. Escolhemos a variável Embi+ Brasil do J.P Morgan, pois este engloba os títulos de dívida brasileira mais líquidos. Além disso, uma desvantagem na utilização do C-Bond é que seu preço pode sofrer grandes oscilações perto do vencimento do contrato.

O índice Embi+ foi desenvolvido para criar um parâmetro no mercado que refletisse com precisão e objetividade os retornos obtidos com a variação de preços e de rendimento com juros de uma carteira passiva de títulos da dívida de mercados emergentes. Para poder ser incorporado no índice, um país precisa obter “rating” BBB+/Baa1 ou inferior, de acordo com a nota exigida para a dívida externa de mercados emergentes pelas agências de classificação de risco Standard & Poor’s e Moody’s.

A estimação do modelo com as variáveis explicativas Selic defasada, Embi+ Brasil, Dt e hiato talvez não seja a melhor porque as três últimas variáveis não são significativas. Porém, quando incluímos no modelo a média mensal da Ptax calculada conforme a metodologia do modelo 4, os resultados melhoram bastante, exceto para o Embi+ Brasil, que continua a ser não significativo. Como as séries Embi+ Brasil e Ptax são não estacionárias e não há cointegração entre elas, estima-se o modelo com as variáveis em primeira diferença. Incluímos somente uma defasagem da Selic, pois não temos problema com correlação dos resíduos.

Tabela 9: Resultados dos modelos 5A, 5B e 5C

Variável Dependente: Selic fim de período			
Variáveis explicativas	Coefficientes	Desvio Padrão	p-valor
Modelo A			
Constante	-2,1656	1,5684	0,1759
\dot{i}_{t-1}	1,1065	0,0869	0,0000
h_{t-2}	0,0882	0,0425	0,0455
D_t	33,7816	15,1865	0,0325
$D(Embi)$	-0,1521	0,0995	0,1350
$D(Ptax15)$	4,9058	1,0795	0,0001
R^2	0,8823	Critério de Schwarz	2,3598
R^2 ajustado	0,8660	p-valor do teste LM (2def)	0,5349
Modelo B			
Constante	1,1150	1,4895	0,4591
\dot{i}_{t-1}	0,9144	0,0837	0,0000
h_{t-2}	0,0473	0,0381	0,2224
$(E_t \Pi_{t+j} - \Pi^*_{t+j})$	31,5634	6,1081	0,0000
$(E_t \Pi_{t+j+12} - \Pi^*_{t+j+12})$	3,7625	5,0616	0,4622
$D(Embi)$	-0,1313	0,0861	0,1365
$D(Ptax15)$	2,6316	0,9070	0,0064
R^2	0,9241	Critério de Schwarz	2,0104
R^2 ajustado	0,9111	p-valor do teste LM (2def)	0,8230
Modelo C			
Constante	0,8952	1,4508	0,5411
\dot{i}_{t-1}	0,9259	0,0816	0,0000
h_{t-2}	0,0592	0,0343	0,0933
$(E_t \Pi_{t+j} - \Pi^*_{t+j})$	30,8201	5,9881	0,0000
$D(Embi)$	-0,1628	0,0744	0,0352
$D(Ptax15)$	2,6781	0,8992	0,0052
R^2	0,9229	Critério de Schwarz	1,9371
R^2 ajustado	0,9122	p-valor do teste LM (2def)	0,7805

Os resultados dos modelos A e B são parecidos, com a exceção de que no modelo 5B o hiato e os desvios à meta para $t+1$ não são significantes. Eliminamos este problema se estimarmos o modelo sem a variável $(E_t \Pi_{t+j+12} - \Pi^*_{t+j+12})$. O modelo 5C acima não apresenta correlação nos resíduos, como podemos confirmar através do teste LM para correlação serial. Todas as variáveis passam a ser significativas ao nível de significância de 10%, até mesmo o hiato do produto.

Quando introduzimos a variável desvalorização esperada ao invés da Ptax mensal, os resultados pioram de uma maneira geral, por isso não incluímos esta modelagem no trabalho.

Modelo 6:

Neste último modelo, reproduzimos o modelo 5 utilizando como variável dependente a série de Swap Pré X DI 180 dias²⁹ como variável dependente. Escolhemos esta variável por ser uma boa representação dos juros para o mercado financeiro. A correlação desta com a série Selic fim de período é de quase 0,8.

Novamente, os resultados não foram interessantes. No modelo A, a variável chave do modelo D_t não é significativa. Em ambos os modelos, a inclusão do hiato do produto não altera as outras variáveis. Em B, testamos a regressão sem os desvios da inflação em $t+1$. O resultado não mudou significativamente. Não foi necessária a inclusão de mais uma defasagem da série de Swap para que os resíduos não apresentassem correlação.

Tabela 10: Resultados dos modelos 6A e 6B

Variável Dependente: Swap DI X Pré 180 dias			
Variáveis explicativas	Coefficientes	Desvio Padrão	p-valor
Modelo A			
Constante	0,0051	0,0159	0,7489
S_{t-1}	0,9637	0,0797	0,0000
h_{t-2}	0,0009	0,0007	0,1998
D_t	0,2843	0,2805	0,3176
$D(Embi)$	0,0034	0,0018	0,0757
$D(Ptax15)$	0,0480	0,0221	0,0370
R^2	0,8680	Critério de Schwarz	-5,6165
R^2 ajustado	0,8496	p-valor do teste LM (2def)	0,7399
Modelo B			
Constante	0,0219	0,0184	0,2426
S_{t-1}	0,8721	0,0940	0,0000
h_{t-2}	0,0006	0,0008	0,4545
$(E_t \Pi_{t+j} - \Pi^*_{t+j})$	0,2784	0,1345	0,0459
$(E_t \Pi_{t+j+12} - \Pi^*_{t+j+12})$	0,0791	0,1174	0,5049
$D(Embi)$	0,0036	0,0019	0,0667
$D(Ptax15)$	0,0383	0,0201	0,0651
R^2	0,8791	Critério de Schwarz	-5,6154
R^2 ajustado	0,8584	p-valor do teste LM (2def)	0,7444

Ainda neste capítulo, testamos alguns modelos com as seguintes variáveis divulgadas pelo Banco Central: expectativas de mercado com relação à Conta Corrente e à Dívida Líquida do Setor Público. Apesar de serem indicadores importantes, geraram resultados

²⁹ Dados diários do SWAP PREDI 180 recolhidos na BLOOMBERG. Média geométrica mensal.

piores dos que os dos seis modelos apresentados acima, por isso não os incluímos no trabalho.

Capítulo 4: Comparando os modelos estimados

Neste capítulo, comparamos os resultados obtidos no capítulo anterior. O modelo 1 expande o modelo proposto em Minella *et al* (2002). Os resultados não são muito encorajadores. No modelo A, nem a variável Dt, a mais importante num Regime de Metas de Inflação porque contém as expectativas do mercado quanto a esta, é significativa³⁰. No modelo B, os desvios da inflação à meta para o ano corrente é muito significativa, o que representa uma grande melhora com relação ao modelo A. A vantagem que o modelo 2A apresenta sobre o 1A é que o hiato passar a ser significativo. Contudo, esse resultado não é estável, pois quando separamos os desvios de inflação para os diferentes anos, o hiato volta a ser não significativo. Percebemos que há muita instabilidade entre esses modelos descritos.

Para o segundo modelo, classe A, continuamos num mundo onde não podemos falar de funções de reação do Banco Central “forward-looking”. Além disso, no de classe B somente as variáveis Selic com uma defasagem e desvio das expectativas de inflação para o ano corrente são significativos. Como a instituição deixa claro em suas publicações para o mercado, ela de fato se preocupa com o que os agentes econômicos esperam que aconteça com a inflação. Num país como o Brasil, que teve um histórico inflacionário marcante, esta variável se torna mais relevante ainda, o que justifica a escolha do Regime adotado em julho de 1999. Logo, podemos descartar os dois primeiros modelos para como bons descritores da função de reação da autoridade monetária.

O modelo 3 não é um bom modelo porque as variáveis fundamentais não são significativas. Já o modelo 4, além de conter a variável fundamental do modelo “forward-looking” significativa, inclui uma medida para captar o efeito da desvalorização da moeda, que é a média da Ptax calculada conforme explicado anteriormente. No modelo 4A, o hiato do produto calculado a partir do índice de produção industrial física do IBGE é significativo ao nível de significância de 10%.

Apesar do modelo 5 replicar o quarto, incluindo a variável de risco Brasil, Embi+ Brasil, obtém resultados bastante diferentes. No modelo 5B, não só o hiato é não significativo, como também o Embi e os desvios das expectativas inflacionárias para o

³⁰ No apêndice D, estimamos este mesmo modelo 1 com a periodicidade utilizada por Minella et al (2002) e sem a meta de inflação estar ajustada. Continuamos com a variável Dt não significativa.

próximo ano. Os resultados só melhoram consideravelmente do modelo 4 para o 5 quando excluimos os desvios das expectativas de inflação para o ano seguinte. Todas as variáveis passam a ser significativas ao nível de significância de 10%, exceto a constante. O sentido econômico da inclusão da variável que é uma aproximação para o risco-país é que quando o Banco Central decide a que nível fixar a Selic, ele leva em consideração a percepção dos investidores estrangeiros em relação ao Brasil, pois esta é fundamental para que o governo consiga captar recursos no exterior. Se os credores externos não acreditam no futuro da economia doméstica, os créditos minguam, fazendo com o que a situação do país em desenvolvimento, extremamente dependente do capital externo, se deteriore. Logo, o índice escolhido também nos permite medir indiretamente a liquidez internacional, pela disposição de investidores estrangeiros em investir em mercados emergentes como o Brasil.

No modelo 6A, nem a variável Dt é significativa. Para o de classe B, o hiato e os desvios das expectativas inflacionárias para $t+1$ não são significativos. As outras variáveis – swap defasado, desvios das expectativas inflacionárias para o ano corrente, $Ptax15$ e $Embi+$ Brasil - são significativas ao nível de 10%. Contudo, descartamos este sexto modelo, pois temos outros com melhores resultados.

Em geral, todos os modelos de classe B tiveram melhor poder explicativo³¹ que os da classe A. Inferimos então que é melhor estimarmos o modelo da função de reação do Banco Central com os desvios das expectativas de inflação separados, diferentemente de Minella *et al* (2002). O modelo mais parcimonioso parece ser o modelo 4B. Neste, todas as variáveis são significativas ao nível de 10%, exceto o hiato do produto. Entretanto, a significância desta variável oscila bastante e devemos olhar para ela com cautela, conforme explicado previamente. Se estimarmos a função de reação considerando só os desvios das expectativas de inflação para o ano corrente, o melhor modelo passa a ser o 5C, onde todas as variáveis são significativas, não há correlação nos resíduos e o R^2 é bastante elevado, igual a 0,92.

Ao estimarmos estruturas “forward-looking”, esperaríamos que não só os desvios para o ano corrente, mas também os desvios das expectativas para o fim do próximo ano fossem significativos. Porém, não é isto que ocorre em vários modelos, especialmente o modelo 5, cujos resultados melhoraram significativamente quando excluimos esta variável. Além

³¹ Medido pelo R^2 .

disso, ainda temos neste modelo uma medida que leva em conta a percepção internacional do país. Poderíamos dizer neste caso que a autoridade monetária está levando em conta os juros passados, o hiato do produto, os desvios das expectativas às metas para o ano corrente, o risco Brasil e o câmbio na determinação da taxa de juros básica da economia.

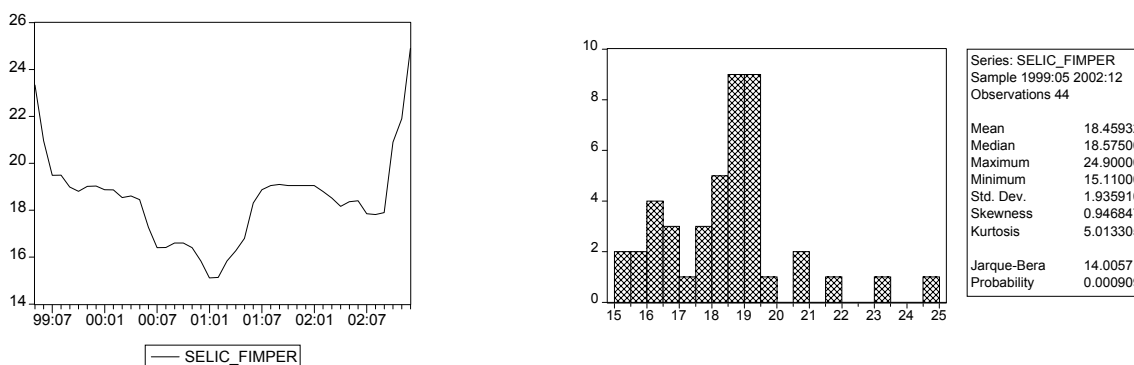
A análise de qual seria a função de reação que mais se aproxima da atuação do Bacen deve ser feita com muito cuidado. Através das nossas conclusões, podemos eleger tanto o modelo 4B quanto o 5C, dependendo dos critérios de escolha de quem está avaliando os modelos.

Apêndices:

A. Breve Histórico

Estatísticas Descritivas e testes de Estacionariedade³²:

a) Variável Selic fim de período:

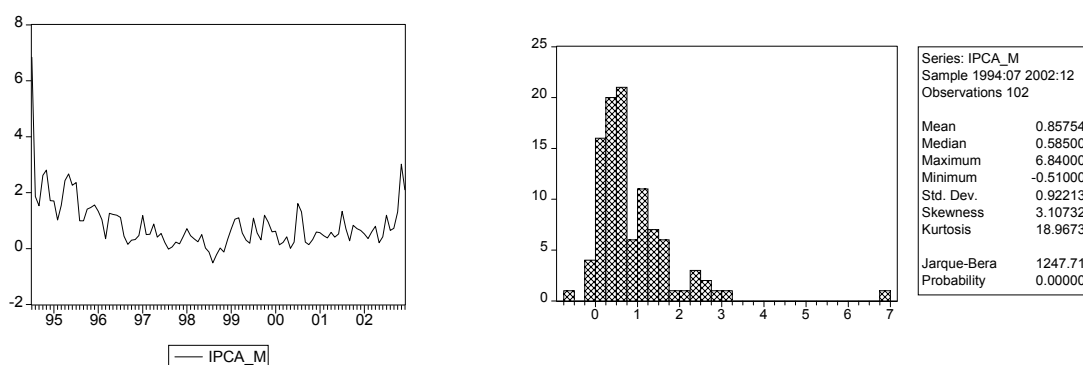


Figuras 10A e 10B: Selic fim de período – Maio 1999 a Dez 2002

Tabela 11: Teste Phillips-Perron para Selic Fim de Período

Variável Dependente: Selic fim de período		
	Nível	1a Dif
Estatística PP	-0,7735	-3,2108
Valor Crítico 1%	-3,5930	-3,5930
Valor Crítico 5%	-2,9320	-2,9320
Valor Crítico 10%	-2,6039	-2,6039

b) Variável Ipcam mensal:

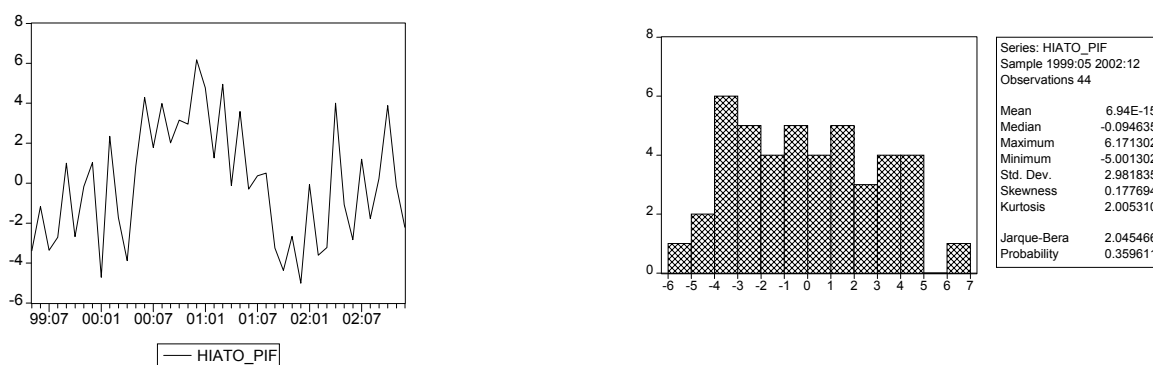


Figuras 11A e 11B: Ipcam mensal – Julho 1994 a Dez 2002

³² Os testes realizados são os ADF com intercepto, exceto para as séries de hiato e Phillips-Perron com 3 defasagens truncadas.

Tabela 12: Teste ADF para Ipca Mensal

Variável Dependente: Ipca Mensal	
	Nível
Estatística ADF	-3,0966
Valor Crítico 1%	-3,4986
Valor Crítico 5%	-2,8912
Valor Crítico 10%	-2,5824

c) Variável Hiato**Figuras 12A e 12B: Hiato da Produtividade Industrial Física – Maio 1999 a Dez 2002****Tabela 13: Teste ADF para Hiato da Produtividade Industrial Física**

Variável Dependente: Hiato PIF	
	Nível
Estatística ADF	-2,7658
Valor Crítico 1%	-2,6182
Valor Crítico 5%	-1,9488
Valor Crítico 10%	-1,6199

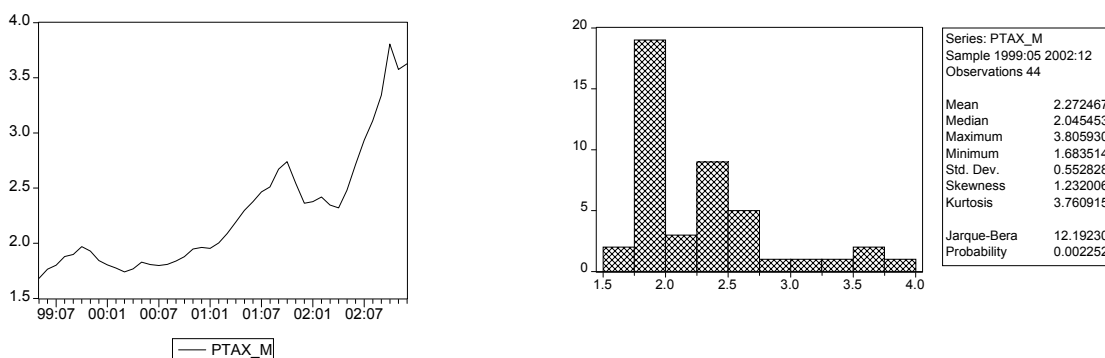
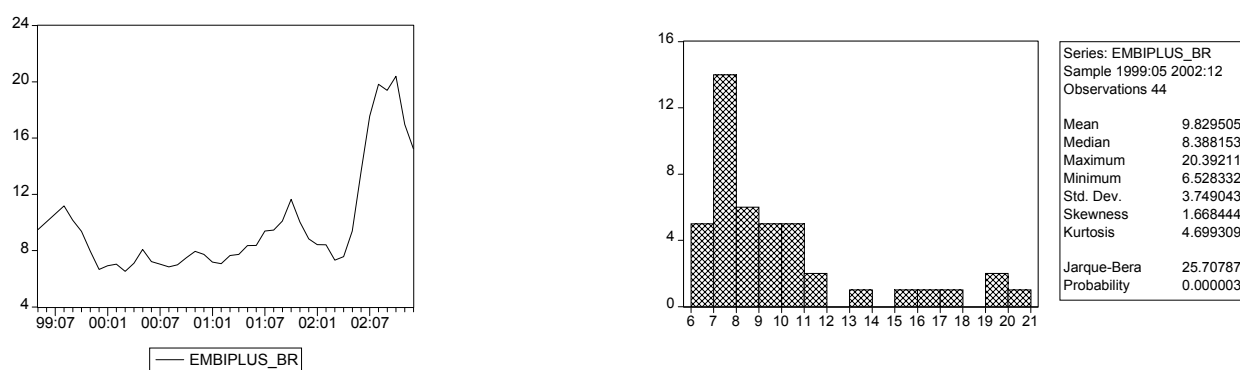
d) Variável Ptax Média mensal:**Figura 13A e 13B: Ptax Média Mensal - Maio 1999 a Dez 2002**

Tabela 14: Teste ADF para Ptax Média Mensal

Variável Dependente: Ptax Mensal		
	Nível	1a Dif
Estatística ADF	-0,5148	-3,4189
Valor Crítico 1%	-3,5930	-3,5930
Valor Crítico 5%	-2,9320	-2,9320
Valor Crítico 10%	-2,6039	-2,6039

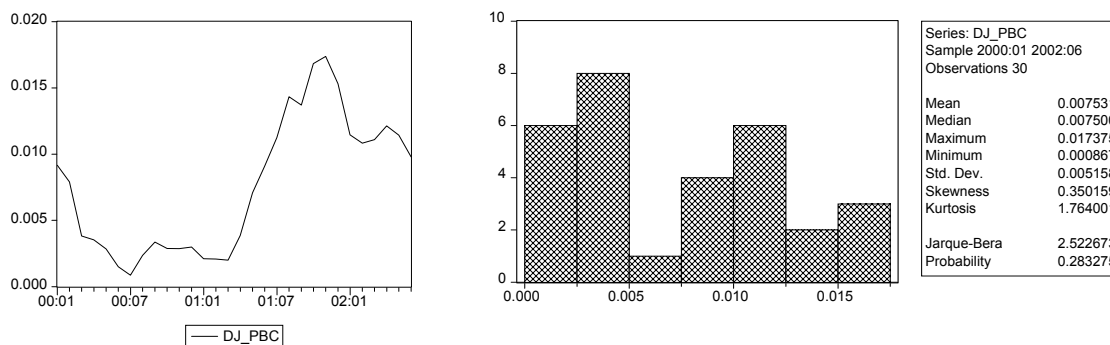
e) Variável Embi+ Brasil:

**Figuras 14A e 14B: Embi+ Brasil – Maio 1999 a Dez 2002****Tabela 15: Teste ADF para Embi+ Brasil**

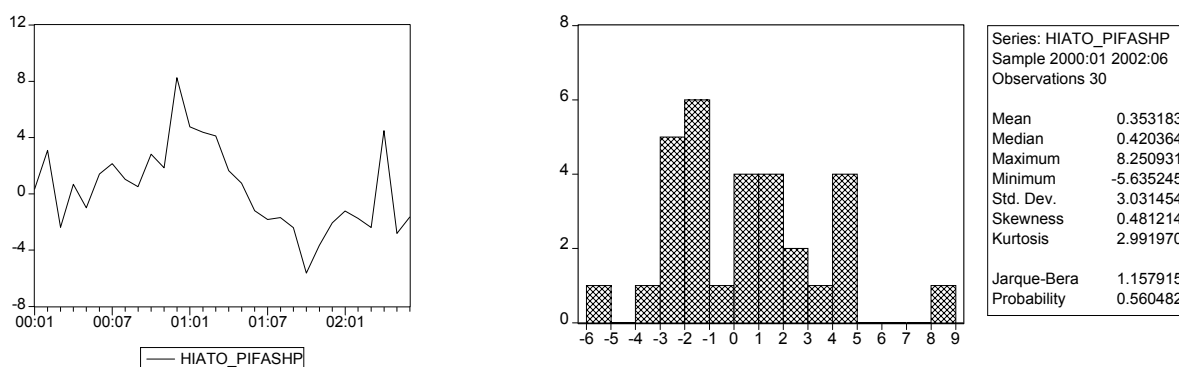
Variável Dependente: Embi+ Brasil		
	Nível	1a Dif
Estatística ADF	-1,9033	-3,6837
Valor Crítico 1%	-3,5850	-3,5850
Valor Crítico 5%	-2,9286	-2,9286
Valor Crítico 10%	-2,6021	-2,6021

B. Capítulo 4

Estatísticas Descritivas e testes de estacionariedade das séries utilizadas na estimação do modelo pré existente



Figuras 15A e 15B: Variável Dt sem a meta ajustada – Jan 2000 a Junho 2002



Figuras 16A e 16B: Hiato da PIF com ajuste sazonal calculado por HP – Jan 2000 a Junho 2002

Tabela 16: Teste ADF na Selic mensal – Jan 2000 a Junho 2002

Variável Dependente: Selic Mensal	
	Nível
Estatística ADF	-2,1259
Valor Crítico 1%	-3,8572
Valor Crítico 5%	-3,0400
Valor Crítico 10%	-2,6608

Tabela 17: Teste ADF na variável Dt sem meta ajustada – Jan 2000 a Junho 2002

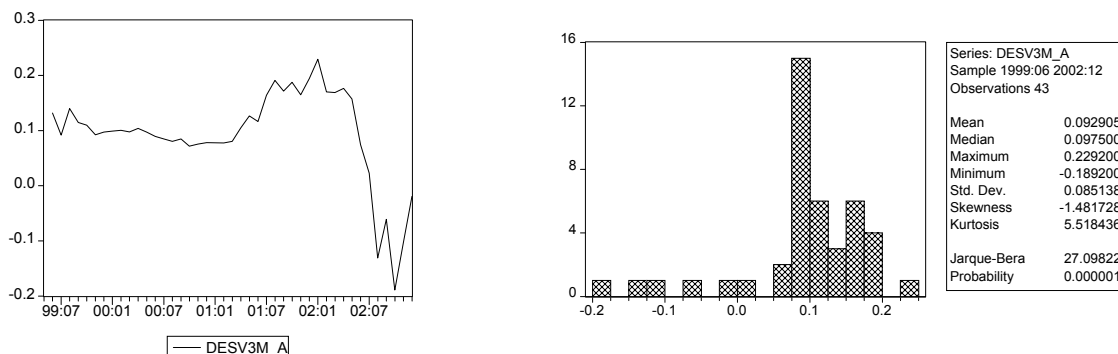
Variável Dependente: Variável Dj		
	Nível	1a Dif
Estatística ADF	-1,6652	-1,9555
Valor Crítico 1%	-3,8572	-3,8572
Valor Crítico 5%	-3,0400	-3,0400
Valor Crítico 10%	-2,6608	-2,6608

Tabela 18: Teste ADF no Hiato PIF com ajuste sazonal calculado por HP – Jan 2000 a Junho 2002

Variável Dependente: Hiato PIF com ajuste sazonal		
	Nível	1a Dif
Estatística ADF	-1,5731	-4,4075
Valor Crítico 1%	-3,6661	-3,6661
Valor Crítico 5%	-2,9627	-2,9627
Valor Crítico 10%	-2,6200	-2,6200

C. Capítulo 5

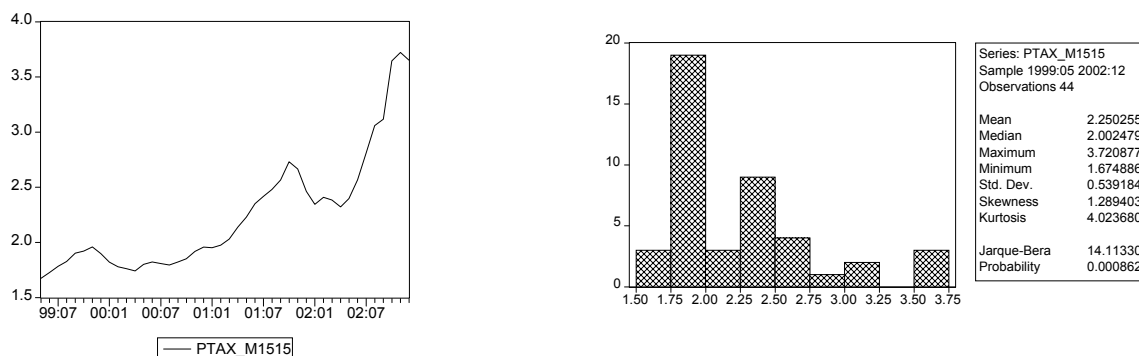
Estatísticas Descritivas, testes de estacionariedade e correlações das séries dos modelos estimados que não estão contidas no apêndice A:



Figuras 17A e 17B: Série do Modelo 2 - Desvalorização Esperada em 3 meses

Tabela 19: Teste ADF na série do Modelo 2 - Desvalorização Esperada em 3 meses – Jun 1999 a Dez 2002

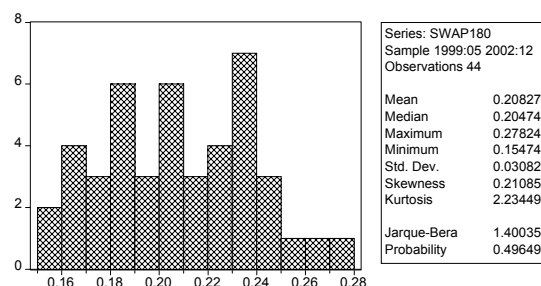
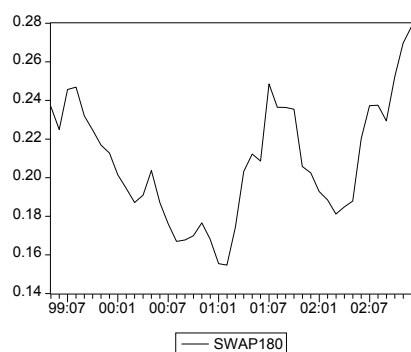
Variável Dependente: Desv Esperada em 3 meses		
	Nível	1a Dif
Estatística ADF	-1,0638	-2,7603
Valor Crítico 1%	-3,5973	-3,6019
Valor Crítico 5%	-2,9339	-2,9358
Valor Crítico 10%	-2,6048	-2,6059



Figuras 18A e 18B: Série do Modelo 4 Ptax15 – Maio 1999 a Dez 2002

Tabela 20: Teste ADF na série do Modelo 4 - Ptax Média entre os dias 15 de cada mês – Maio 1999 a Dez 2002

Variável Dependente: Ptax média 15-15		
	Nível	1a Dif
Estatística ADF	-0,3211	-3,3322
Valor Crítico 1%	-3,5930	-3,5973
Valor Crítico 5%	-2,9320	-2,9339
Valor Crítico 10%	-2,6039	-2,6048



Figuras 19A e 19B: Série do Modelo 6 – Swap Pré X DI 180 dias – Maio 1999 a Dez 2002

Tabela 21: Teste ADF na série do Modelo 6 - Swap Pré X DI 180 dias – Maio 1999 a Dez 2002

Variável Dependente: Swap Pré X DI 180 dias		
	Nível	1a Dif
Estatística ADF	-1,1629	-3,8197
Valor Crítico 1%	-3,5930	-3,5973
Valor Crítico 5%	-2,9320	-2,9339
Valor Crítico 10%	-2,6039	-2,6048

Tabela 22: Matriz de correlação entre as variáveis utilizadas nos seis modelos estimados

	SELICFinPer	SWAP180	PTAX15	PTAXMed	HIATO_PIF	EMBI+BR	Dt	$(E_t \Pi_{t+j} - \Pi^*_{t+j})$	$(E_t \Pi_{t+j+12} - \Pi^*_{t+j+12})$	DESV3M_A
SELICFinPer	1	0,79	0,60	0,56	-0,51	0,46	0,37	0,73	0,09	-0,18
SWAP180	0,79	1	0,65	0,65	-0,41	0,71	0,11	0,62	0,09	-0,33
PTAX15	0,60	0,65	1	0,99	-0,17	0,84	0,04	0,91	-0,18	-0,52
PTAXMed	0,56	0,65	0,99	1	-0,15	0,87	-0,04	0,88	-0,24	-0,54
HIATO_PIF	-0,51	-0,41	-0,17	-0,15	1	-0,14	-0,19	-0,27	0,06	-0,25
EMBI+BR	0,46	0,71	0,84	0,87	-0,14	1	-0,37	0,65	-0,29	-0,72
Dt	0,37	0,11	0,04	-0,04	-0,19	-0,37	1	0,31	0,72	0,40
$(E_t \Pi_{t+j} - \Pi^*_{t+j})$	0,73	0,62	0,91	0,88	-0,27	0,65	0,31	1	0,02	-0,38
$(E_t \Pi_{t+j+12} - \Pi^*_{t+j+12})$	0,09	0,09	-0,18	-0,24	0,06	-0,29	0,72	0,02	1	0,06
DESV3M_A	-0,18	-0,33	-0,52	-0,54	-0,25	-0,72	0,40	-0,38	0,06	1

D. Modelo 1 com algumas alterações

Resultado do Modelo 1 com amostra até junho de 2002 e utilizando a meta não ajustada para o ano de 2003 para podermos comparar melhor com o modelo estimado em Minella *et al* (2002):

Tabela 23: Resultado Modelo 1 com meta não ajustada – Julho 1999 a Junho 2002

Variável Dependente: Selic média mensal			
Variáveis explicativas	Coefficientes	Desvio Padrão	p-valor
Constante	1,0242	1,2877	0,4324
i_{t-1}	1,2821	0,1690	0,0000
i_{t-2}	-0,3480	0,1340	0,0143
Dt	21,2477	15,7461	0,1870
$ht-2$	0,0322	0,0311	0,3094
R^2	0,9210	Critério de Schwarz	1,3377
R^2 ajustado	0,9108	p-valor do teste LM (2 def)	0,2243

Se retirarmos o hiato da estimação, o p-valor da variável Dt com a meta não ajustada aumenta. Não há alteração nas outras variáveis. Se incluirmos a variável hiato com somente uma defasagem, os resultados pioram ainda mais para todas as variáveis do modelo.

E. Conclusões do relatório de Ribeiro (2002): “Estimativas de Hiato do Produto”

Em qualquer tipo de abordagem empírica que leva em conta o produto, ou aproximações para este, é necessário extremo cuidado na estimação do hiato do produto, que é geralmente a forma pela qual este entra em funções de reação e equações comportamentais da economia. Não existe uma abordagem fechada e definitiva para o seu cálculo, havendo a necessidade de estimar, interpretar e testar as diversas metodologias que podem ser utilizadas, tendo sempre em vista os objetivos aos quais a estimativa do hiato deve atender.

Dessa forma, tendo em mente a utilização da estimativa de hiato em algo próximo a uma Regra de Taylor, uma série de abordagens foram utilizadas para tentar medir o hiato do produto. Primordialmente, a variável produto também é figura lúgubre, possuindo uma série de aproximações e abordagens, que são ótimas de acordo com as metas definidas para seu uso. Neste caso, a série escolhida³³ foi a de índice de produção industrial, sem a extração tanto de tendência como de sazonalidade.

De maneira geral, o objetivo deste trabalho foi o de obter a melhor metodologia possível para o hiato do produto, permitindo uma interpretação econômica responsável dos resultados obtidos, principalmente no que se refere à determinação dos períodos de aquecimento e desaquecimento da economia. Uma série de problemas se apresentaram no decorrer das estimativas, de forma que foram desenvolvidas várias metodologias a fim de extrair tanto a tendência como a sazonalidade, melhorando a interpretação e as conclusões sobre os já mencionados dados. Nisto foram utilizadas as mais diversas abordagens, tanto em termos da variável (nível, primeira diferença, logarítmica) como da própria metodologia de cálculo do hiato.

Escolher a melhor forma de calculá-lo é algo muito difícil, porque, de maneira geral, não existe uma boa medida, mas a melhor medida entre várias apresentadas, o que implica, infelizmente, em diversas imprecisões, erros e afins.

A série de índice de produção industrial utilizada encontra-se em nível, e apresenta tendência e sazonalidade. Não foram utilizadas séries já dessazonalizadas, optando-se por recorrer ao método de *dummies* sazonais para extrair a sazonalidade, já que este deriva estimativas muito mais consistentes e efetivamente serve melhor aos propósitos do

³³ Fonte: IPEADATA

trabalho do que outros amplamente utilizados na literatura. Da mesma forma, a série apresenta tendência, que não foi removida utilizando método como Hodrick-Prescott (HP). Optou-se por manter a consistência com a abordagem de remoção da sazonalidade, e aqui também foi utilizada *dummy* de tendência para sua remoção.

Dessa forma, foram utilizadas inicialmente cinco regressões:

- a. Produto regredido contra tendência e *dummies* sazonais.
- b. Primeira diferença do produto regredida em *dummies* sazonais.
- c. Décima-segunda diferença do produto regredida em *dummies* sazonais.
- d. Abordagem logarítmica da variação percentual em relação ao mês anterior, regredida em *dummies* sazonais.
- e. Abordagem logarítmica da variação percentual em relação ao mesmo mês no ano anterior, regredida em *dummies* sazonais.

As abordagens (b) e (d), além de (c) e (e), são *aproximações* umas das outras, sendo todas elas estimadas para descobrir qual se adequa melhor aos dados e aos propósitos estabelecidos. Logo, é evidente que muitos dos resultados obtidos são bastante parecidos, o que não quer dizer que irão possuir a mesma aplicabilidade. É patente a presença tanto de sazonalidade como de tendência na maioria das séries observadas, com *p-valores* baixos, em geral.

De maneira bem simples, os resíduos de cada uma dessas regressões fornecerão estimativas de hiato do produto sem tendência e sem sazonalidade. A escolha de qual abordagem deveria ser utilizada obedeceu a critérios primordiais de topologia, buscando a série que traria maior facilidade na interpretação dos dados estimados e que permitiria uma inferência mais adequada.

Inicialmente, tratando das vantagens e desvantagens da medida em nível e da em primeira diferença para o cálculo do hiato, a primeira abordagem parece ser a melhor, nem tanto por suas próprias qualidades, mas principalmente pelas deficiências da segunda. O tratamento em primeira diferença facilita a interpretação para o crescimento do PIB, e possui uma grande vantagem que é acabar com o problema da presença de tendência, mas determinar os períodos de aquecimento e desaquecimento da economia é um tanto difícil, dado a volatilidade excessiva da série. A série em nível não possui as vantagens da série

em primeira diferença, mas em contrapartida determinar períodos de aquecimento e desaquecimento é infinitamente mais fácil e intuitivo.

Foram feitas diversas tentativas sobre ambas as séries para medir o nível de aquecimento, sendo que nenhuma apresentou resultados satisfatórios para a segunda abordagem, ao passo que para a primeira julgou-se a metodologia com média trimestral como a mais apropriada, sem deixar de levar em conta a importância das outras metodologias, quadrimestral e semestral, principalmente para refinamento de conclusões. Infelizmente alguns problemas se mantiveram, como, por exemplo, a excessiva importância dada ao momento de aquecimento que existiu em 2000, muito provavelmente porque este ficou preso entre dois períodos depressivos e de desaquecimento, resultantes respectivamente da crise asiática e problemas fiscais e políticos no Brasil, que culminaram com crise cambial de 1998-99 e de conjuntura internacional desfavorável, principalmente depois do segundo semestre de 2001. 2002 também se mostrou um ano bastante complicado, com grande variabilidade resultante de choques de confiança na economia, dificultando a obtenção sólida de conclusões.

A abordagem alternativa da variável em nível, representada pela variável NOVA01³⁴, não representou nenhuma grande vantagem de interpretação, não valendo o custo de se criar e analisar uma nova variável. A abordagem alternativa empreendida para a primeira diferença, com a soma dos acumulados trimestrais, quadrimestrais e semestrais, já é um tanto diferente. Esta se apresenta muito mais intuitiva e de fácil observação e interpretação do que a abordagem original, calcada no uso de médias móveis, para determinar os períodos de aquecimento e desaquecimento da economia. Infelizmente, o uso dos acumulados apresenta o inconveniente de não se poder estudar o caminho percorrido pela variável entre cada consolidação de resultado, ou seja, impede a análise do comportamento da variável mês a mês, por exemplo.

Para o caso da abordagem feita pela metodologia Beveridge-Nelson³⁵, já foi demonstrado que esta está muito próxima da abordagem original em primeira diferença. Logo, todas as críticas feitas em relação à abordagem da primeira diferença em *dummies* sazonais podem ser estendidas aos resultados de BN, de forma que não há necessidade de repeti-las.

³⁴ Variável esta que cria estimativas para o hiato do produto mantendo a tendência e retirando a sazonalidade.

³⁵ Enders, Walter “Applied Econometric Time Series”.

Finalmente, portanto, a sugestão é usar a abordagem do hiato do produto como resíduo da regressão da série de índice de produção industrial em dummies sazonais e tendência linear, representando o produto potencial. O horizonte temporal de média móvel, caso seja necessário determinar se e quando a economia está aquecida ou desaquecida fica ao gosto do usuário, recaindo a escolha preferencialmente sobre as médias trimestrais ou semestrais.

Bibliografia

Minella, André, Springer, Paulo, e Goldfajn, Ilan (2002). “Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges”. Trabalho de Discussão do Banco Central do Brasil nº 53.

Bogdanski, Joel, Tombini, Alexandre A. e Werlang, Sérgio R. C. (2000). “Implementing Inflation Targeting in Brazil”. Trabalho de Discussão do Banco Central do Brasil nº 1.

Taylor, John B. (1993). “Discretion Versus Policy Rules in Practice”. Canergie-Rochester Conference Series on Public Policy 39 (1993) 195-214 North-Holland.

Taylor, John (2000). “Recent Development in the Use of Monetary Policy Rules”. Stanford, mimeo., jul.2000.

Relatório de Inflação do Banco Central do Brasil (dezembro 2002).

Carta Aberta do Presidente do Banco Central do Brasil ao Ministro da Fazenda (janeiro de 2002 e 2003).

Contratos Futuros da BMF para Cupom Cambial

Notas Metodológicas do IBGE sobre Produção Industrial Física.

Relatório de Mercado - Focus, Banco Central do Brasil.

Market Brief do J.P Morgan “Introduction to the J.P Morgan merging Markets Bond Index (EMBI)” (1995).

Ribeiro, Livio (2002), Relatório “Estimativas de Hiato do Produto”. PUC-RIO, mimeo.

Salgado, Maria J. S., Garcia, Márcio G.P e Medeiros, Marcelo C. (2001). “Monetary Policy during Brazil’s Real Plan: Estimating the Central Bank’s Reaction Function”. Dissertação de Mestrado do Departamento de Economia da PUC-RIO.

Tong, H. (1978). “On a threshold model”, in C.H. Chen (ed), “Pattern Recognition and Signal Processing”, Sijthoff and Noordhoff, Amsterdam.

Tong, H. (1983). “Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis”, Vol. 21 of “Lectures Notes in Statistics”, Springer-Verlag, Heidelberg.

Tong, H. and Lim, K. (1980). “Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data” (with discussion). Journal of the Royal Statistical Society, Series B 42: 245-292.

Garcia, Márcio e Olivares, Gino (2001). “O Prêmio de Risco da Taxa de Câmbio no Brasil durante o Plano Real”.

Clarída, Richard, Galí, Jordi e Gertler, Mark (1997). “Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence”. Working paper nº 6254 do NBER.

Sánchez-Fung, José R. (2000). “Estimating a Taylor-type monetary policy reaction function for the case of a small developing economy”. Department of Economics, Keynes College, UK.

Carneiro, Dionísio D. e Duarte, Pedro G. (2001). “Inércia e Regras de Taylor: Explorando as Funções de Resposta a Impluso em um Modelo de Equilíbrio Geral com parâmetros estilizados para o Brasil”.

Carneiro, Dionísio D. e Wu, Thomas Y.H, (2001). “Contas Externas e Política Monetária”. Texto para Discussão nº 442 do Departamento de Economia da PUC-RIO.

Enders, Walter. “Applied Econometric Time Series”.

Lozardo, Ernesto. “Derivativos no Brasil”.