

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

TAXAS DE CÂMBIO E INFLAÇÃO NO BRASIL: UM ESTUDO ECONOMÉTRICO

Christiane Rocha Albuquerque

Porto Alegre

2005

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

TAXAS DE CÂMBIO E INFLAÇÃO NO BRASIL: UM ESTUDO ECONOMÉTRICO

Autora: Christiane Rocha Albuquerque
Orientador: Prof. Marcelo Savino Portugal
Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação
em Economia da Faculdade de Ciências
Econômicas da UFRGS como quesito parcial
de obtenção do Grau de Doutora em Economia

Porto Alegre
2005

A345t

Albuquerque, Christiane Rocha

Taxa de câmbio e inflação no Brasil: um estudo
econométrico

Christiane Rocha Albuquerque – Porto Alegre, 2005

Tese (Doutorado), UFRGS, FCE, PPGE.

1. Taxa de câmbio
2. inflação
3. *pass-through*
3. volatilidade
4. Filtro de Kalman
5. Garch
6. Título

CDU

*Alheias e nossas
as palavras voam.*

(...)

*Oh! alto e baixo
em círculos e retas
acima de nós, em redor de nós
as palavras voam.*

E às vezes pousam.

(Cecília Meireles – Vôo)

*What you get by
achieving your goals
is not as important as
what you become by achieving your goals.*

(Zig Ziglar)

Aos meus pais

AGRADECIMENTOS

Agradecimentos devem ser a parte mais difícil ao final de uma etapa como esta. Ao longo de quatro anos, muitas pessoas contribuíram de forma inestimável para o resultado final deste trabalho, e corremos sempre o risco de nos esquecermos de nomes importantes. Creio que a melhor maneira de proceder seja adotar uma ordem cronológica, já que é impossível tentar relacionar quem foi mais importante.

Em primeiro lugar, minha gratidão eterna a Deus, Aquele que sempre esteve ao meu lado, me confortou nas horas difíceis, me inspirou nos momentos de decisão e me abriu os caminhos.

Em seguida, aos meus pais. Obrigada pelo exemplo de força, luta e perseverança e por me ensinarem o valor daquilo que é conquistado, ao invés de recebido sem esforço. Obrigada pelo apoio quando eu decidi largar tudo e ir para Porto Alegre, mesmo que esta decisão implicasse uma distância que lhes doesse tanto. Obrigada por agüentar o mau-humor tão comum neste período, resultante do cansaço e preocupações incontidos. E, embora tenham me ensinado que isto não é o mais importante, não posso nunca deixar de agradecer pelo apoio financeiro, que foi fundamental nos meus dois anos e meio enquanto bolsista.

A minha irmã e cunhado, Eliane e Adriano, que também sempre deram apoio nas horas difíceis e vibraram com cada conquista. Aos meus queridos sobrinhos Isabelle e Pedro Henrique, que foram a parte mais difícil da despedida e motivo de tantas e incontáveis alegrias e, mesmo eu tendo ido embora, perdoaram a ausência e sempre me receberam de volta com o mais lindo dos sorrisos. Agradeço também ao meu saudoso irmão Nilson; tenho certeza que, de onde ele está, ele permaneceu sempre ao meu lado, torcendo por mim e vibrando comigo.

Obrigada aos professores Afonso Henriques Borges Ferreira e Candido Luis de Lima Fernandes, os primeiros incentivadores da minha ida ao doutorado e conselheiros sobre a escolha a ser feita. Obrigada, também, à Fernanda Wasner, pelo apoio e paciência infinita durante a escolha e à Flávia Baêta, a amiga de sempre e todas as horas, pela amizade eterna e constante.

À Izete, que foi o meu “anjo da guarda” nos primeiros dias em Porto Alegre e que apareceu de coração aberto para me ajudar nas primeiras semanas, envolvida com mudança, transporte e todas as “dores de cabeça” que não eram relacionadas à universidade. E quem, mesmo o tempo tendo passado e a distância aumentado, foi-se tornando uma das melhores amigas que alguém pode ter e, como resultado, virou mais uma minha irmã.

Um capítulo inteiro poderia ser dedicado ao Angelo, nas várias facetas que assumiu ao longo destes quatro anos: colega de sala, namorado, esposo e colega de trabalho. Pela paciência para ensinar os métodos econométricos, discutir resultados, fazer sugestões e comentários... pela força nas horas em que eu quis largar tudo, por ouvir todos os choros e todas as repetições de “eu não tenho tese!” com a mesma paciência de sempre, dando uns “puxões de orelha” quando necessários para me trazer de volta à realidade. Por ser o melhor companheiro que alguém pode ter, por acreditar sempre em mim... enfim, por tudo que foi, é e representa. Muito obrigada também à família Marsiglia e à família Fasolo, que me receberam tão bem e me ajudaram a

preencher muito da distância da minha família que eu tanto sentia durante os anos em Porto Alegre.

Ao meu orientador, professor Marcelo Savino Portugal, uma página inteira de “muito obrigada” não seria suficiente. Encontrar orientadores que realmente orientem não é tarefa trivial, e o professor Portugal excedeu todas as expectativas. Muitos me disseram que eu teria problemas para terminar a tese caso saísse de Porto Alegre para trabalhar em Brasília. O professor Marcelo, no entanto, não apenas foi um dos primeiros a incentivar a mudança como aceitou me orientar à distância durante quase dois anos. Não bastasse isto, a orientação foi tão dedicada quanto se eu estivesse nas dependências físicas da UFRGS. Nenhuma dúvida ficou sem ser respondida, nenhuma idéia ficou sem ser comentada. Com certeza, foi a melhor escolha que eu poderia ter feito e a participação dele foi fundamental para a conclusão com sucesso do trabalho.

Um bom ambiente é de suma importância para o desenvolvimento de qualquer trabalho. Assim, devo agradecer aos colegas de sala do PPGE (Elton, Flávio, João, Larissa, Liderau, Luiz, Paulo Jacinto, Rodrigo, Rony, Sidney, Túlio, Viviane, e, novamente, Izete e Angelo), aos contemporâneos de PPGE (Arnildo, Shikida, Une, entre tantos) e ao Fabiano, que proporcionou o ambiente para esses encontros e sempre partilhou as alegrias e tristezas acadêmicas conosco. Obrigada também aos professores, que em muito contribuíram para a minha formação — em especial Eduardo, Sabino, Jorge, Roberto, Ronald e André Azevedo — e ao pessoal da secretaria, particularmente à super-eficiente Iara, que resolvia todo e qualquer problema em tempo recorde! Um agradecimento especial ao professor Jorge de Paula Araújo (PPGE-UFRGS), que me ajudou a compreender alguns passos matemáticos para desenvolver o capítulo 3 desta tese.

Finalmente, gostaria de agradecer aos colegas do Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) do Banco Central do Brasil pelos comentários tão valiosos sobre os capítulos empíricos: Andre Minella, Angelo, Arnildo, Eduardo Fernandes, Helio Mori, Jose Ricardo, Glória, Marcelo Kfoury, Paulo Springer, Sergio Lago e Tomiê. Particularmente, ao chefe do Departamento, Marcelo K. Muinhos, pelo tempo cedido para que eu concluísse este trabalho.

O presente trabalho foi realizado com o apoio do Conselho Nacional e Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq – Brasil, entre março de 2001 e julho de 2003.

A todos que participaram, de alguma forma, desta etapa da minha vida e que aqui não foram citados, minhas desculpas e os meus mais sinceros agradecimentos.

SUMÁRIO

Introdução	1
1 Revisão Bibliográfica	4
1.1 O <i>Pass-through</i> ou repasse das mudanças cambiais para o nível de preços	4
1.2 Taxa de câmbio e inflação: relação entre volatilidades	21
2 Revisão Metodológica	29
2.1 Estacionariedade	29
2.2 Cointegração	34
2.3 Modelos VAR	37
2.4 O Filtro de Kalman	40
2.5 Modelos GARCH	46
3 O <i>pass-through</i> da taxa de câmbio para a inflação no Brasil	53
3.1 Modelo teórico	53
3.2 Dados	58
3.3 Análise Empírica	59
4 A relação entre volatilidade da taxa de câmbio e a volatilidade da inflação	74
4.1 Modelo teórico	74
4.2 Dados	77
4.3 Testes com volatilidade não-condicional	77
4.4 Testes com volatilidade condicional – GARCH bivariado	89
4.5 Considerações finais	97
Conclusões	99
Bibliografia	104
Apêndice A Derivações matemáticas	110
Apêndice B Resultados dos modelos lineares	115
Apêndice C Coeficientes Filtrados – valores e médias	125

RESUMO

Este trabalho busca analisar a relação entre as taxas de câmbio e a inflação no Brasil, tanto entre médias quanto entre volatilidades, fazendo uso de instrumentais econométricos mais sofisticados que aqueles até então aplicados na literatura existente. No que se refere à relação entre médias, ou a estimação do *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação, analisou-se a relação entre tais variáveis no período compreendido entre 1980 e 2002, considerando dois índices de preços ao consumidor (IPCA e IGP-DI) e um índice de preços ao produtor (IPA-DI). A abordagem teórica partiu do modelo de FEENSTRA e KENDAL (1997), com algumas adaptações para a economia brasileira. Os testes empíricos foram realizados aplicando o Filtro de Kalman, após a demonstração de que este gera melhores resultados que as estimações por OLS tradicionalmente usadas. Os resultados mostram que o ambiente inflacionário e o regime cambial percebido pelos agentes afetam o grau de *pass-through* do câmbio para os preços ao consumidor. Observou-se uma redução no *pass-through* após a implementação do Real para os índices de preço ao consumidor (IPCA) ou com um componente de preços ao consumidor incorporado (IGP-DI) e uma redução ainda mais intensa após a adoção do regime de taxas de câmbio flutuantes em 1999. Já no que se refere à relação entre volatilidades, aplicou-se um modelo GARCH bivariado, trabalhando-se diretamente com os efeitos das volatilidades condicionais, aspecto ainda não abordado na literatura existente. Foi encontrada uma relação semi-côncava entre as variâncias da taxa de câmbio e da inflação, diferente do estimado para séries financeiras e em linha com intuições sugeridas em outros estudos. Esta aplicação inova ao (i) estabelecer uma relação entre volatilidades da taxa de câmbio e da inflação, (ii) aplicar um modelo GARCH multivariado, usando variâncias condicionais para analisar a relação entre aquelas volatilidades e (iii) mostrar que os testes tradicionais realizados com séries de volatilidade construídas exogenamente são sensíveis ao critério escolhido para a construção de tais séries, ocultando características relevantes daquela relação.

PALAVRAS-CHAVE: Taxas de câmbio, inflação, *pass-through*, volatilidade, Filtro de Kalman, GARCH

ABSTRACT

This work aims to analyse the relation between exchange rates and inflation in Brazil, not only between means but also between volatilities, applying econometric techniques more sophisticated than those found in the literature so far. Concerning the mean relations, or the estimation of the pass-through from exchange rates to inflation, the analysis focused on the 1980-2002 period, considering two consumer price indices (IPCA and IGP-DI) and one producer price index (IPA-DI). The theoretical approach was based on FEENSTRA and KENDAL (1997) model, with some modifications to adapt the model to the Brazilian reality. Empirical tests were developed by applying the Kalman Filter, after showing that it yields better results than traditional OLS estimations. Results show that the inflationary environment and the exchange rate regime perceived by agents affect the degree of pass-through to consumer prices. It was also found a decrease after the Real Plan in the pass-through coefficient to the consumer price index (IPCA) and to the price index containing a consumer-price component (IGP-DI) and another decrease after the change for a floating exchange rate regime in 1999. Concerning the relation between volatilities, a bivariate GARCH model was applied, dealing directly with conditional-volatility effects, what has not been explored by literature so far. We find a semi-concave relation between exchange rate and inflation variances, different from what was estimated for financial series and in line with intuition obtained from other studies. The article innovates by (i) trying to establish a relation between exchange rate and inflation volatilities, (ii) applying a multivariate GARCH model, using conditional variances to analyse the relation between those volatilities and (iii) showing that traditional tests performed with volatility series constructed exogenously are sensitive to the criteria chosen to construct such series and do not reveal relevant features of that relation.

KEYWORDS: Exchange rates, inflation, pass-through, volatility, Kalman Filter, GARCH

INTRODUÇÃO

Muito se tem escrito a respeito do impacto econômico das flutuações do câmbio, principalmente sobre preços. Todavia, muitos dos estudos realizados se referem a economias desenvolvidas, de dinâmica diferente da brasileira, sendo poucos os estudos para nosso país. Estes analisam, principalmente, o período após o controle da inflação (1994). No entanto, a ausência de estudos para o período anterior ao Plano Real não nos permite dizer se a estabilização de preços altera o comportamento dos agentes no que se refere, especificamente, ao repasse cambial. A literatura afirma que sim (ver, por exemplo, GOLDFJAN e WERLANG, 2000), mas os testes a este respeito são limitados. Além disto, o desenvolvimento do instrumental econométrico nos últimos anos abriu novas possibilidades para analisar tais relações, fato ainda não muito explorado mesmo nos estudos para países desenvolvidos.

A motivação do estudo vem da importância de conhecer e entender tais relações para o direcionamento da política econômica, pois é necessário conhecer os instrumentos adequados para atingir seus objetivos e o *timing* de sua atuação. Para MISHKIN e SAVASTNO (2000), o quadro caótico da economia latino-americana até a década de 90 fez com que não houvesse espaço para o que chamam de boa política monetária, limitando o debate cambial apenas à discussão sobre qual regime seria mais adequado (fixo ou flutuante) e negligenciando questões como volatilidade e duração dos *lags* dos instrumentos monetários, mecanismos de transmissão de choques, etc. Mesmo após a redução da inflação, o debate permanece, tendo em vista a necessidade de evitar crises externas e financeiras e a redução da instabilidade do produto. Todavia, no novo cenário para a economia brasileira, caracterizado por câmbio flutuante e preços estáveis, devemos nos voltar para os efeitos da taxa de câmbio sobre a economia e não apenas nos limitar a discutir se o mesmo deve ou não ser fixado.

Conhecer a relação câmbio/preços é fundamental em um sistema de metas de inflação, pois, em tal sistema, a autoridade monetária age em resposta à previsão de inflação futura, exigindo o conhecimento de todas as variáveis que afetam a inflação para fazer previsões e para corrigir os desvios da meta proposta previstos. Além disto, no sistema de metas de inflação, a credibilidade do Banco Central é fundamental na resposta dos agentes, especialmente em economias emergentes, e previsões apuradas contribuem para aumentar esta credibilidade. É também importante, como EINCHEGREEN (2002) coloca, que a autoridade monetária conheça a reação da inflação aos diferentes tipos de choques cambiais. Por exemplo, um choque transitório, a ser dissipado no período seguinte, não justifica a atuação do Banco Central, em função da defasagem na atuação do instrumento. A ação apenas aumentará a volatilidade de preços e produto, já que o choque irá se dissipar naturalmente. Deste modo, é importante conhecer também como os choques cambiais afetam os preços nos diferentes cenários da economia brasileira.

Estes cenários devem ser considerados já que nos mostrarão se o impacto das taxas de câmbio sobre o nível de preços depende do quadro macroeconômico. As evidências sugerem que sim. Um exemplo é a resposta inflacionária à desvalorização cambial em 1999 – quando foi bem aquém do esperado – e a mesma resposta, mais acentuada, em 2002. A questão que nos colocamos é qual a razão desta diferença. As causas poderiam estar no quadro recessivo mais intenso em 1999, na incerteza política presente em 2002, no nível mais elevado da taxa de câmbio (ocorrendo um efeito de limiar) ou, ainda, uma combinação destes fatores. Um outro exemplo é o *pass-through* diferente observado para países desenvolvidos e para economias emergentes, como mostram, entre outros, CALVO e REINHART (2000). O segundo grupo de países apresentou um repasse cambial para a inflação cerca de quatro vezes maior que os primeiros, sendo que a variância da inflação comparada à variação cambial foi de 43% para os emergentes frente a 13% dos desenvolvidos. Para os autores, o que estes dados nos mostram é uma menor tolerância com flutuações cambiais nas economias emergentes.

Dentro desta perspectiva, nosso interesse também se voltou para os efeitos da taxa de câmbio não apenas em seu nível, mas também em sua variância. Sabe-se que a flutuação livre é um caso apenas teórico, sendo que todos os países de regime flutuante adotam a chamada *dirt flotation*, quando o Banco Central faz pequenas intervenções no mercado cambial para evitar flutuações excessivas ou uma (des)valorização não-sustentável da taxa de câmbio. A questão diz respeito a esta necessidade de intervenção, isto é, até que ponto a volatilidade cambial deve ser uma preocupação para a autoridade monetária. Não estamos considerando aqui, vale ressaltar, os efeitos negativos da volatilidade sobre as decisões de investimento ou comércio, onde estes efeitos parecem ser mais claros. Nosso interesse se refere ao tratamento do nível de preços na economia brasileira, uma vez que a volatilidade da inflação pode ser considerada como uma medida de incerteza. Dado que as expectativas de inflação são variáveis importantes na consideração da política monetária, torna-se relevante entender, também, os mecanismos que podem afetar esta incerteza, de modo a possibilitar uma decisão mais precisa acerca do comportamento da autoridade monetária frente a tais mecanismos.

Em vista do aqui exposto, esta tese tem por objetivo analisar as relações entre os movimentos na taxa de câmbio e a inflação no Brasil para o período recente, não apenas identificando tais relações, mas tentando inferir se o ambiente macroeconômico as afeta. Este objetivo pode ser decomposto em dois objetivos específicos. O primeiro é analisar a relação entre médias, isto é, a análise do coeficiente de repasse cambial para os preços. O segundo se refere à relação entre variâncias, buscando verificar se a volatilidade cambial afeta a volatilidade inflacionária.

Esta tese é composta de quatro capítulos, além desta introdução e da conclusão. Os dois primeiros capítulos são de revisão da literatura vigente, enquanto a inovação do trabalho se encontra nos dois capítulos seguintes, empíricos. No primeiro capítulo, abordamos a revisão bibliográfica dos temas tratados nesta tese: o repasse de variações cambiais para a inflação

(*pass-through*) e os efeitos da volatilidade cambial. No segundo capítulo, fazemos uma revisão da teoria econométrica empregada nos capítulos empíricos (III e IV). O capítulo III traz o estudo econométrico do *pass-through* para a economia brasileira no período de 1980 a 2002, a partir da aplicação do Filtro de Kalman e mostra que esta abordagem apresenta melhor desempenho que as abordagens tradicionais de métodos OLS e parâmetros constantes no tempo. Finalmente, o capítulo IV traz a análise da relação entre as volatilidades das taxas de câmbio e inflação a partir de um modelo GARCH multivariado, também fazendo uma comparação – em favor do modelo GARCH - com os métodos existentes na literatura para a estimação deste tipo de relação, que empregam variâncias não-condicionais.

CAPÍTULO 1– REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

1.1 – O *Pass-through* ou repasse das mudanças cambiais para o nível de preços

O impacto de uma desvalorização cambial sobre os preços é tanto direto, através do aumento dos preços dos importados, quanto indireto, através dos efeitos sobre a demanda agregada. No primeiro caso, o aumento é tanto pela participação dos importados no índice de preços como pelo aumento causado nos custos dos insumos. Além disto, a desvalorização também gera pressões por aumento dos salários nominais, devido à mudança do salário real. No segundo caso, os efeitos sobre a demanda agregada se dão devido a (i) a mudança na relação entre os preços externos e internos, (ii) os efeitos sobre as taxas de juros, pois gera alterações nos ingressos de capitais externos e (iii) pelo efeito riqueza, já que, é possível que haja um número considerável de firmas com posições em moeda estrangeira. A alteração na estrutura de gastos (entre domésticos e importados) será tanto maior quanto maior as elasticidades-preço das exportações, importações e grau de abertura da economia (LOSCHIAVO e IGLESIAS, 2003). Para DORNBUSCH (1987), a alteração da taxa de câmbio não afetaria o preço dos produtos das firmas domésticas, apenas o produto, pois o custo destas firmas não se altera. Isto é observado porque o autor considera que o trabalho é o único insumo de produção. Todavia, podemos supor que as firmas domésticas também têm custos em moeda estrangeira, ao utilizar insumos importados. Portanto, as alterações na taxa de câmbio produzirão efeitos semelhantes sobre as firmas domésticas aos encontrados pelo autor para as firmas estrangeiras, isto é, o impacto se dará não só sobre o seu produto, pela alteração dos preços relativos, mas também sobre o seu nível de preços.

AMITRANO, GRAUWE, TULLIO(1997) descrevem os três estágios na transmissão de uma desvalorização para a inflação doméstica:

1^o.) O *pass-through* para os preços importados: como o efeito sobre lucro é de segunda ordem, aumentando a receita média mas reduzindo a quantidade demandada, o aumento do lucro dependerá da elasticidade da demanda. Sendo os preços um *mark-up* sobre os custos, o exportador pode optar por não aumentá-los, principalmente se há *menu costs* e expectativa de que a desvalorização seja temporária;

2^o.) Transmissão de preços importados para os preços domésticos: o grau de transmissão dependerá das características da economia: quanto maior a participação dos importados, maior a “contaminação” do índice de preços domésticos pelo aumento dos preços de importação;

3^o.) Dinâmica dos preços após a desvalorização: o ajuste dos preços implica em demandas por alterações nos salários nominais. O grau do ajuste dependerá se a economia está em recessão ou não ou se há uma política fiscal restritiva, de modo a evitar a espiral preços-salários.

Os estudos acerca do repasse cambial têm origem na validade da teoria acerca da Paridade do Poder de Compra (daqui por diante, PPP, *purchasing power parity*). Embora discutida por economistas clássicos, o sueco Gustav Cassel é considerado como o economista a dar

origem à teoria da paridade do poder de compra, por ter sido o primeiro a abordá-la empiricamente, nos anos de 1921/22. Basicamente, o autor propunha uma maneira de calcular as paridades relativas do ouro, usando os diferenciais na inflação ao consumidor para calcular a mudança cambial necessária para manter a PPP (ROGOFF, 1996). Embora, desde então, muito se tenha evoluído nos estudos no que diz respeito às maneiras mais apropriadas para medi-la e testá-la, a idéia central da PPP é a mesma. Esta se segue da Lei do Preço Único, segundo a qual dois bens homogêneos, quando expressos em uma mesma moeda, deveriam apresentar o mesmo valor. Esta igualdade seria garantida pela arbitragem internacional no mercado de bens. Se a lei é válida para todos os bens, ela é, então, válida para a cesta de bens dos dois países em questão: assim, quando expressas em uma mesma moeda, estas cestas deveriam ter o mesmo valor. Formalmente, sendo p_i o preço do bem i no país doméstico, e a taxa de câmbio e p_i^* o preço do bem i no país estrangeiro, temos, pela Lei do Preço Único, que:

$$p_i = ep_i^*$$

Conseqüentemente, há a Paridade do Poder de Compra se:

$$\sum_i p_i = e \sum_i p_i^*$$

ou, na sua forma mais conhecida, com as letras maiúsculas representando os preços agregados:

$$P = eP^*$$

Todavia, esta medida da Paridade do Poder de Compra, conhecida como “PPP absoluta”, encontra obstáculos no fato de os índices de preço serem diferentes entre os países, não refletindo os preços de uma cesta padrão. Além disto, como colocado por ROGOFF (1996), os índices divulgados pelos governos são relativos a um ano-base. Portanto, sem uma indicação sobre qual era o desvio da PPP naquele ano, devemos ou considerar que este desvio se manteve em média ou, então, trabalhar com a PPP relativa. Esta medida, ao invés de comparar os índices absolutos, compara suas variações, colocando que a taxa de crescimento do câmbio deve anular o diferencial nas taxas de crescimento dos índices de preços. Formalmente,

$$\frac{\sum p_{it}}{\sum p_{i(t-1)}} = \frac{e_t}{e_{t-1}} \frac{\sum p_{it}^*}{\sum p_{i(t-1)}^*}$$

Após a desvalorização cambial do dólar norte-americano na década de 70, observou-se que os níveis de preços nos EUA não sofreram um aumento nas mesmas proporções da mudança no câmbio, colocando em xeque — pelo menos aparentemente — a teoria da PPP. Vários estudos se seguiram¹, estimulados pelos acontecimentos, para testar aquela paridade, concluindo que ela não é válida a curto prazo — quando os níveis de preço apresentam desvios consideráveis daquele que seria o nível de equilíbrio — mas sendo válida a longo prazo. A PPP supõe que há convergência nos preços dos bens quando expressos em uma mesma moeda. Porém, tais índices se referem a cestas diferentes, podendo haver mudanças unilaterais em sua

¹ Para uma boa revisão sobre a evolução da literatura acerca do *pass-through* e sobre os testes acerca da validade da PPP, ver GOLDBERG e KNETTER, (1996) e KLAASSEN (1999), respectivamente.

composição devido, por exemplo, à introdução de novos bens em um país ou variação nos pesos do consumo, o que limita a comparação dos índices. Além disto, custos de transporte, barreiras não-tarifárias, discriminação de preços, presença de *nontradeables* na composição dos *tradeables*, etc. fazem com que a arbitragem no mercado de bens não seja capaz de equalizar os preços. Mesmo se trabalharmos com o desvio da PPP relativa, isto é, $\Delta P = \Delta e \Delta P^*$, este ainda terá problemas pois será muito sensível ao ano que se toma como base para as variações, já que estas podem ser muito intensas em um determinado período (ROGOFF, 1996).

A partir daí, vários procedimentos surgiram para testar a validade da PPP, tanto no curto quanto no longo prazo. ROGOFF (1996) apresenta uma boa resenha sobre a evolução destes testes ao longo do tempo. Basicamente, a evidência empírica aponta para a não-validade da lei do preço único, tendo destaque nesta conclusão os trabalhos de KNETTER (1989, 1993), onde foi mostrado que existem diferenciais de volatilidade elevados nos preços de exportação de um mesmo produto com a mesma origem (no caso, a cerveja alemã) para diferentes países.

O efeito de fronteira também foi estudado. A idéia é que se existem diferenças de preço de uma mesma mercadoria dentro de uma cidade ou de um país, também poderíamos esperar tais diferenças entre cidades em países diferentes pelos mesmos motivos. Todavia, os estudos mostraram que mesmo controlando o fator “distância”- principal responsável pelas diferenças nos preços entre cidades de um mesmo país – há ainda uma grande diferença na volatilidade dos preços relativos interfronteiras. Este tema será retomado na seção 1.2.2.

Uma outra constatação destes estudos é de que a volatilidade do desvio da PPP teria se mantido estável no tempo. Para Rogoff, isto significa, portanto, que as causas para tais desvios não devem estar restritas a fatores institucionais específicos do século 20. KLEIN (1990) ressalta que a diferença nos efeitos sobre os preços entre a desvalorização do dólar entre 1977-81, a sua valorização entre 1982-85 e sua nova desvalorização após 1985 apontam para uma outra evidência empírica: o *pass-through* é instável e sua mudança no tempo é fruto da estrutura da economia. EINCHEGREEN (2002) salienta que o repasse cambial para os preços não é independente do regime monetário. Se há credibilidade no compromisso com o controle da inflação e clareza das decisões de política monetária, os agentes atribuirão uma probabilidade menor à validação de um choque cambial temporário por parte da Autoridade Monetária e, portanto, demorarão mais a ajustar seus preços em resposta a uma variação cambial. Assim, se o *pass-through* é alto, uma variação no câmbio terá um impacto de curto prazo maior sobre a inflação e menor sobre o produto, já que há uma menor relutância em adotar uma política monetária mais rígida.

Na mesma linha de Eincengreen, DEVEREUX e ENGEL (2001) colocam que a volatilidade cambial afeta o *pass-through* ao afetar a decisão da firma exportadora sobre a moeda na qual irá estabelecer seu preço. Um país com volatilidade muito elevada na política monetária tende a ter seus preços de importação estabelecidos na moeda estrangeira, aumentando o *pass-through*. Assim, o grau de repasse cambial para os preços é endógeno e depende do grau de

previsibilidade da política monetária, fazendo com que países com tradição de política monetária instável (e.g. México) tenham *pass-through* mais elevado que países onde tal tradição é de estabilidade (e.g. Canadá).

FRANKEL (1978) encontrou evidências da PPP em hiperinflações, o que já seria esperado devido à predominância de choques monetários nestas situações. Todavia, para ambientes monetários mais estáveis, os testes rejeitaram a paridade. Mesmo no caso colocado pelo modelo de *overshooting* de Dornbusch (falência da PPP a curto prazo devido à presença de rigidez nos preços nominais), deveria haver uma convergência substancial em um ou dois anos, quando os salários e preços já tivessem se ajustado aos choques, o que não é observado. Assim, por muito tempo, os testes para a PPP apontavam para sua invalidação, com os desvios da taxa de câmbio real em regimes de câmbio flexível sendo melhor descritos por uma *random walk*.

No entanto, como observado por FRANKEL (1986, 1990), a rejeição da ausência de raiz unitária nos testes pode ser resultado de séries temporais curtas, o que reduziria o poder dos mesmos. De fato, testes com séries mais longas realizadas desde então, especialmente na década de 90, encontraram evidências da estacionariedade da taxa de câmbio real e, portanto, da existência da PPP. Para contornar o problema de que tais testes incorporam período de taxas cambiais fixas e flexíveis, alguns estudos buscaram ampliar a amostra através de análises *cross-country*. Os resultados encontrados foram semelhantes aos obtidos com as amostras de longo prazo: evidência da existência da paridade do poder de compra no longo prazo, com meia vida de cerca de quatro anos.

A partir de todos os estudos realizados, surgiram dois consensos sobre a PPP: (1) as taxas de câmbio real tendem à PPP no prazo muito longo, com velocidade de convergência muito lenta e (2) os desvios de curto prazo da PPP são altos e voláteis (ROGOFF, 1996). Desta forma, OBSTFLED e ROGOFF (2000) destacam, entre os seis *puzzles* da macroeconomia internacional, dois relacionados à taxa de câmbio. O “*exchange rate disconnect puzzle*” (ERDP), que se refere à alta volatilidade da taxa de câmbio e seu aparente descolamento dos fundamentos, mostrando quão fraca é a relação entre aquela taxa e as variáveis macroeconômicas, talvez a curto e médio prazos. Já o denominado “*PPP Puzzle*” revelaria, a partir da meia vida de cerca de três a quatro anos das inovações da taxa cambial, quão fraca é a conexão entre taxas de câmbio e nível de preços². A meia-vida da PPP é um *puzzle* porque as volatilidades das taxas de câmbio, real e nominal, são muito altas, difíceis de serem explicadas sem se atribuir um papel importante a choques financeiros e monetários. Porém, se tais choques são a fonte da volatilidade, é difícil imaginar uma fonte de rigidez nominal persistente o suficiente para manter o desvio da taxa de câmbio real tão prolongado. Para ROGOFF (1996), o fracasso da PPP a curto prazo pode ser devido à rigidez dos preços nominais, que faz com que os choques que afetem a taxa de câmbio nominal também afetem a taxa real. O *puzzle* da PPP se refere, portanto, a conciliar a volatilidade de curto prazo – extremamente alta – da taxa de câmbio real com a velocidade extremamente

² ROGOFF (1996) coloca que, portanto, o PPP *puzzle* é um caso particular do ERDP.

baixa com que os choques se dissipam. Para o autor, a não evidência da PPP pode ser a própria resposta ao *puzzle*, isto é, que os mercados não são integrados o suficiente para garanti-la.

A partir destes resultados, a teoria econômica voltou-se para a explicação destes desvios. Entre as principais linhas de explicação estão: o papel dos *nontradeables* na economia, a presença de *sticky prices* capazes de influir nos preços relativos e, mais recentemente, a discriminação de preços no mercado, isto é, a existência do *pricing-to-market*, e os custos de ajustamento.

1.1.2 – O Papel dos *Nontradeables*

O papel dos *nontradeables* foi a primeira abordagem utilizada para explicar os desvios da PPP. Segundo a hipótese de Balassa-Samuelson, retomada em ROGOFF (1996), os países ricos tendem a ter níveis de preços maiores pois são relativamente mais eficientes na produção de *tradeables*, justificando, assim, os desvios de longo prazo da PPP. A lógica do raciocínio é simples. Supondo taxas de câmbio fixas e mercados internacionais competitivos, um aumento na produtividade dos *tradeables* não tem efeitos sobre os preços do setor, já que estes estão limitados pelo câmbio e pelos preços internacionais. Deste modo, há um aumento nos salários pagos no setor em decorrência do aumento de produtividade. Porém, como não houve aumento de produtividade no setor dos *nontradeables*, para este se compatibilizar com o aumento de salários no setor de *tradeables* deve haver um aumento em seus preços. Como o índice de preços ao consumidor é composto tanto por *tradeables* quanto por *nontradeables*, haverá um aumento neste índice. O argumento é válido também para o caso de taxas flexíveis. A limitação está na evidência empírica mista do efeito Balassa-Samuelson, tendo se mostrado válida principalmente para a taxa yen/dólar, mas sendo, segundo ROGOFF (1996), substancial para as comparações entre países muito pobres e muito ricos.

Em um estudo para Israel, LEIDERMAN e BAR-OR (2000) apontam que a existência uma série de indexadores - tanto formais quanto informais - de preços e salários ao câmbio, devido ao histórico inflacionário do país. Portanto, o impacto se dá não apenas sobre o preço dos *tradeables*, mas também sobre o preço dos *nontradeables*. Assim, os autores testam o impacto do câmbio sobre os preços excluindo do índice de inflação testado produtos muito sazonais ou voláteis, além de testar se este impacto depende do nível da taxa de câmbio. As variáveis explicativas são o preço dos combustíveis, preços importados, a taxa de juros real *ex-ante*, *dummies* sazonais e o desemprego ajustado sazonalmente. Para os autores, a variação do *pass-through* quando esta se desvia do seu nível natural implica que o repasse cambial para os preços depende do ciclo de negócios, conclusão encontrada nos demais modelos que incorporam esta variável de maneira direta nos testes.

Para ANDERSEN (1997), as imperfeições de mercado — que fazem com que o *hedge* contra riscos não seja perfeito, tendo efeitos sobre o poder de compra da poupança *ex-post* e sobre os incentivos *ex-ante* para poupança e oferta de trabalho — são responsáveis pela rigidez

nominal dos preços. Considerando o preço dos *tradeables* como sendo exógenos, o autor estuda como os preços dos *nontradeables* são afetados por variações cambiais. Supondo tais preços como função da taxa de câmbio de curto prazo, das expectativas de preços e do câmbio futuros e estas expectativas no passado sobre o presente, a conclusão do autor é de que os resultados irão depender do processo estocástico assumido para a taxa de câmbio. Se as expectativas são estáticas, a taxa cambial, ao afetar as decisões de consumo e oferta de trabalho, afeta também o produto. O efeito do choque sobre os preços é persistente, mas não permanente. Se o processo for auto-regressivo, o ajuste de preços também é lento, mas o impacto sofrido pelos mesmos é menor. Caso os agentes desconheçam se o choque é transitório ou permanente, o ajuste dos preços será mais lento.

KIMBROUGH (1983) propõe uma visão diferente para o *pass-through* incompleto que não seja a existência de *nontradeables* ou de *sticky prices*. Para o autor, os desvios da PPP são necessários para facilitar o ajuste de preços relativos requeridos para manter o equilíbrio da economia frente a um choque não antecipado. Para mostrar sua visão, o autor propõe um modelo com o produto em função da oferta de moeda, expectativa da taxa de câmbio futura, preços domésticos e preços e taxas de juros reais internacionais enquanto os preços são função da oferta de moeda, produto, preços e taxas de juros reais internacionais, expectativa da taxa de câmbio futura e expectativa no período anterior dos preços no período corrente. Os resultados mostram que, mesmo sem *nontradeables* e com o ajuste contínuo dos mercados de bens e monetário, os desvios da PPP irão ocorrer se a informação efetiva, que influencia o comportamento, se propagar mais rápido no mercado de ativos que no mercado de bens.

OBSTFELD e ROGOFF (2000) comparam taxas de câmbio real com índices de *tradeables* e de *nontradeables*, não encontrando uma diferença significativa nas correlações de curto e de longo prazo e apenas uma pequena diferença entre calcular a taxa de câmbio real a partir dos preços dos *tradeables* ou dos *nontradeables*. Isto mostraria que, mesmo a médio prazo, os *tradeables* estariam tão protegidos das forças de arbitragem quanto os *nontradeables*.

1.1.3 – Sticky Prices

O papel dos *sticky prices* começou a ser incorporado nos estudos sobre os desvios da PPP a partir do modelo de *overshooting* de DORNBUSCH (1976). Embora tais desvios não sejam discutidos diretamente pelo autor, eles podem ser considerados implicações do modelo. O *price stickiness* faz com que o ajuste no mercado de bens seja mais lento, fato que, somado a uma taxa de câmbio flexível, implica o desvio da paridade do poder de compra. Segundo o modelo de Dornbusch, a taxa de câmbio tem efeito direto sobre a inflação pois é o canal crítico da transmissão da política monetária para a demanda agregada, uma das características do processo de ajuste do modelo proposto. Uma desvalorização cambial gera uma queda no preço relativo doméstico, o que implica um aumento da demanda doméstica que, por sua vez, implica uma pressão para cima sobre o nível de preços. Todavia, a desvalorização cambial afeta a

demanda agregada por dois canais: a mudança nos preços relativos e um aumento nas taxas de juros, necessário para manter o mercado monetário em equilíbrio após a mudança na demanda por moeda. Assim, o aumento dos preços será menor que o aumento na taxa de câmbio, sendo tanto maior quanto maior a elasticidade-preço da demanda pelo produto doméstico.

TAYLOR (2000) associa um baixo *pass-through* a períodos de inflação baixa devido à queda do *pricing power*, desenvolvendo um modelo microeconômico de *staggered prices* para mostrar que o *pass-through* mais baixo é causado pela percepção de persistência mais baixa da variação dos custos. O autor também coloca que o efeito das expectativas sobre o *pass-through* pode afetar também a relação entre produto agregado e preços: caso o produtor não observe uma tendência de inflação baixa frente a um aumento forte na demanda, os preços terão uma resposta mais elevada à variação do produto.

Para BORENSZTEIN e DE GREGORIO (1999), se a variação na taxa de câmbio realinha a taxa de câmbio real (isto é, corrige os preços relativos), ela não afeta a taxa de inflação. Porém, tal idéia só seria válida se ocorre *sticky prices* e o ajuste é lento pois, se os preços são flexíveis, uma variação nominal não tem efeito duradouro sobre os preços relativos, implicando um aumento do nível de preços no curto prazo. Ao invés de abordarem o tema a partir de um modelo de estrutura de mercado, a ênfase é dada ao comportamento de preços, estimando um modelo equivalente ao estimado em GOLDFAJN e WERLANG (2000)³, testando também se os efeitos sobre a inflação são temporários ou permanentes. Os autores ressaltam que o uso do filtro de Hodrick – Prescott para medir o desalinhamento da taxa de câmbio real não é uma medida adequada, pois um período pré-desvalorização torna-se, obrigatoriamente, um período de sobrevalorização. Assim, utilizam como proxy do desalinhamento o equilíbrio da conta-corrente, incluindo, ainda, como variáveis explicativas o orçamento do governo e o grau de abertura da economia para captar instâncias políticas e características estruturais da economia. Os resultados apontam que a desvalorização causa uma alteração na taxa de câmbio real — já que o *pass-through* não é completo — que o efeito sobre a inflação depende fortemente da inflação inicial e que há uma relação não-linear no que se refere aos efeitos da sobrevalorização da taxa de câmbio ou do desvio do produto de sua média pois estas variáveis têm efeitos maiores para desvalorizações idem.

1.1.4 – Pricing to Market

A idéia do *pricing-to-market* foi inicialmente proposta por KRUGMAN (1986). O autor define o *pricing-to-market* como “*the phenomenon of foreign firms maintaining or even increasing their export prices to the US when the dollar rises*” (p. 03).

O autor ressalva, contudo, que não podemos atribuir todo o descolamento entre a variação cambial e a variação dos preços como sendo resultado do *pricing-to-market*. Pode ocorrer, por exemplo, que, se a demanda doméstica for parte considerável da demanda pelo produto

³ Ver seção I.1.6

importado, uma valorização cambial, ao gerar uma queda no preço deste produto, cause um aumento em sua demanda, levando a uma elevação de seus preços quando expressos em moeda doméstica. A análise centrada no *pricing-to-market* envolve movimentos divergentes em mercados distintos. Assim, para testar se a variação desigual entre os preços internos e da moeda estrangeira é devido a este tipo de imperfeição de mercado, seria necessário comparar a variação dos preços com uma medida que considere o efeito da taxa de câmbio sobre os preços mundiais dos importados, excluir estes efeitos e, então, analisar como o câmbio responde a tais medidas. As medidas propostas pelo autor, para a economia norte-americana, foram:

(a) Comparar o preço de importação de manufaturados dos EUA com o índice previsto, calculado como a média ponderada pela participação no comércio dos índices de preços de exportação dos principais parceiros comerciais dos EUA;

(b) Comparar o índice de preços de exportação da Alemanha para a União Européia e para fora da União Européia;

(c) Comparar o índice de preços de exportação da Alemanha para os EUA e para o resto do mundo.

Para explicar o fenômeno da discriminação de preços entre mercados, Krugman parte inicialmente de modelos estáticos de organização dos mercados, ressaltando suas limitações em explicar o *pass-through* incompleto, para, então, expôr os modelos dinâmicos, em que a duração corrente e esperada das variações cambiais afetam as decisões de preços. A seguir, faremos um breve resumo desta exposição.

- *Modelos estáticos*

Estes modelos são caracterizados pela crença de que as variações cambiais são temporárias, não afetando o comportamento dos preços. Neste contexto, pode-se encontrar justificativas para o repasse incompleto em três situações:

a) Variações de oferta e demanda mundiais em resposta ao movimento cambial

Se considerarmos um país grande e o resto do mundo, uma apreciação cambial da moeda doméstica implicará uma maior demanda pelos produtos importados, implicando um aumento no preço dos mesmos, já que o país doméstico é grande. Assim, pela Lei do Preço Único, isto é, $P = P^*e$, como os preços internacionais sobem, os preços dos produtos importados expressos na moeda doméstica (P) sofrerão uma redução menos que proporcional à apreciação do câmbio. A resposta dos preços internacionais à variação cambial e , portanto, o grau em que os preços domésticos dos importados respondem a esta variação, dependerão da parcela do país na resposta da demanda mundial aos preços. Todavia, esta abordagem explica apenas porque, em um país grande, os preços domésticos variam em uma proporção menor à variação do câmbio, mas não explica porque o mesmo bem (por exemplo, uma determinada marca de automóveis) tem preços diferenciados em mercados distintos. Uma resposta seria considerar que existem custos de transporte com custos marginais crescentes: um aumento na quantidade importada levaria a um aumento do custo de transporte por unidade a ser incorporado nos preços domésticos,

descolando-os ainda mais dos preços internacionais. No entanto, fica em aberto as razões para os custos marginais de transportes serem crescentes e, ainda, da taxa de crescimento ser maior em uns setores que em outros.

b) monopólio com discriminação de preços

Em um mercado de concorrência perfeita, a relação entre preço da firma estrangeira e elasticidade da demanda de mercado em seu país (E^*) é dada por $P^* = c^* E^*/(E^*-1)$, onde c^* é o custo marginal. Para o mercado doméstico, portanto, a relação será dada por $P/e = c^* E/(E-1)$, sendo E a elasticidade-demanda no mercado importador. Deste modo, se um aumento na taxa de câmbio levará a um aumento mais ou menos proporcional no nível de preços, dependerá da elasticidade da demanda. Se a elasticidade é constante, por exemplo, o *pass-through* será completo. Para que o *pricing-to-market* ocorra, é necessário que a elasticidade da demanda varie, sendo crescente com os preços. O comportamento do monopolista dependerá, portanto, de sua percepção acerca da forma funcional de sua demanda. Assim, a limitação do modelo reside em termos que considerar, para assumir o *pricing-to-market*, que a demanda tem a forma adequada *a priori*, sem uma explicação melhor fundamentada para o comportamento da curva.

c) Mercado oligopolístico

Uma solução para o problema acima seria supor um modelo de Cournot em que a demanda varia com os preços devido à variação na parcela de mercado da firma oligopolista. Neste modelo, supondo que a elasticidade da demanda de mercado seja constante, a elasticidade percebida pela firma será dada pela razão entre a elasticidade de mercado e seu *market-share*, e com base nela é que determinará seu preço. Desta forma, uma valorização cambial que implique um aumento na parcela de mercado da firma estrangeira e, conseqüentemente, uma redução em sua elasticidade percebida, fará com que o aumento de preços seja menos que proporcional à valorização da moeda doméstica. Contudo, este modelo assume que os bens são substitutos perfeitos e que a competição segue o modelo de Cournot, que são limitações fortes a suas conclusões. Mesmo assumindo produtos diferenciados e um oligopólio do tipo de Bertrand, a elasticidade percebida pela firma será maior ou menor de acordo com a forma funcional da demanda, levando-os de volta ao problema do monopólio (letra b).

- *Modelos dinâmicos*

Nesta categoria de modelos, onde a firma determina seus preços pensando a longo prazo e não apenas considerando o valor presente (alto ou baixo) da moeda, há também três abordagens que podem ser consideradas.

a) Dinâmica da oferta

Supondo um monopolista discriminador, existem custos (distribuição, infra-estrutura, etc) para mudar o mercado para o qual destina seus produtos. Como o ajuste de infra-estrutura não é imediato, a resposta dos preços a variações no câmbio é gradual. Caso ele creia, por exemplo, que uma valorização seja temporária, não expandirá naquele mercado. Desta forma, o grau de *pricing-to-market* dependerá de há quanto tempo ocorreu a variação cambial e da expectativa

acerca de sua duração. Se há uma valorização da moeda doméstica repentina, não há sentido em reduzir os preços imediatamente se a firma não dispõe de infra-estrutura adequada para atender a esta nova demanda potencial. Esta redução será gradual à medida que a infra-estrutura é estabelecida. Além disto, se a valorização é vista como temporária, não há por quê alterar a infra-estrutura para atender uma demanda que não se manterá a um prazo maior. Desenvolvendo um modelo de maximização do valor presente do lucro de uma firma que exporta parte de sua produção, que tem custos de ajustes e custo marginal constante, Krugman encontra, para variações de câmbio permanentes, uma variação gradual nos preços, atingindo a igualdade no longo prazo. Caso sejam temporárias, após o retorno da taxa de câmbio ao seu nível original, os preços irão também sofrer um processo de reversão, que pode ser iniciado antes mesmo da reversão do câmbio.

Contudo, o autor reconhece que se a distinção entre os preços nos diferentes mercados fosse apenas devido ao custo marginal de distribuição, transporte, etc. os mercados paralelos não existiriam. Assim, maiores considerações sobre o processo de formação de preços devem ser incorporadas.

b) Dinâmica da demanda

O ajuste lento da demanda também pode explicar a existência do *pricing-to-market*. Se há alguma defasagem na resposta da demanda a variações de preços, a firma enfrentará um *trade-off* em seu processo de decisão: reduzir os lucros hoje para aumentar as vendas futuras ou manter seus lucros e, posteriormente, perder vendas. Contudo, analisar a determinação de preços ótima da firma com defasagens na resposta da demanda é complicado, mas Krugman aponta pontos principais a partir de um exemplo de dois períodos, partindo do pressuposto que choques cambiais temporários têm efeitos menores que os permanentes. A solução do modelo permite afirmar, com certeza, apenas que uma taxa de câmbio mais alta também no segundo período implicará um aumento dos lucros naquele período. Todavia, se os preços serão reduzidos no primeiro período, dependerá da elasticidade-cruzada da demanda (do período $t+1$ em relação aos preços em t) o que, mais uma vez, depende de sua forma funcional.

c) Reputação

A compra de um produto importado é um processo de dois estágios. No primeiro, há a decisão dos compradores potenciais de entrar ou não no mercado, já que existem custos de informação. No segundo momento, há a decisão dos compradores efetivos sobre se irão comprar e o quanto comprar. Assim, a demanda depende não apenas do preço presente, mas também das expectativas sobre o preço no futuro. Logo, é importante para a firma a reputação de manter os preços em uma determinada faixa. Isto faz com que um aumento não muito elevado no custo marginal não seja repassado para os consumidores. Caso ocorra uma queda, a firma aproveita seu poder de monopólio no curto prazo, e, também, não efetuará o repasse. Isto leva à conclusão de que o *pricing-to-market* será mais provável onde a firma tenha custos de entrada específicos substanciais, de modo que a elasticidade da demanda *ex-ante* e *ex-post* sejam diferentes. Pode-

se considerar tal situação em que os consumidores façam compras grandes e discretas, ao invés de pequenas e contínuas, e em que os produtos sejam bastante diferenciados, de maneira que os compradores tenham custos de informação elevados. Tal abordagem tem a vantagem de não depender de formas específicas da curva de demanda ou de defasagens arbitrárias nos efeitos dos preços.

Para OBSTFELD e ROGOFF (2000), entretanto, a explicação para as diferenças em preços internacionais baseado em falhas de mercado (*pricing-to-market*, por exemplo) é incompleta. Isto porque ela não pode ser aplicada para todos os setores da economia. Existiria, sim, um papel para os custos de comércio — como transportes e barreiras tarifárias e não-tarifárias — que é mais alto para os consumidores que para os importadores no atacado. Esses últimos têm um poder de ganho com a arbitragem maior, pois detêm vantagens como o controle da distribuição, licenças de comércio, etc. A resposta dos preços a estes custos não é linear, e tais não-linearidades devem ser consideradas nas estimativas⁴.

1.1.4.1 Aplicações do Pricing-to-Market

Para BETTS e DEVEREUX (2000), o *pricing-to-market* é fundamental na determinação das taxas de câmbio e nas flutuações macroeconômicas, reduzindo o papel do realinhamento de gastos. Por um modelo de equilíbrio geral, os autores mostram que a resposta dos preços às variações das taxas de câmbio é tanto menor quanto maior for a parcela dos produtos sujeita ao *pricing-to-market*. GOLDBERG e KNETTER (1996) apontam que os modelos de balanço de pagamentos que supõem *pass-through* completos são rejeitados empiricamente pois consideram que os *mark-ups* e os custos marginais são constantes. Se o mercado é segmentado, isto é, se a localização de compradores e vendedores afetam substancialmente (ou seja, em proporção maior que os custos de transporte) os termos de transação, existe poder de mercado, pois isto significa que nem todos estarão pagando o preço igual ao custo marginal. Assim, pode haver discriminação de preços e *pass-through* incompleto.

FEENSTRA e KENDAL (1997) também apontam o *pass-through* incompleto como resultado da competição imperfeita, o que implica uma alteração na margem de lucro. Em seu modelo, a firma exportadora determina o preço no período ($t-1$) sem conhecer a taxa de câmbio à vista no período t . Assim, a firma faz um *hedge* através de contratos com a taxa de câmbio futura. Independente da moeda em que são feitos os *invoices*, o resultado final aponta o preço como sendo função do custo marginal na moeda doméstica, da taxa de câmbio futura e do preço doméstico dos importados. Deste modo, os autores colocam que uma medida para o *pass-through* seria o chamado “*average traded goods price*”, dado pela fórmula $[\lambda \ln P_t - \ln q_t + (1-\lambda) (\ln P_t^* - \ln c_t^*)]$, onde λ é a parcela das exportações com *invoices* na moeda do importador, c^* é o custo marginal de produção da firma exportadora expresso na moeda doméstica — tendo como *proxy* o

⁴ “... in the presence of trade costs, econometric estimates of the half-life of real exchange rate movements may be exaggerated. Price differentials dissipate very slowly within transaction cost bands, but very quickly outside them, and proper econometric estimation should take these non linearities into account” (OBSTFELD & ROGOFF, 2000, p. 99)

WPI (*world price index*) para os países estrangeiros — e q é o preço doméstico dos importados, tendo como *proxy* o WPI para o país doméstico. Este modelo foi tomado como base para a análise empírica desenvolvida no capítulo 3, com algumas adaptações feitas para adequá-lo ao caso brasileiro.

No modelo de equilíbrio parcial de FISHER (1989), as firmas, que são *price-setters* cujo comportamento é a melhor resposta às estratégias dos demais, incorporam as expectativas sobre a taxa de câmbio em suas decisões de preço e produção, pois esta afeta o seu lucro esperado. Assim, o *pass-through* depende do regime cambial e da estrutura dos mercados doméstico e externo. O modelo mostra, também, que há variações no câmbio para as quais não há *pass-through* pois o efeito sobre a mudança do lucro esperado não é suficiente para incorrer nos custos de alteração de preços a cada variação cambial.

PARSLEY (1995) também desenvolve um modelo a partir de uma firma estrangeira exportadora, que busca maximizar o lucro e onde ação hoje afeta o lucro futuro, pois a demanda no período seguinte depende não apenas do preço naquele período mas também do preço atual, em uma espécie de efeito de reputação. Isto faz com que o preço no período t dependa dos eventos presentes e futuros e da importância da reputação para a firma. Uma apreciação ou expectativa de apreciação cambial levará a uma queda nos preços com uma mesma variação tendo efeitos diferentes conforme a expectativa futura e, portanto, os movimentos antecipados na taxa de câmbio afetam o *pass-through* de curto prazo.

VIANE e VRIES (1992) seguem a mesma linha dos trabalhos acima citados, incluindo, porém, a taxa de câmbio futura, o tamanho do *hedge* do prêmio de risco na otimização da firma. Como resultado, os autores concluem que é necessário considerar o mercado futuro ao analisar os efeitos tanto da média quanto da volatilidade da taxa de câmbio sobre o fluxo do comércio exterior. Ao considerar o mercado futuro, a resposta da firma à volatilidade cambial pode se alterar, além de tornar compatível um sinal positivo significativo para o efeito desta volatilidade sobre os termos de troca de um país.

SMITH (1999) também adota a abordagem da firma exportadora ou importadora, que se preocuparia com a variação real do preço do produto na moeda doméstica, o qual dependerá das variações do preço externo, interno e taxa de câmbio e da covariância entre estas três variáveis.

1.1.5 – Custos de ajustamento

DIXIT (1989) desenvolve um modelo de otimização da firma para mostrar que se a taxa de câmbio flutua dentro de uma determinada banda, não há entrada ou saída de firmas, implicando um repasse cambial nulo para os preços. Se a taxa de câmbio aprecia além da banda, entram firmas no mercado e as existentes se expandem, aumentando a oferta e reduzindo os preços. Se a taxa deprecia, ocorre o inverso. A existência de histerese, “*an effect that persists after the cause that brought it about has been removed*”(p. 205), para o autor, é devido à existência de *sunk costs* para a entrada em um mercado (adaptação do produto às preferências locais, rede de

distribuição, etc). Logo, o *pass-through* depende do nível da desvalorização e é afetado pela volatilidade da taxa de câmbio, já que estas afetam as decisões de entrada e saída das firmas. Assim, os custos são próximos de um custo fixo e a resposta dos preços ao câmbio é pequena por três razões possíveis (KRUGMAN, 1988):

(1) Se as expectativas são estáticas, a firma pode estar em uma faixa cambial onde, caso esteja atuando, compensa ficar no mercado, mesmo operando com prejuízo, se for capaz de cobrir seus custos variáveis. Contudo, se não está no mercado, uma pequena variação no câmbio não compensa os custos de entrada;

(2) Se o planejamento é baseado na taxa cambial esperada, o fato de os retornos serem maiores (menores) que os *sunk costs* dado o câmbio vigente, não estimula a firma a entrar (sair) no mercado se sua expectativa é de que aquela taxa é temporária. Isto explica as diferenças no *pass-through* entre os períodos de câmbio fixo (onde as variações cambiais são consideradas permanentes) e de câmbio flutuante.

(3) A volatilidade cambial encoraja as firmas a adotarem uma estratégia de “esperar para ver”, antes de tomar a decisão de entrada ou saída, mesmo quando a volatilidade não é vista como parte de um processo que se reverte à média. Através de exemplos numéricos, mostra-se que a incerteza cria incentivos para se permanecer em uma determinada posição, mesmo que a mudança seja lucrativa à taxa cambial vigente, ao atribuir probabilidades semelhantes à valorização⁵. A razão é que a firma está exercendo uma opção futura de entrar ou sair e que, portanto, tem um custo. Por exemplo, se a firma entra em um mercado e o movimento é adverso, ela tem uma perda devido aos *sunk costs*. Se aguardar e o movimento for favorável, ela ainda pode entrar no mercado futuramente, com um custo equivalente apenas à perda do ganho que teria naquele período de espera. Assim, o incentivo a não agir é maior quanto maior for a volatilidade pois, pela mesma analogia do mercado financeiro, o preço de mercado a que uma opção é exercida é maior quanto maior for a volatilidade do mercado.

As conclusões do modelo, portanto, nos dizem que, uma vez que a firma muda sua posição, trazer a economia (no caso, a taxa de câmbio) para o nível anterior não implica trazer a firma para sua posição anterior, isto é, ocorre a histerese (um choque temporário tem um efeito que não se dissipa após ser removido)⁶.

1.1.6 – Testes Empíricos

Alguns autores analisam a questão do *pass-through* testando, através de procedimentos econométricos, as variáveis apontadas pela teoria econômica como relevantes na formação de preços. No que se refere aos estudos para o Brasil, destacamos os trabalhos de FIORENCIO e

⁵ exemplo: se a firma permanece no mercado e ocorre uma valorização, o ganho é positivo. Se sai e há uma desvalorização, o ganho é zero. Com probabilidades iguais, o ganho esperado médio é positivo e, portanto, maior que o ganho de sair imediatamente.

⁶ De fato, os resultados obtidos no capítulo 4 desta tese corroboram a idéia que os *price setters* adotam a estratégia de *wait-and-see* em períodos de incerteza elevada.

MOREIRA (1999), BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG (2000), MUINHOS (2001), CARNEIRO, MONTEIRO e YEN HON (2002), FIGUEIREDO e FERREIRA (2002), BELAISCH (2003), MINELLA, FREITAS, GOLDFAJN e MUINHOS (2003) e MUINHOS e ALVES(2003).

FIORENCIO e MOREIRA (1999) estimam um VAR com as variáveis preço, taxa de câmbio e taxa de juros nominais para o Brasil nos períodos pré e pós Plano Real, com o objetivo de observar se o grau de indexação da economia ao câmbio reduziu após o plano de estabilização ou se os mecanismos de indexação podem ser reativados frente a um novo choque. Os resultados apontam que, no período pré-Real, uma desvalorização cambial tinha efeitos permanentes sobre os preços e quase nulo sobre a taxa de câmbio real. Para o período seguinte, o impacto sobre os preços se apresentou mais rápido e com efeitos duradouros sobre a taxa de câmbio real.

BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG (2000) mostram modelos macroeconômicos considerados nas discussões acerca da política monetária. O lado da oferta é dado a partir da especificação de uma Curva de Phillips. A curva *backward-looking*⁷, embora seja capaz de reproduzir a dinâmica da inflação passada, é passível da Crítica de Lucas, tendo seu poder preditivo reduzido com os efeitos das alterações das políticas monetária e cambial sobre a formação das expectativas. Já a especificação *forward-looking*⁸ tenta contornar o problema da instabilidade dos parâmetros, embora haja dificuldades sobre a medida correta das expectativas. Há, portanto, uma tendência nos testes a usar uma média ponderada da inflação passada com a inflação futura. Trabalha-se, assim, com uma equação da Curva de Phillips combinada⁹ que, por ser uma média da *forward* e da *backward looking*, exibe as propriedades da economia brasileira: persistência da inflação devido ao ajuste lento e um componente futuro importante após as alterações de política monetária e cambial. No que se refere ao grau do *pass-through*, várias tentativas de modelagem não-linear foram feitas, com dados trimestrais para o período de 1992 a 1999, tendo se destacado as seguintes especificações para o coeficiente do preço do produto externo expresso em moeda doméstica: (1) coeficiente constante, (2) transformação quadrática da variação cambial para a inflação, (3) coeficiente em função do nível da taxa de câmbio no período anterior e (4) coeficiente como função quadrática do nível da taxa de câmbio.

MUINHOS (2001) usa uma amostra com dados trimestrais de 1980 a 2000, diferentes estimativas da Curva de Phillips – com e sem a presença de expectativas e com especificação linear e não-linear (caracterizada pela presença de termos cruzados) – e também inclui uma amostra reduzida, após 1995. Os resultados da especificação linear apontam para um coeficiente de *pass-through* de 0.10 na amostra pequena se o termo de expectativas é incluído e 0.09, caso contrário. Na especificação não-linear, o coeficiente de *pass-through* é de 0.24 sem expectativas, 0.12 caso contrário e 0.55 para a amostra completa. Contudo, os resultados não indicam

⁷ $\pi_t = \alpha^b_1 \pi_{t-1} + \alpha^b_2 \pi_{t-2} + \alpha^b_3 h_{t-1} + \alpha^b_4 \Delta(p_t^f + e_t) + \varepsilon^b_t$, onde π é o nível de inflação, h o log do *gap* do produto, p^f o log do índice de preços ao produtor estrangeiro e ε^b um choque de oferta.

⁸ $\pi_t = \alpha^f_1 \pi_{t-1} + \alpha^f_2 E_t(\pi_{t+1}) + \alpha^f_3 h_{t-1} + \alpha^f_4 \Delta(p_t^f + e_t) + \varepsilon^f_t$

⁹ $\pi_t = (\frac{1}{2})(\alpha^b_1 + \alpha^f_1) \pi_{t-1} + (\frac{1}{2})\alpha^f_2 E_t(\pi_{t+1}) + (\frac{1}{2})\alpha^b_2 \pi_{t-2} + (\frac{1}{2})(\alpha^b_3 + \alpha^f_3) h_{t-1} + (\frac{1}{2})(\alpha^b_4 + \alpha^f_4) \Delta(p_t^f + e_t) + \varepsilon_t$

mudanças no *pass-through* após 1995 na amostra completa e após 1999 em ambas as amostras. Quando o autor mostra o comportamento do coeficiente de *pass-through* após 1998 na amostra pequena, no entanto, há uma quebra neste coeficiente após a adoção do regime de taxas de câmbio flutuante. O coeficiente médio é superior a 0.5 em 1998 e de cerca de 0.1 após 1999. Todavia, tal mudança não é identificada na amostra completa (1980 a 2000), quando o coeficiente para 1998 é de cerca de 0.1.

CARNEIRO, MONTEIRO e YEN HON (2002) trabalham com uma especificação não-linear do repasse cambial para os preços – onde as variáveis macroeconômicas influenciam o grau do repasse – para o Brasil entre 1994 e 2001, usando uma Curva de Phillips *backward looking*. Posteriormente, os autores fazem a decomposição entre preços administrados e preços livres e destes últimos em industriais, serviços e alimentos. Os resultados revelam um *pass-through* trimestral de cerca de 6,4% após 1999. Também mostram que a especificação não-linear é válida para todos os grupos e, ainda, que o grau do repasse cambial (que é próximo de zero para os preços administrados) é função do câmbio real e do nível de atividade.

FIGUEIREDO e FERREIRA (2002) analisam o comportamento daqueles preços após 1999, interessados em comparar a diferença do repasse cambial entre preços administrados e preços livres. Para isto, rodam uma regressão simples da razão entre a variação dos preços administrados e dos preços livres do IPCA em função da variação do câmbio, do IGP-DI, do preço do petróleo e de uma *dummy* para os meses de julho, que concentram os reajustes dos preços administrados. Os resultados apontam para um repasse mais rápido para o primeiro grupo, dada a menor sensibilidade da demanda e do prazo dos contratos. Quanto à velocidade do ajuste, o modelo acusa que a taxa de câmbio defasada em até três meses é significativa, tendo, portanto, impacto na formação de preços no momento corrente.

BELAISCH (2003) estimou um modelo VAR com dados mensais para o período de 1999:07 a 2002:12, encontrando um *pass-through* no período de três meses de 6% para o IPCA, de 34% para o IPA (ambos semelhantes aos encontrados nesta tese) e cerca de 27% para o IGP. A autora calcula o coeficiente de *pass-through* como a razão entre a variação acumulada dos preços em j meses após o choque e a variação acumulada do câmbio em igual período, sendo tais variações são obtidas a partir da função de impulso-resposta cumulativa. No entanto, a amostra utilizada pela autora é relativamente pequena para um modelo VAR.

MINELLA, FREITAS, GOLDFAJN e MUINHOS (2003) analisaram o período pós-Real e também encontraram uma queda no *pass-through* após 1999 (considerando a variação da taxa de câmbio em 12 meses, defasada em um período). No entanto, a magnitude da mudança é diferente, dependendo da abordagem adotada: o modelo estrutural do Banco Central, a Curva de Phillips ou um modelo VAR. Todavia, o gráfico da estimativa recursiva do coeficiente encontrado na Curva de Phillips para o IPCA indica uma quebra no coeficiente de *pass-through* em 1999. MUINHOS e ALVES (2003) aplicam uma Curva de Phillips não-linear para os preços livres – responsáveis por aproximadamente 70% do IPCA. Os autores encontraram um *pass-through* de

0.51 entre 1995:I e 1998:IV e 0.06 de 1999:I em diante, resultados em linha com os encontrados pelos demais autores e semelhantes aos que serão apresentados no capítulo 3.

As variáveis desvio da taxa de câmbio real, capacidade ociosa (medida a partir do *gap* do produto) e grau de abertura são consideradas por muitos autores como relevantes no comportamento da inflação e são incorporadas por GOLDFAJN e WERLANG (2000). Os autores analisam o *pass-through* usando um painel de 71 países, com dados mensais de 1980 a 1998 empregando como variáveis o ciclo de negócios (usando como *proxy* deste o desvio do PIB, obtido por um filtro de Hodrick-Prescott), a taxa de câmbio real, o ambiente inflacionário e o grau de abertura. Ao invés de um modelo não-linear, os autores testam a equação também com termos cruzados. Os resultados revelam que as variáveis afetam o *pass-through* com graus e *timing* diferentes, que há diferença no perfil do repasse entre os países emergentes e desenvolvidos e que o *pass-through* aumenta com o horizonte temporal. Para os países emergentes, o desvio da taxa de câmbio real se mostrou como a variável mais importante na determinação da inflação, enquanto que para os países desenvolvidos a maior relevância foi encontrada na inflação inicial. Posteriormente, os autores incluem a taxa de câmbio esperada como variável explicativa como forma de captar as expectativas, mas o efeito encontrado para esta variável é pequeno. Ela se torna significativa, com sinal positivo, ao incluírem os termos cruzados, revelando que as expectativas afetam apenas o efeito direto da taxa de câmbio sobre a inflação.

Estudo semelhante é feito para o Uruguai por LOSCHIAVO e IGLESIAS (2003). Os autores lembram outras variáveis relevantes para o grau de transmissão. Estas seriam a existência do *pricing-to-market*, os custos de ajuste, o ciclo econômico, o ambiente inflacionário, o grau de indexação e de abertura comercial, o desalinhamento da taxa de câmbio real, o peso dos *tradeables* e a relevância do *flight from quality* (isto é, a substituição de produtos importados mais caros por domésticos de menor qualidade). O teste é feito empregando uma curva de Phillips para a economia aberta, com dados trimestrais para o período de 1979 a 2001 e as mesmas variáveis usadas por GOLDFAJN e WERLANG (2000), encontrando também que o *pass-through* não é constante no tempo.

HAUSSMAN, PANIZZA e STEIN (1999) também encontraram valores diferentes de *pass-through* entre os países analisados. Por exemplo, EUA, Japão e Reino Unido têm um *pass-through* acumulado em 12 meses de, em média, 3%; Alemanha, Canadá e Noruega, 7%; Suíça, Grécia, Israel e Coréia, 16%; Austrália e Peru, 21%; México, Paraguai e Polônia, acima de 50%, entre outros.

AMITRANO, de GRAUWE e TULLIO (1997) incluem, além das variáveis empregadas por GOLDFAJN e WERLANG (2000), outras variáveis explicativas da demanda agregada - taxa de juros real, preço do petróleo, demanda doméstica, produto industrial, inflação estrangeira, grau de abertura, salário nominal - para explicar o *pass-through*. Há também a inclusão de uma *dummy* para valorizações (para testar se há assimetria na resposta) e outra para períodos de câmbio fixo, para testar porque não houve um aumento expressivo da inflação após a crise de 1992/93 na

União Européia. Os resultados — ao mostrar efeitos significativos da demanda agregada e ciclo de negócios, inflação externa e preço do petróleo — sugerem que políticas restritivas da demanda agregada implicam uma redução no *pass-through*.

O papel do grau de abertura, considerado pelos autores acima, é discutido em ROMER (1993) e em TERRA (1998), em um estudo para 114 países para o período de 1973 a 1990. TERRA (1998) coloca que há uma relação negativa entre inflação e grau de abertura da economia. Tal relação existe pois, se a maior parte de dívida em moeda estrangeira de um país é do setor público, há a necessidade de aumentar impostos, penalizando o setor privado. Quanto menos aberta a economia, maior a desvalorização necessária para gerar saldos comerciais, implicando um maior aumento do passivo interno em moeda doméstica e, portanto, uma maior necessidade de se gerar recursos através do imposto inflacionário. ROMER (1993, 1998) também estabelece tal relação, mas ressalta que ela não é própria apenas de países com alto grau de endividamento como TERRA (1998) propõe. A sua causa se encontra no compromisso implícito da política monetária: quanto mais fechada a economia, maiores os benefícios de uma inflação surpresa. Contudo, não devemos confundir a relação negativa entre o grau de abertura e o nível de inflação com a relação positiva entre o grau de abertura e o *pass-through*, como lembra GOLDFAJN e WERLANG (2000). Esta última é positiva, pois um maior grau de abertura significa uma presença maior dos importados no índice de preços. Quanto maior a participação dos importados no nível de preços, maior será o aumento deste quando ocorrer uma desvalorização cambial.

Além dos trabalhos de CARNEIRO, MONTEIRO e YEN HON (2002) e de BOGDANSKI e TOMBINI e WERLANG (2000), citados acima, KLAASSEN (1999) e GRAUWE e VANSTEENKISTE (2001) abordam o *pass-through* a partir de especificações não-lineares. O primeiro autor testa desvios da PPP para as taxas de câmbio do dólar frente ao marco alemão, ao yen e à libra esterlina através de um modelo markoviano, com dados semanais para o período de 1974 a 1997, onde a mudança de regime depende do desvio da PPP - isto é, se o movimento em uma direção da taxa de câmbio tende a terminar quando o desvio é muito alto e a recomeçar quando o desvio é muito baixo. O autor observa que existe a mudança de regime e que sua duração vem se reduzindo ao longo do tempo, talvez como resultado da maior abertura comercial.

GRAUWE e VANSTEENKISTE (2001) propõem como alternativa à baixa performance empírica da primeira geração de modelos de macroeconomia aberta (e.g. monetário, *overshooting*, balanço de pagamentos) a inclusão de não-linearidades. Aqueles modelos estabelecem uma relação linear entre a taxa de câmbio e os fundamentos da economia, tendo um poder de previsão inferior àquele gerado por uma *random walk* já que seus coeficientes experimentam mudanças estruturais. Além disto, a variabilidade da taxa de câmbio bem maior que a variabilidade dos fundamentos também é uma evidência contrária a tais modelos. Uma outra característica ressaltada pelos autores é o papel das notícias (*news*) naqueles modelos, onde, devido às expectativas racionais, as alterações na taxa de câmbio seriam fruto das notícias acerca dos fundamentos, o que também não encontra suporte na evidência, já que choques não-

antecipados explicam apenas parte das variações no câmbio. Deste modo, a inclusão de não-linearidades no modelo permitiria alterações na taxa cambial não relacionadas às notícias sobre os fundamentos da economia. Para testar sua hipótese, os autores empregam um modelo do tipo *Markov-Switching* supondo a mudança de regime no intercepto e nos regressores exógenos. Os países estudados são Argentina, Bolívia, Brasil, Colômbia, Equador, Japão, Alemanha, França, Itália, Reino Unido e Estados Unidos. O período observado varia de acordo com o país. Em linhas gerais, engloba as décadas de 80 e 90 para os países latinos e os anos entre 1973 e 1998 para os seis últimos (1999 para o Japão). Os resultados mostram que nos países de alta inflação a mudança de regime se dá no intercepto, isto é, há uma mudança no nível da inflação, mas não no poder explicativo das variáveis independentes (inflação, oferta de moeda e taxas de juros). O contrário ocorre nos países de inflação baixa. Isto faz com que a primeira geração de modelos possa ser mais adequada para países de inflação alta, e não para os de baixa, para os quais a maioria dos testes são feitos. Os autores explicam seus resultados partindo do princípio de que os choques em países de inflação baixa tendem a ser relativamente pequenos em relação aos custos de transação, tornando a arbitragem não-lucrativa. Já nos países de alta inflação, os choques tendem a ser grandes, fazendo com que haja uma relação instável entre taxa de câmbio e os fundamentos.

1.2 – Taxa de câmbio e inflação: relação entre volatilidades

Embora não muito abordada, e sem uma literatura tão extensa quanto no caso do pass-through, o impacto da volatilidade cambial sobre variáveis macroeconômicas é apontada por alguns autores. Se este impacto é significativo ou não, ainda é motivo de divergências. No entanto, CAPORALE e PITTIS (1995) argumentam que

“Economic theory concerned with behavior under uncertainty suggests that agents’ decisions are based upon the conditional distribution of the relevant random variables. In the presence of risk aversion, not only the conditional mean but also the higher moments, in particular the conditional variance, will play a role. (p. 397)

O estudo dos impactos da volatilidade cambial sobre a inflação se torna importante à medida que devemos nos certificar se tal volatilidade deve ser um motivo de preocupação para as ações do Banco Central em suas decisões de política monetária. Isto ocorre porque uma volatilidade inflacionária maior significa maior incerteza, afetando as expectativas, variável crucial nas decisões tomadas sob um regime de metas de inflação.

É possível classificar a literatura em dois grupos: autores para quem não há relação entre as volatilidades da taxa de câmbio e de variáveis macroeconômicas e aqueles que apontam o contrário. De acordo com o primeiro grupo, a volatilidade cambial não é importante para variáveis macroeconômicas, uma vez que a evidência empírica mostra um aumento substancial da primeira em um regime de câmbio flutuante, enquanto aumento semelhante não é observado para as

volatilidades das demais. O segundo grupo estabelece a relação dando ênfase a diferentes variáveis, principalmente, nos efeitos sobre o comércio. Com relação aos preços, a análise é feita a partir de abordagens diferentes, as mais freqüentes sendo expostas posteriormente, na seção 1.2.2. Os resultados obtidos a partir dos testes desenvolvidos no capítulo 4 nos enquadram no segundo grupo.

1.2.1 – Argumentos a favor da ausência de relação

Considerando o primeiro grupo de autores mencionados anteriormente, destacamos os trabalhos de KRUGMAN (1988), BAXTER e STOCKMAN (1988), FLOOD e ROSE (1995), OBSTFELD e ROGOFF (2000) e ROGOFF (2001).

BAXTER e STOCKMAN (1988) realizam um estudo com uma amostra de 49 países no pós-guerra (1960 a 1985) sob diferentes regimes cambiais, concluindo que algumas séries de taxa de câmbio real, comércio e produto industrial se tornaram mais voláteis após o período de Bretton Woods. Todavia, a evidência não apontaria, exceto para o câmbio, que o regime cambial esteja relacionado com estas mudanças.

KRUGMAN (1988) justifica estas flutuações de câmbio descoladas das flutuações reais por uma lógica circular: as flutuações são possíveis porque têm efeito pequeno e têm efeito pequeno porque são possíveis. Como é volátil, a taxa de câmbio se descola dos fundamentos, pois uma maior volatilidade faz com que as firmas a vejam como sendo temporária e, portanto, não agem. Uma outra razão para que o efeito seja pequeno está no *pricing-to-market*, que faz com que as firmas não alterem os preços no país onde vendem seus produtos tanto quanto se esperaria. Ao se descolar, elas podem ser mais voláteis, pois, se as flutuações cambiais fossem imediatamente seguidas por mudanças na alocação da produção, as variações na balança comercial seriam tais que implicariam uma desvalorização cambial. Se esta desvalorização fosse rapidamente passada para os preços, os grandes diferenciais de inflação gerados (resultando em diferenciais nas taxas de juros reais) trariam o câmbio para níveis mais condizentes com a realidade e, portanto, reduziriam a volatilidade.

Para FLOOD e ROSE (1995), em um estudo mensal para nove países industrializados no período de 1960 a 1991, se as volatilidades das variáveis macroeconômicas não variam com a mudança de regime cambial, é porque não há um *trade-off* claro entre redução da volatilidade cambial e estabilidade macroeconômica. Os autores não encontram um *trade-off* entre volatilidade da taxa de câmbio e o nível ou a volatilidade da inflação. Os resultados seriam corroborados por um modelo de *sticky prices*, onde a variação nos preços é função do *gap* do produto, variação da inflação esperada e o produto é função da taxa de câmbio, preços domésticos e externos e taxa de juros real *ex-ante*. Todavia, os autores fazem a análise apenas graficamente, considerando como medida de volatilidade o desvio padrão da diferença do logaritmo da taxa de câmbio para cada sub-amostra de dois anos. Além disto, o teste é feito apenas para países desenvolvidos, de dinâmica distinta dos países em desenvolvimento e, portanto, não podemos, *a priori*, estender suas conclusões para todos os casos.

OBSTFELD e ROGOFF (2000) atribuem o *exchange rate disconnect puzzle* (alta volatilidade cambial desconectada, aparentemente, dos fundamentos) à combinação de custos de comércio, monopólio e *pricing-to-market* no mercado doméstico. Os mercados para os *tradeables* são muito segmentados devido aos custos de comércio, implicando efeitos sobre a taxa de câmbio de modo a controlar sua variação, mesmo que os *nontradeables* a forcem para cima. Com a existência do *pricing-to-market* ao nível de varejo, os consumidores estarão isolados dos efeitos das taxas de câmbio até que tenham sido incorporados pelos preços de importação no atacado, para então serem repassados aos consumidores, num período mais longo que o sugerido pela meia-vida da PPP. A rigidez dos preços também contribui para a desconexão: com os preços rígidos e as variáveis macroeconômicas (por exemplo, consumo) insuladas da taxa de câmbio no curto prazo, o ajuste cambial tem efeito mínimo no curto prazo e, portanto, deve ser elevado para o “*clearing*” dos mercados financeiros. Os efeitos reais seriam, portanto, muito demorados para serem captados pelos testes econométricos realizados.

ROGOFF (2001) aponta que, no caos macroeconômico dos anos 70, a perspectiva era que a calma nos mercados cambiais se seguiria ao controle da inflação pois, mesmo sob a versão fraca da PPP, a instabilidade de preços é incompatível com a estabilidade cambial. A visão era fortalecida pelo modelo de *overshooting* de Dornbusch, segundo a qual a taxa de câmbio se ajusta de modo desproporcional no curto prazo a choques monetários e, portanto, a instabilidade monetária levaria a uma instabilidade cambial ainda maior. Contudo, a evidência das décadas posteriores mostrou que a instabilidade monetária é, no máximo, parte da instabilidade cambial já que as volatilidades das taxas das principais moedas continuaram elevadas, com custos sobre exportações, importações, além dos custos de *hedge*. Não se deve, contudo, analisar os efeitos da volatilidade a partir do regime cambial - já que esta é sempre maior em um regime de taxas flutuantes - mas, sim, se a volatilidade faz produto, investimento e consumo mais voláteis. O autor aponta, no entanto, que a questão empírica não está resolvida, podendo ser as diferenças nos efeitos devido a distorções microeconômicas dos modelos. Embora se saiba que a volatilidade cambial seja um distúrbio, para o autor ela não seria forte o suficiente para ser alvo de atenção da política econômica.

1.2.2 – Evidências de relação

Em relação aos autores que encontram alguma relação entre as volatilidades da taxa de câmbio e das variáveis macroeconômicas, destacamos aqueles cujos trabalhos se referem, de alguma forma, à volatilidade da inflação ou cujas conclusões possam ser estendidas para esta variável. No que diz respeito especificamente aos impactos da volatilidade cambial sobre os preços, a literatura disponível é ainda mais escassa, com grande parte dos artigos centrada na volatilidade de preços relativos entre países (basicamente, economias desenvolvidas) ou voltada para diferentes objetivos (por exemplo, decisões de investimento), onde o resultado referente à inflação é uma consequência do resultado principal. Poucos estudos se referem diretamente aos efeitos da volatilidade cambial sobre a inflação doméstica, quer em média ou em variância.

No entanto, mesmo com uma literatura limitada, sem uma metodologia ou linha de estudo definidas, nós podemos classificar os artigos que estabelecem a relação entre volatilidades cambial e de preços em seis linhas gerais, conforme o enfoque de cada uma: histerese, efeitos de comércio, natureza dos choques, impacto sobre preços relativos, papel do bem-estar e impactos sobre a inflação.

Com relação ao papel da histerese, destacamos o trabalho de DIXIT (1989). As conclusões de seu modelo — apresentado anteriormente — significam que a determinação dos fluxos de comércio e dos preços depende dos investimentos feitos com base no futuro e, assim, dependem das expectativas e também dos momentos mais elevados das distribuições envolvidas. Desta forma, as variações mudam quando o ambiente se altera.

No que diz respeito ao papel do comércio nos impactos sobre preços, podemos mencionar os trabalhos de CALVO e REINHART (2000a e 2000b). Para CALVO e REINHART (2000a), em economias emergentes, as alterações nos preços de *commodities* são uma fonte freqüente de distúrbios, requerendo o ajuste da taxa de câmbio. Se esta se ajusta, observa-se um grau de volatilidade similar nos preços das *commodities*. Assim, o valor das mesmas em moeda doméstica deveria ser relativamente estável (uma desvalorização cambial traria seus preços para baixo). No entanto, se há *fear of floating*, a taxa de câmbio não se ajusta e o preço das *commodities* em moeda doméstica também cai. Os resultados apontam que tais preços em moeda local são mais voláteis que a taxa de câmbio, e ainda maior no caso das economias emergentes. Além disto, na maioria, dos casos a correlação entre as variáveis é pequena e insignificante, sinalizando que a taxa de câmbio não desempenha o seu papel de absorção dos choques, provavelmente resultado do medo de flutuações bruscas.

Já CALVO e REINHART (2000b) apontam que, em mercados emergentes, a volatilidade da taxa de câmbio é danosa às exportações e importações, pois reduzem a competitividade. Devido à dificuldade em ter acesso ao *hedge* — já que os mercados futuros são ilíquidos ou inexistentes — e ao *pass-through* elevado, a volatilidade terá efeitos sobre a inflação fazendo com que na ausência de perfeita mobilidade de capitais uma desvalorização possa ser contracionista, ao contrário do previsto em modelos macroeconômicos tradicionais¹⁰.

A natureza dos choques é destacada em HAUSSMANN, PANIZZA and STEIN (2001) e em BARKOULAS, BAUM and CAGLAVAN (2002). Para os primeiros, os choques reais implicam que a flexibilidade da taxa de câmbio é um fator importante para estabilizar o produto. Os autores também encontram, em seus testes, uma correlação negativa significativa entre o *pass-through* e as medidas de volatilidade utilizadas. O teste é feito para 38 países, sendo 12 industrializados e 26 em desenvolvimento. O destaque no trabalho dos autores são as medidas empregadas para testar até que ponto a taxa de câmbio de um país é realmente flutuante, no sentido de analisar se, embora o regime cambial seja classificado como livre flutuação, há interferência da Autoridade

¹⁰ Para uma boa revisão da literatura sobre os efeitos da variabilidade da taxa de câmbio sobre o comércio, com ênfase nos mercados emergentes, ver CALVO e REINHART (2000b)

Monetária no mercado de câmbio. Estas medidas se referem ao comportamento da flutuação, extensão com que há intervenção através do uso de reservas e uso da taxa de juros para estabilização cambial. A primeira medida é calculada a partir do nível de reservas normalizado por M2, a segunda através da razão entre o desvio padrão da depreciação cambial e do estoque das reservas normalizado pelo valor médio em dólares de M2 e a terceira, pela volatilidade relativa da taxa de câmbio e da taxa de juros. A partir destas medidas, os autores constroem um indicador de flexibilidade da taxa de câmbio e, em uma análise para vários países, encontram uma correlação negativa entre o *pass-through* e aquele indicador. A justificativa encontrada é que quando o *pass-through* é elevado, há maior intervenção no mercado cambial e, portanto, menor flexibilidade da volatilidade. Além disto, os autores encontram uma relação forte entre o tipo de flutuação cambial e a habilidade do país de se financiar externamente.

Para BARKOULAS, BAUM e CAGLAVAN (2002), uma análise que considere apenas o nível da taxa de câmbio sobre o comércio é incompleta, pois não gera previsões de comportamento ótimo. Assim, torna-se necessário relacionar também os segundos momentos. Com um modelo de extração, mostram que a direção e a magnitude da decisão otimizada de exportação e importação depende da fonte do choque. Os agentes formam expectativas sobre a taxa de câmbio futura com base na informação existente e, como os *invoices* são em moeda estrangeira, eles estão expostos ao risco cambial. Deste modo, quanto mais apurada a informação, melhores serão as previsões, implicando efeitos sobre o fluxo de comércio, tanto em nível quanto em volatilidade. O desenvolvimento do modelo, testado para países desenvolvidos e subdesenvolvidos e considerando três fontes de choque sobre a taxa de câmbio (de microestrutura, comportamento estocástico dos fundamentos e distúrbio no sinal sobre políticas futuras), mostra que a resposta da variação do fluxo de comércio pode aumentar ou diminuir frente à volatilidade da taxa de câmbio conforme a fonte e a magnitude da mesma.

A relação entre volatilidades da taxa de câmbio e dos preços relativos está presente em WEI e PARSLEY (1995), ANDERSEN (1997), SMITH (1999), PARSLEY e WEI (2000), ENGEL e ROGERS (2001), DEVEREUX e ENGEL (2003) e CHEN (2004). Os primeiros analisam um painel com 12 setores *tradables* em 91 pares de países da OCDE (total de 14 países) para analisar os desvios da PPP e encontram aumento da volatilidade cambial associada a um aumento na variabilidade dos diferenciais de preços (consistente com a idéia de *sticky prices* na moeda local e *pass-through* parcial da taxa de câmbio) e que uma taxa de câmbio mais estável promove uma convergência à PPP mais rápida. ANDERSEN (1997) também destaca efeitos da volatilidade nominal sobre os desvios da taxa de câmbio real (preços relativos), isto é, causando desvios da PPP, empregando um modelo macroeconômico intertemporal de *overlapping generations* para uma economia aberta com rigidez nominal.

SMITH (1999) faz uma regressão das variações no preço doméstico real de um bem i — definido como $P_i = e P_i^f / \pi$, onde e é a taxa de câmbio nominal, P_i^f é o preço externo do bem i e π é o índice de inflação — contra a taxa de câmbio. De acordo com o modelo empregado, o valor do

coeficiente irá dizer se a variância da taxa de câmbio irá aumentar ou reduzir a volatilidade do preço doméstico real. Os resultados mostram que, nem sempre, a volatilidade cambial aumenta a volatilidade dos preços, encontrando cerca de 31% dos casos (*i.e.* 10 de 32 bens) onde o inverso ocorre. Um outro indicador para os autores é o valor do R^2 da equação, que mostra qual a proporção da variação do preço doméstico real é explicada por movimentos na taxa de câmbio.

PARSLEY e WEI (2000) fazem uma análise de painel com 27 *tradeables* ao longo de 88 trimestres em 96 cidades nos EUA e Japão, encontrando que volatilidade cambial tem efeito significativo positivo na dispersão de preços (medida como a variabilidade dos preços relativos) entre países, e inserir esta variável (entre outras), reduz parte do que é atribuído ao efeito de fronteira. ENGEL e ROGERS (2001), por sua vez, estudam o efeito de fronteira sobre preços relativos em uma amostra de 55 países europeus de 1981 a 1997, encontrando que a volatilidade cambial explica parte dos efeitos de fronteira para os desvios observados nos preços relativos entre países.

DEVEREUX e ENGEL (2003) apontam que taxas cambiais livres permitem o ajuste dos preços relativos quando os preços dos bens têm ajuste lento (*sluggish prices*). A literatura citada em CHEN (2004) aponta que um aumento da incerteza devido à volatilidade cambial intensifica o *price stickness* (*i.e.*, as firmas se tornam resistentes ao ajuste de preços devido à possibilidade de retrocesso na taxa de câmbio, posteriormente). Além disto, a volatilidade explicaria muito da falha da PPP em análises inter-países e reduz a velocidade de reversão à média ou de ajustes em direção à PPP. Testando a persistência dos preços relativos - isto é, a velocidade de convergência em direção à PPP - a autora encontra um coeficiente positivo significativo da volatilidade cambial naquela persistência. Logo, a maior volatilidade cambial significa um maior *price stickness*: em outras palavras, quanto maior a volatilidade cambial, menor a resposta da inflação às variações na taxa de câmbio¹¹.

A literatura do bem-estar é lembrada por GHOSH, GULDE, OSTRY e HOLGER (1997) e por SUTHERLAND (2002). Os primeiros citam a literatura sobre custos de bem-estar, que aponta a volatilidade da inflação — *i.e.*, movimentos inesperados na mesma — como tendo, no mínimo, tanta importância quanto a própria taxa de inflação média. Os autores dividem 140 países, em uma amostra de 30 anos, em 9 tipos diferentes de regimes cambiais e testam uma regressão com a volatilidade da inflação como variável dependente e como variáveis explicativas, uma vez que esta pode ser resultado de choques reais e nominais, a taxa de *turnover* do Banco Central, o grau de abertura, a volatilidade das taxas de crescimento do produto e da oferta de moeda e as taxas de juros, além de *dummies* para os regimes cambiais fixos e intermediários. Analisando os dados gerais, os autores encontram que volatilidade da inflação é maior em regimes cambiais flutuantes ou intermediários. No entanto, ao separar os países em grupos, encontram que a volatilidade da inflação é mais baixa sob o regime flutuante e intermediário para países com inflação baixa.

¹¹ Resultado semelhante ao encontrado no capítulo 4 desta tese.

SUTHERLAND (2002) remete à literatura sobre bem-estar segundo a qual, quando o *pass-through* é incompleto, a volatilidade cambial tem efeito direto sobre o bem-estar. Neste caso, portanto, a política monetária deve considerar a volatilidade cambial. O modelo desenvolvido pelo autor mostra que aumentar ou reduzir a volatilidade cambial para obter estabilidade dos preços domésticos pode ser um ótimo do ponto de vista de maximização do bem-estar. A decisão irá depender dos parâmetros que indicam, nas funções de preços domésticos e importados, se os preços são estabelecidos na moeda do produtor ou na moeda local e como a demanda doméstica responde a variações cambiais. Se há *pass-through* incompleto e a taxa de câmbio afeta a demanda doméstica por bens importados, o ótimo do ponto de vista do bem-estar implica um *trade-off* entre volatilidade nos preços domésticos e uma menor volatilidade da taxa de câmbio (relação negativa entre ambas). Já no caso em que a taxa de câmbio afete a demanda doméstica por bens domésticos, a situação é inversa: embora buscar a estabilização dos preços domésticos, não seja um ótimo, deve-se buscar a redução da volatilidade cambial.

Entre os trabalhos que lidam diretamente com a volatilidade da inflação, temos BARONE-ADESI e YEUNG (1990), BLEANEY (1996), SEABRA (1996) e BLEANEY e FIELDING (2002). O primeiro encontra efeitos da volatilidade da taxa de câmbio — nominal e real — sobre o produto e correlação positiva desta com a inflação média. Para isto, os autores usam estatísticas descritivas de países desenvolvidos entre 1961 e 1984 e regressões simples entre estes valores.

BLEANEY (1996) também segue a idéia de que o valor presente de um projeto de investimento depende de valores esperados da demanda futura, nível de preços e preços relativos. Portanto, a incerteza sobre os preços relativos afeta a decisão de investimento e, conseqüentemente, o crescimento do produto. Em um teste empregando uma amostra de 41 países em desenvolvimento entre 1980 e 1990, o autor encontra uma relação negativa entre instabilidade da taxa de câmbio real e crescimento e uma correlação positiva forte entre inflação e volatilidade da taxa de câmbio real.

SEABRA (1996) emprega um modelo de otimização temporal através de custos assimétricos de ajustamento. Assim como os estudos de DIXIT (1989) e de KRUGMAN (1986), quando houver incerteza cambial as firmas não terão incentivos para entrar no mercado devido aos custos assimétricos de entrada e saída, mesmo que a taxa de câmbio esteja em um nível que torne o investimento rentável. O valor crítico que induz a firma a investir é função da incerteza: Se esta é elevada, caso haja uma desvalorização (valorização) cambial, mas a taxa ainda ficar abaixo (acima) de um determinado nível crítico, a decisão ótima da firma será aguardar antes de tomar qualquer decisão de entrada. Isto tem impacto não só sobre o produto agregado como também sobre o nível de preços: se firmas entram ou expandem, a oferta agregada aumenta e, conseqüentemente, os preços caem. O contrário ocorre se há saída ou retração de firmas.

Frente às evidências de inflação mais baixas sob taxas fixas, BLEANEY e FIELDING (2002) desenvolvem um modelo para testar se a taxa de câmbio controlada implica em menor inflação e maior variabilidade do produto e da inflação. O modelo, do tipo BARRO e GORDON (1983), onde

os *policy makers* colocam a meta sobre inflação e produto, é testado através de um painel para 80 países em desenvolvimento entre os anos de 1980 e 1989, levando à conclusão de que tanto a inflação média quanto o desvio padrão de produto e inflação se alteram conforme o regime cambial (um regime flutuante, por exemplo, apresenta maior volatilidade na inflação e menor volatilidade no produto). Este modelo foi o empregado como base na análise empírica do capítulo 4, embora o enfoque do teste tenha sido analisar a existência da relação entre as volatilidades da taxa de câmbio e da inflação.

A partir do que foi exposto neste capítulo, podemos concluir que é necessário verificar os efeitos da taxa de câmbio sobre a economia brasileira, em especial em um regime de metas de inflação onde a autoridade monetária deve conhecer, da maneira mais precisa possível, os fatores que afetam a taxa de inflação. Uma vez que a volatilidade da inflação pode ser considerada como uma medida de incerteza e, como as expectativas de inflação são variáveis importantes na consideração da política monetária, torna-se relevante entender, também, os mecanismos que podem afetar esta incerteza, de maneira a se ter uma decisão mais precisa acerca do comportamento da autoridade monetária frente a tais mecanismos.

CAPÍTULO 2 – REVISÃO METODOLÓGICA

Este capítulo se dedica a fazer uma breve revisão sobre os métodos econométricos empregados nos capítulos empíricos. Os testes de raízes unitárias e de cointegração serão abordados, respectivamente, nas primeira e segunda seções, enquanto o Filtro de Kalman, metodologia empregada no capítulo III, será apresentado na terceira seção. Já as metodologias empregadas no capítulo quatro serão tratadas em duas seções distintas. Os modelos VAR serão abordados na seção IV enquanto a seção V tratará da apresentação dos modelos GARCH.

2.1 – ESTACIONARIEDADE

Como colocado em HAMILTON (1994, cap. 3), uma série $\{y_t\}$ apresenta estacionariedade fraca ou é estacionária em covariância (*covariance-stationary*) quando nem a média não-condicional e nem as autocovariâncias (i.e., covariância entre y_t e seus próprios valores defasado) dependem do período t , conforme (II.1.1. 1) e (II.1.1. 2):

$$E(y_t) = \mu, \quad \forall t \quad (\text{II.1.1. 1})$$

$$E(y_t - \mu)(y_{t-j} - \mu) = \gamma_j, \quad \forall t \text{ e qualquer } j \quad (\text{II.1.1. 2})$$

No entanto, se a média ou as autocovariâncias dependem do período t , como na equação (II.1.1. 3), então o processo não é considerado estacionário em covariância (daqui para frente, referido apenas como *estacionário*).

$$y_t = \beta t + \varepsilon \Rightarrow E(y_t) = \beta t \quad (\text{II.1.1. 3})$$

A estacionariedade estrita, por sua vez, ocorre quando a distribuição conjunta dos parâmetros depende apenas do intervalo entre as observações e não do tempo t . Logo, se há estacionariedade estrita e os segundos momentos são finitos, então, o processo é do tipo *covariance stationary*. No entanto, ser estacionário em covariância não significa apresentar estacionariedade estrita: a média e a autocovariância podem não ser função do tempo, mas o mesmo pode não ser dito de momentos mais elevados, como $E(y_t^3)$.

Uma outra diferenciação importante é entre séries estacionárias em torno de uma tendência e séries que apresentam raízes unitárias. No primeiro caso, y_t segue um processo do tipo ilustrado na equação (II.1.1. 4), onde a média do processo depende do tempo t . No entanto, se extrairmos a tendência do processo, então, este se torna estacionário. Já no caso de raízes unitárias, o processo tem a forma da equação (II.1.1. 5)¹.

$$y_t = \alpha + \delta t + \varphi(L)\varepsilon_t \quad (\text{II.1.1. 4})$$

$$(1-L)y_t = \delta + \psi(L)\varepsilon_t \quad (\text{II.1.1. 5})$$

Esta diferenciação é importante pois implicam características diferentes do processo, bem como a forma de lidar com os mesmos. Em uma série estacionária em torno de uma tendência

¹ As demonstrações encontram-se em HAMILTON, 1994, cap. 15

(*trend stationary*), o erro quadrado médio (EQM) atinge um limite finito com o aumento do horizonte de previsão (s). Já em um processo com raízes unitárias, o EQM aumenta linearmente com o horizonte de previsão e, portanto, o desvio padrão do erro de previsão cresce com \sqrt{s} . Além disto, enquanto os choques em um processo *trend stationary* se dissipam ao longo do tempo, eles têm um efeito permanente no nível de uma série que apresente raízes unitárias. Finalmente, para transformar um processo *trend stationary* em estacionário, deve-se extrair a tendência da série. Todavia, a realização deste procedimento em séries com raízes unitárias retiram a dependência de t apenas da média, mas não da variância da equação. A solução para tornar a série estacionária, neste caso, é a diferenciação.

O modelo de regressão clássico requer que as séries envolvidas, além de apresentarem erro com média zero e variância finita, sejam estacionárias. Do contrário, gera-se uma regressão espúria, caracterizada por um R^2 elevado e estatísticas- t significativas, mas desprovida de sentido econômico. GRANGER e NEUBOLD (1974) abordaram, pela primeira vez, a questão da regressão espúria e as conseqüências de se violar o pressuposto de estacionariedade. Em linhas gerais, os autores geraram séries de duas variáveis não-estacionárias por um experimento de Monte Carlo, independentes entre si. No entanto, em 75% das vezes em que uma regressão entre as variáveis foi testada, os coeficientes foram significativos a 5%, além de ser observado um R^2 elevado na equação e auto-correlação serial dos resíduos. Estes problemas ocorrem, pois, uma vez que as séries apresentam raízes unitárias, o erro ε_t apresenta um componente permanente da forma $E_t[\varepsilon_{t+1}] = \varepsilon_t$, violando os pressupostos presentes nos testes de hipótese ($E_t[\varepsilon_{t+1}] = 0$) e no significado de R^2 (ENDERS, 1995).

II.1.1-TESTES PARA PRESENÇA DE RAÍZES UNITÁRIAS

Sendo assim, o primeiro passo antes de se iniciar um teste econométrico é verificar a estacionariedade das séries, isto é, fazer um teste para a presença de raízes unitárias. Isto significa testar se o coeficiente a_1 na equação (2.1.1. 6) abaixo é igual a um.

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1.1. 6)$$

No entanto, testar se $a_1 = 1$ na equação (2.1.1. 6) equivale testar se $\gamma = 0$ na equação (2.1.1. 7):

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \gamma = a_1 - 1 \quad (2.1.1. 7)$$

Este é o princípio por trás do teste desenvolvido por DICKEY e FULLER (1979). No teste, pode-se assumir três diferentes formas para a equação (2.1.1. 7), descritas abaixo:

Passeio Aleatório puro:
$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1.1. 8)$$

Passeio Aleatório com *drift*:
$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1.1. 9)$$

Passeio Aleatório com *drift*
e tendência linear:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (2.1.1. 10)$$

Os autores calcularam os valores críticos para o teste, encontrando que a estatística-t varia de acordo com a forma da equação testada e com o tamanho da amostra². Além disto, se processos autoregressivos forem incluídos nas equações (2.1.1. 8) a (2.1.1. 10) acima, os valores críticos não se alteram. Em DICKEY e FULLER (1981), os autores construíram estatísticas F para testar a significância conjunta dos coeficientes, no teste conhecido como ADF (*Augmented Dickey & Fuller*). Neste caso, as equações (2.1.1. 8) a (2.1.1. 10) assumem as formas:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \Delta y_{t-1+i} + \varepsilon_t \quad (2.1.1. 11)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \Delta y_{t-1+i} + \varepsilon_t \quad (2.1.1. 12)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \Delta y_{t-1+i} + \varepsilon_t \quad (2.1.1. 13)$$

A partir destas equações, os autores calcularam os valores críticos para os testes F em questão, existindo três tipos de estatísticas: ϕ_1 testa se $\gamma = a_0 = 0$; ϕ_2 testa se $\gamma = a_0 = a_2 = 0$; finalmente, ϕ_3 testa se $\gamma = a_2 = 0$.

É importante ressaltar que os testes desenvolvidos por Dickey e Fuller pressupõem que os erros sejam independentes e de variância constante. Assim, é necessário conhecer o processo gerador dos dados antes de aplicar os testes, o que nos leva a quatro tipos de problema, descritos a seguir (ENDERS, 1995).

O primeiro deles é que o processo gerador dos dados pode conter componentes AR e MA. No entanto, SAID e DICKEY (1984) mostram que um processo ARIMA (p,1,q) desconhecido pode ser aproximado por um ARIMA (n,1,0) de ordem inferior ou igual a $T^{1/3}$. Portanto, podemos utilizar um processo auto-regressivo finito e aplicar as estatísticas de Dickey e Fuller.

O segundo problema é a necessidade de que todos os termos auto-regressivos relevantes sejam incluídos para que γ e seu desvio-padrão sejam estimados corretamente. Todavia, o aumento do número de defasagens reduz o poder do teste em decorrência da perda de graus de liberdade, enquanto um número baixo de defasagens não capta adequadamente o processo do erro e, portanto, o desvio-padrão. Para resolver esta questão, ENDERS (1995) propõe que o teste seja feito seguindo o procedimento *general-to-specific*, iniciando com um número elevado de defasagens e reduzi-lo até que se encontre uma defasagem estatisticamente diferente de zero. Isto feito, deve-se proceder aos testes de diagnóstico de modo a assegurar que os resíduos sejam do tipo *white noise*.

² HAMILTON (1994, cap. 17) mostra porque as distribuições assintóticas dos coeficientes estimados em um processo com raízes unitárias diferem do processo estacionário.

O terceiro ponto refere-se à possibilidade da existência de múltiplas raízes unitárias ($m \leq p$) em um processo auto-regressivo de ordem p , dado que existem p raízes características na série e, portanto, a mesma deve ser diferenciada m vezes. A sugestão para solucionar tal problema, apontada por DICKEY e PANTULLA (1987), é testar a equação (2.1.1. 14) abaixo, caso se suspeite da existência de r raízes unitárias:

$$\Delta^r y_t = a_0 + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1.1. 14)$$

Caso a hipótese nula de r raízes unitárias seja rejeitada, deve-se testar para $r-1$ raízes unitárias, de acordo com a equação (2.1.1. 15) abaixo:

$$\Delta^r y_t = a_0 + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \beta_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1.1. 15)$$

Se, ainda assim, a hipótese nula for rejeitada (pode-se utilizar o teste ADF para a significância conjunta de β_1 e β_2), deve-se prosseguir de acordo com a equação (2.1.1. 16), até não ser mais possível rejeitar a hipótese nula de presença de raízes unitárias.

$$\Delta^r y_t = a_0 + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \beta_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \dots + \beta_r y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1.1. 16)$$

Finalmente, o quarto problema a ser considerado ao se realizar um teste de Dickey e Fuller para a presença de raízes unitárias é qual o formato de equação considerar, dentre as equações (2.1.1. 11) a (2.1.1. 13). Os testes para raízes unitárias têm baixo poder, ou seja, apresentam uma baixa probabilidade de rejeitar uma hipótese nula falsa, tendo dificuldades entre diferenciar um processo com raízes unitárias e um processo com raízes quase-unitárias, ou entre um processo com intercepto e estacionariedade em torno da tendência. Nem sempre a análise gráfica permite identificar a presença do intercepto ou da tendência na série e a adição de parâmetros desnecessários reduz os graus de liberdade, reduzindo, ainda mais, o poder do teste. Assim, é possível que se aceite a presença de raízes unitárias quando, na verdade, elas não existem. Além disto, os valores críticos variam dependendo se o intercepto e/ou a tendência são adicionados ao modelo. Ao mesmo tempo, omitir o parâmetro relevante também gera resultados viesados (ENDERS, 1995). DODALDO, JENKINSON e SOSUILLA-RIVERO (1990) sugerem a adoção do seguinte procedimento quando o processo gerador dos dados é desconhecido:

- Testar a hipótese menos restritiva, isto é, a equação (2.1.1. 11). Caso a hipótese nula seja aceita, deve-se prosseguir verificando a significância dos termos de tendência e intercepto³;
- Se a tendência for significativa, deve-se aceitar a presença de raízes unitárias. Do contrário, caso a tendência seja estatisticamente igual a zero, a equação a ser testada é a equação (2.1.1. 12), o passeio aleatório com *drift*.

³ Caso seja rejeitada, devemos verificar a significância da tendência. Se esta for significativa, devemos realizar o teste sem a mesma, a fim de verificar se o processo é do tipo *trend stationary*.

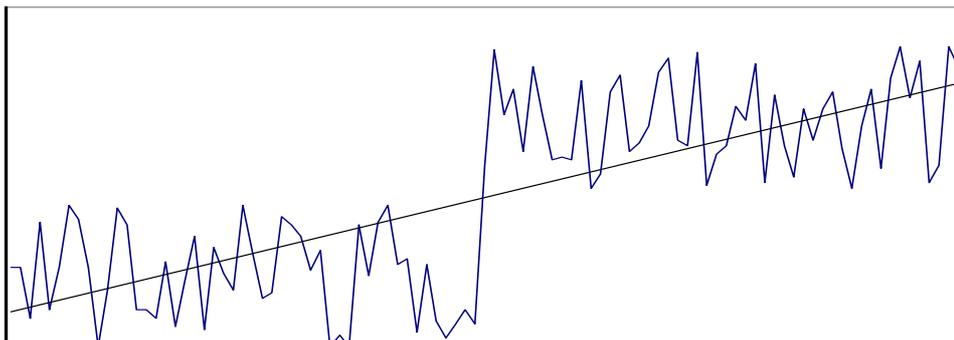
- Apontando o teste da equação (2.1.1. 12) para a ausência de raízes unitárias, o processo é finalizado. Do contrário, deve-se testar a significância do intercepto.
- Caso o intercepto seja significativo, a hipótese nula de presença de raízes unitárias deve ser aceita. Do contrário, o teste deve ser realizado sem a presença do intercepto, em sua versão mais simples apresentada pela equação (2.1.1. 13).

Como colocado anteriormente, os testes de Dickey e Fuller requerem que os erros sejam não-correlacionados e com variância constante. PHILLIPS e PERRON (1988) desenvolveram uma modificação ao teste de Dickey e Fuller de modo a permitir tais características no processo de geração de erros.

Outra questão que deve ser considerada é a presença de quebras estruturais nas séries, levantada por PERRON (1989). O autor mostra que, quando estas ocorrem, as estatísticas dos testes de PHILLIPS-PERRON e ADF são viesadas no sentido de aceitar a hipótese nula de raízes unitárias. Em linhas gerais, uma quebra estrutural pode permitir que uma equação que descreva o comportamento de uma linha de tendência se ajuste à série, viesando o teste no sentido de aceitar a presença de raízes unitárias mesmo quando as sub-amostras são estacionárias. Neste caso, uma série longa é indicada nos testes de raízes unitárias contra a hipótese alternativa de séries *trend stationary*. No entanto, séries longas também implicam na probabilidade de comportarem um evento considerado exógeno ou um *outlier* de grande importância, como a grande quebra de 1929 ou a desaceleração econômica após o choque do petróleo de 1973. O experimento de Monte Carlo desenvolvido pelo autor mostra que quando a magnitude da mudança estrutural na série é significativa, os testes não permitem rejeitar a hipótese nula de raízes unitárias, mesmo que a série tenha uma tendência com erros independentes e identicamente distribuídos. Especificamente, os testes levam a considerar que os choques têm efeitos permanentes, mesmo que estes não o sejam.

Um exemplo é o gráfico II.1 abaixo, gerado a partir de seqüências de números aleatórios com uma quebra estrutural a partir da metade da amostra. A linha de tendência que se ajusta à série reflete o comportamento de uma série não-estacionária enquanto o que de fato ocorre é uma quebra estrutural que altera o nível de uma série estacionária.

Gráfico 2.1



Fonte: ENDERS, 1995

Para testar raízes unitárias na presença de quebras estruturais, uma opção é dividir a série em sub-amostras e fazer o teste em cada uma delas. No entanto, isto reduz os graus de liberdade em cada teste resultante, já que as amostras serão de tamanho reduzido (ENDERS, 1995). PERRON (1989) propôs um teste formar para raízes unitárias na presença de quebra estrutural, que pode ser descrito, em linhas gerais, pelas equações abaixo, onde D_p é uma *dummy* de pulso e D_L , uma *dummy* de nível⁴:

$$H_0 : \mathbf{y}_t = a_0 + \mathbf{y}_{t-1} + \mu_1 D_p + \varepsilon_t \quad (2.1.1. 17)$$

$$H_1 : \mathbf{y}_t = a_0 + \mathbf{y}_{t-1} + \mu_1 D_L + \varepsilon_t \quad (2.1.1. 18)$$

O autor mostrou que, quando os resíduos são independentes e identicamente distribuídos, a distribuição de a_1 depende da proporção de observações anteriores à quebra estrutural, sendo tal proporção dada por $\lambda = \tau/T$, onde τ é o momento da quebra e T o número total de observações. O teste é feito removendo-se a tendência da série e, em seguida, gerando os resíduos da equação de H_1 , \hat{y} , e, em seguida, estimar a equação:

$$\hat{y}_t = a_1 \hat{y}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1.1. 19)$$

S

e houver auto-correlação serial dos resíduos, basta testar a forma aumentada do teste, incluindo o processo auto-regressivo. Finalmente, deve-se testar se $a_1=1$ na equação (2.1.1. 19), usando os valores críticos calculados por Perron para os diferentes valores de λ . Caso se aceite a hipótese que a_1 é igual à unidade, pode-se concluir que existem raízes unitárias na série.

No entanto, devemos sempre ter em mente que os testes de raízes unitárias em amostras finitas têm baixo poder e, como aponta HAMILTON (1994, cap. 15), sempre há um processo estacionário que não é distinguível de uma raiz unitária dentro de uma amostra dada e vice-versa. Assim, é necessário considerar não apenas os resultados dos testes como a análise cuidadosa das séries e a coerência dos resultados.

II.2 – COINTEGRAÇÃO

Segundo HAMILTON (1994), um vetor y_t , de dimensão $n \times 1$ é cointegrado se cada uma das séries que compõem o vetor são $I(1)$ – isto é, não-estacionárias com uma raiz unitária – enquanto uma combinação linear $a'y_t$ das mesmas é estacionária ($I(0)$) para algum vetor a de dimensão $n \times 1$ diferente de zero (cap. 19, p. 571). A existência de cointegração implica que, embora possam

⁴ Apresentamos aqui a versão mais simplificada do teste, como apresentada em ENDERS (1995). Originalmente, PERRON (1989) propõe três classes de modelos sob as hipóteses nula e alternativa: um modelo (A) com uma alteração exógena no nível da série, um modelo (B) com uma alteração na taxa de crescimento e um modelo (C) com a presença de ambos. No caso (A), H_0 inclui uma *dummy* de pulso que apresenta valor igual à unidade no momento do choque, enquanto em, H_1 , há uma *dummy* de nível. Já no caso (B), há uma mudança no intercepto no momento da quebra sob a hipótese nula, enquanto a hipótese alternativa considera uma mudança na inclinação da função de tendência.

existir alterações permanentes em cada uma das séries, há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, representada por $a'y_t$, onde a é o vetor de cointegração. Em um vetor de dimensão $n \times 1$, podem existir até $n-1$ vetores de cointegração. Ao número de vetores de cointegração existentes, denominamos o *rank* da cointegração.

A importância dos testes de cointegração pode ser vista sob dois aspectos. Por um lado, se as séries forem cointegradas, omitir esta informação no modelo a ser testado implica desconsiderar informações sobre características de longo prazo da relação. Portanto, o modelo é mal especificado e o vetor de correção de erros deve ser inserido. Por outro lado, se as séries apresentarem raízes unitárias e não forem cointegradas, a estimação das mesmas sem a devida diferenciação gera uma regressão espúria, como discutido na seção anterior.

Formalmente, podemos definir um vetor de cointegração a partir das equações a seguir (cf. ENDERS, 1995, cap. 6).

$$y_t = \mu_{yt} + \varepsilon_{yt} \quad (2.2. 1)$$

$$z_t = \mu_{zt} + \varepsilon_{zt} \quad (2.2. 2)$$

Onde μ_{it} segue um passeio aleatório que representa a tendência na variável i no período t e ε_{it} representa o componente irregular, estacionário, da variável i em t .

Se y_t e z_t nas equações (2.2. 1) e (2.2. 2) são integradas de ordem (1,1), então existe β_1 e β_2 , ambos diferentes de zero de modo que a combinação linear $\beta_1 y_t + \beta_2 z_t$ é estacionária. Ou seja, para tal combinação linear, representada na equação (2.2. 3), ser estacionária, deve valer a condição expressa na equação (2.2. 4), já que ε_{it} são estacionários.

$$\beta_1 y_t + \beta_2 z_t = \beta_1 \mu_{yt} + \beta_2 \mu_{zt} + \beta_1 \varepsilon_{yt} + \beta_2 \varepsilon_{zt} \quad (2.2. 3)$$

$$\beta_1 \mu_{yt} + \beta_2 \mu_{zt} = 0 \quad (2.2. 4)$$

Como β_1 e β_2 são diferentes de zero, a combinação é estacionária se, e somente se, $\mu_{yt} = \left(\frac{\beta_2}{\beta_1} \right) \mu_{zt}$. Em outras palavras, para os processos serem integrados de ordem (1,1), as tendências estocásticas têm que ser iguais a um escalar (no caso, β_2/β_1).

Se as séries são cointegradas, isto significa dizer que suas dinâmicas de curto prazo são afetadas por desvios da relação de longo prazo (expressa no vetor de cointegração). Para incorporar tal relação no modelo são construídos os modelos de vetores correção de erros (VEC), que assumem, para o caso bivariado, a forma expressa nas equações (2.2. 5) e (2.2. 6):

$$\Delta y_t = \alpha_y (z_{t-1} - \beta y_{t-1}) + \varepsilon_{yt}, \quad \alpha_y > 0 \quad (2.2. 5)$$

$$\Delta z_t = -\alpha_z (z_{t-1} - \beta y_{t-1}) + \varepsilon_{zt}, \quad \alpha_z > 0 \quad (2.2. 6)$$

ε_{it} são ruídos brancos que podem ser correlacionados e $\beta > 0$. Como as séries cointegram, o vetor $(z_{t-1} - \beta y_{t-1})$ é estacionário, assim como $\varepsilon_{it} \Delta y_t$ e Δz_t .

O que as equações acima mostram é que as séries y e z respondem a choques estocásticos (ε_{it}) e também a desvios do equilíbrio de longo prazo ocorridos no período anterior. α_i é chamado de *velocidade de ajuste*, uma vez que expressa o grau de resposta da dinâmica de curto prazo a variações no equilíbrio de longo prazo. Logo, se $\alpha_i=0$, a variável não responde ao desvio do equilíbrio do período passado.

II.2.1 – TESTES DE COINTEGRAÇÃO

O teste aplicado nesta tese foi o teste de Johansen. Todavia, existem outros testes para verificar a presença de vetores de cointegração, como o teste de Engle-Granger, apresentados em HAMILTON (1994, cap. 19) e ENDERS (1995, cap.6). Considerando o caso multivariado descrito na equação (2.2.1. 1) abaixo:

$$x_t = A_1 x_{t-1} \varepsilon_t, \quad (2.2.1. 1)$$

onde x_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas, ε_t é um vetor $n \times 1$ de componentes irregulares estacionários e A_1 é uma matriz $n \times n$ de parâmetros.

Pode-se reescrever (2.2.1. 1) como:

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} \varepsilon_t \quad (2.2.1. 2)$$

onde $\pi = -(I - A_1)$, de dimensão $n \times n$ e π_{ij} são os elementos de π .

O *rank* da matriz π corresponde ao número de cointegrações no modelo: se $\pi = 0$, então, não há vetores de cointegração entre as variáveis e o modelo acima corresponde a um VAR em primeira diferença entre as n variáveis.

O teste de cointegração de ENGLE-GRANGER determina se os resíduos da relação de cointegração são estacionários. Já o teste de Johansen, aplicado neste trabalho, determina o rank de π . Existem duas abordagens para este teste: o teste Traço, expresso na equação (2.2.1. 3) e o teste de máximo *eigenvalue*, na equação (2.2.1. 4).

Teste Traço:

$$\lambda(r)_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2.2.1. 3)$$

Onde $\hat{\lambda}_i$ são as raízes características de π (λ_i).

Neste caso, a hipótese nula é de que existem, no máximo, r vetores de cointegração, enquanto a hipótese alternativa é que existem mais de r vetores de cointegração.

Teste Máximo *Eigenvalue*:

$$\lambda(r, r+1)_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (2.2.1. 4)$$

Neste caso, H_0 assume r vetores de cointegração, enquanto H_1 assume $r+1$ vetores.

Qualquer que seja a abordagem, no entanto, é necessário certificar-se de que os resíduos são do tipo *white noise*, de que o número de defasagens adotados é adequado⁵ e, finalmente, de que a relação encontrada tenha sentido econômico.

II.3 – MODELOS VAR

Modelos VAR (*vector autoregressions*) se constituem em um sistema de equações a ser estimado que permite que as variáveis se afetem mutuamente. Um VAR bivariado pode ser ilustrado pelo sistema formado pelas equações (2.3. 1) e (2.3. 2) abaixo:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (2.3. 1)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (2.3. 2)$$

onde y_t e z_t são variáveis estacionárias e ε_{it} são ruídos brancos, não correlacionados e com desvio-padrão dado por σ_i . Como ε_{yt} e ε_{zt} são inovações em y e z , respectivamente, se b_{21} é diferente de zero, então ε_{yt} tem um efeito contemporâneo indireto em z_t . Analogamente, ε_{zt} tem efeito contemporâneo indireto em y_t se b_{12} é diferente de zero.

É possível reescrever o sistema em um formato padrão, de modo a eliminar os efeitos contemporâneos, da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \\ &= \mathbf{B} \quad = x_t \quad = \Gamma_0 \quad = \Gamma_1 \quad = \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.3. 3)$$

Chamando:

$$\begin{cases} A_0 = B^{-1}\Gamma_0 \\ A_1 = B^{-1}\Gamma_1 \\ e_t = B^{-1}\varepsilon_t \end{cases}$$

temos, então, que:

$$x_t = A_0 + A_1x_{t-1} + e_t \quad (2.3. 4)$$

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_t + a_{12}z_{t-1} + e_t \quad (2.3. 5)$$

onde a_{ij} são elementos de A , e_{ij} são elementos de e_t .

As equações (2.3. 1) e (2.3. 2) representam a *forma estrutural* do VAR, enquanto (2.3. 4) e (2.3. 5) representam a *forma padrão*.

Pode-se mostrar, também, que:

⁵ Para calcular o número de defasagens adequado, o procedimento mais usual é estimar um VAR com as variáveis não-diferenciadas e fazer os testes tradicionais de escolha do número de lags. (ENDERS, 1995, cap.6)

$$\begin{cases} E[e_{1t}] = 0 \\ E[e_{1t}^2] = (\sigma_y^2 + b_{12}^2 \sigma_z^2) / (1 - b_{12} b_{21})^2 \\ E[e_{1t} e_{1t-j}] = 0, \quad \forall j \neq 0 \\ E[e_{1t} e_{2t}] = -(b_{21} \sigma_y^2 + b_{12} \sigma_z^2) / (1 - b_{12} b_{21})^2 \end{cases}$$

A matriz de variância-covariância é definida da forma:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix}, \quad \text{onde } \text{var}(e_{it}) = \sigma_i^2 \text{ e } \text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) = \sigma_{12} = \sigma_{21}$$

II.3.1 - ESTIMAÇÃO DO MODELO VAR

As equações (2.3. 4) e (2.3. 5) podem ser reescritas, na forma multivariada, como:

$$x_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i x_{t-p} + e_t \quad (2.3.1. 1)$$

Uma vez que o lado direito da equação acima contém apenas variáveis pré-determinadas e que os erros são não-correlacionados e com variância constante, podese estimar as equações do sistema por OLS. Todavia, para que as estimativas em OLS da forma padrão identifiquem adequadamente a forma primitiva (estrutural), esta última deve sofrer algumas restrições, dado que a forma padrão resulta um número de parâmetros inferior àquele contido na forma estrutural.

SIMS(1980), sugeriu que esta restrição seja da forma $b_{20}=0$. O resultado é que y_t não tem efeito contemporâneo sobre z_t . Ainda que tanto ε_{yt} quanto ε_{zt} afetem y_t contemporaneamente, somente ε_{zt} tem efeitos contemporâneos sobre z_t . Em outras palavras, os valores observados de e_{zt} são atribuídos apenas a choques na seqüência $\{z_t\}$. Formalmente, os termos de erro são decompostos como:

$$e_{1t} = \varepsilon_{yt} - b_{12} \varepsilon_{zt} \quad (2.3.1. 2)$$

$$e_{2t} = \varepsilon_{zt} \quad (2.3.1. 3)$$

Este tipo de decomposição dos resíduos é conhecido como Decomposição de Cholesky e torna importante a escolha adequada da ordem do VAR nas simulações das funções de impulso-resposta e decomposição da variância, como mostrado a seguir.

II.3.2 - FUNÇÕES DE IMPULSO-RESPOSTA

As equações (2.3. 4) e (2.3. 5) podem ser reescritas em termos das seqüências de $\{e_{1t}\}$ e $\{e_{2t}\}$ e, posteriormente, em função de $\{\varepsilon_{yt}\}$ e $\{\varepsilon_{zt}\}$ e serem combinadas de modo a gerar uma representação MA do tipo (ver ENDERS, 1995, cap. 5.7):

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (2.3.2. 1)$$

onde ϕ_i gera os efeitos de ε_{yt} e ε_{zt} sobre as trajetórias de $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$. Ao conjunto destes coeficientes, chamamos *funções de impulso-resposta*. As funções de impulso-resposta mostram a resposta de $y_{i,t+s}$ a um impulso em um período em y_{st} , quando todas as demais variáveis em t ou em períodos anteriores são constantes (HAMILTON, 1994).

Dado o problema de identificação mencionado anteriormente, são necessárias algumas restrições no sistema. No caso da decomposição de Cholesky, uma assimetria no sistema é imposta, implicando um determinado ordenamento das variáveis. Decidir tal ordenamento (isto é, qual variável não possui efeitos contemporâneos sobre a outra) é um aspecto crucial na estimação das funções de impulso-resposta. Uma outra decomposição possível é a função de impulso-resposta ortogonalizada, que consiste em decompor $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ – inovações no VAR original – em um conjunto de componentes não correlacionados e calcular os efeitos sobre y_{t+s} de um impulso de uma unidade em tal componente. Para a demonstração desta decomposição, ver HAMILTON, 1994, cap. 11.

Fica claro por (2.3.2. 1) a importância do ordenamento no VAR. Este ordenamento, por sua vez, depende da magnitude de $\rho_{12} = \sigma_{12}/(\sigma_1\sigma_2)$, coeficiente de correlação entre e_{1t} e e_{2t} . Uma regra de bolso proposta em ENDERS (1995) é que, se $|\rho_{12}| > 0.2$, a correlação entre os resíduos é significativa e, portanto, o ordenamento das variáveis é relevante na estimação.

II.3.3 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

A expectativa condicional de x_{t+1} é dada por:

$$E_t[x_{t+1}] = A_0 + A_1x_t \quad (2.3.3. 1)$$

Atualizando para n períodos a frente, temos que:

$$E_t[x_{t+n}] = (I + A_1 + A_1^2 + \dots + A_1^{n-1})A_0 + A_1^{n-1}x_t \quad (2.3.3. 2)$$

E o erro de previsão é dado por:

$$x_{t+n} - E_t[x_{t+n}] = e_{t+n} + A_1e_{t+n-1} + \dots + A_1^{n-1}e_{t+1} \quad (2.3.3. 3)$$

Considerando apenas a seqüência $\{y_t\}$ e chamando a variância do erro de previsão n passos a frente de $\sigma_y^2(n)$, é possível mostrar que as proporções de $\sigma_y^2(n)$ devido a choques em $\{\varepsilon_{yt}\}$ e $\{\varepsilon_{zt}\}$ são, respectivamente (ver ENDERS, 1995, cap. 5.7):

$$\frac{\sigma_y^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y^2(n)} \quad (2.3.3. 4)$$

$$\frac{\sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y^2(n)} \quad (2.3.3. 5)$$

Assim, a decomposição da variância do erro de previsão mostra quanto dos movimentos em uma seqüência é resultado de choques na própria seqüência e quanto resulta de choques na

outra variável. Pelos mesmos motivos apresentados anteriormente, a ordem das variáveis também interfere no resultado.

II.3.4 - CAUSALIDADE DE GRANGER

Um procedimento usual para definir a ordem das variáveis em um VAR é a causalidade de Granger, que consiste em testar se os valores defasados em uma variável têm efeitos sobre uma segunda. Dizer que a variável y não causa no sentido de Granger a variável z significa dizer que todos os coeficientes defasados de y_t na equação de z_t são nulos. Em outras palavras, y_t não melhora a previsão de z_t .

Para determinar a causalidade de Granger, basta aplicar um teste F padrão na restrição expressa em (2.3.4. 1), onde $a_{ij}(L)$ são os coeficientes defasados de j na variável i .

$$H_0 : a_{21}(1) = a_{21}(2) = a_{21}(3) = \dots = 0 \quad (2.3.4. 1)$$

Se H_0 for aceita, então j não causa no sentido de Granger i .

O teste pode ser utilizado para definir uma ordem adequada para o VAR. Conforme HAMILTON (1994, cap. 11.2), a variável y não causa no sentido de Granger a variável z se, para todo s , o MSE da previsão z_{t+s} baseado em (z_t, z_{t-1}, \dots) é o mesmo da previsão baseado em (z_t, z_{t-1}, \dots) e em (y_t, y_{t-1}, \dots) . O objetivo da causalidade é que, se um evento y causa um evento x , então, y deve preceder a x . Para as implicações da causalidade de Granger sobre a representação de um sistema bivariado em séries temporais e para outras formas de testá-la, ver HAMILTON, 1994, cap. 11.

É importante ter em mente que a causalidade de Granger não é a relação de causalidade entre variáveis no seu sentido mais amplo, podendo ocorrer que estas apontem em sentidos opostos. O exemplo proposto por HAMILTON (1994, cap. 11) permite ilustrar este ponto. Em um modelo de preços de ações, os dividendos são determinantes do preço das ações. No entanto, o teste de causalidade de Granger aponta que dividendos não causam (no sentido de Granger) os preços, embora o inverso ocorra, ainda que a avaliação do mercado não afete os dividendos observados. O que se reflete nos resultados do teste de causalidade de Granger é um componente *forward-looking*, onde os preços formam um previsor de qualidade para os dividendos.

Finalmente, é importante ressaltar que para variáveis cointegradas a idéia de causalidade de Granger requer, também, que a velocidade de ajuste - α_i nas equações (2.2. 5) e (2.2. 6) – seja diferente de zero.

II.4 – O Filtro de Kalman

II.4.1 - MODELOS DE ESTADO DE ESPAÇO

Um modelo estrutural de séries temporais é baseado em componentes que têm uma interpretação direta, como tendência, sazonalidade e ciclo. Tal modelo busca decompor as séries nestes componentes, ao invés de se buscar uma representação exata do processo gerador dos

dados. Os modelos estruturais são, em síntese, modelos de regressão onde as variáveis são função do tempo e cujos parâmetros variam no tempo. Para trabalhar com tais modelos, o tratamento adequado é escrevê-los na forma de estado de espaço e, uma vez neste formato, aplicar o Filtro de Kalman, que permite a atualização do estado à medida que novos coeficientes são disponibilizados. Dado que os hiperparâmetros (i.e., os parâmetros que governam o movimento estocástico das variáveis de estado) são calculados, é possível fazer a previsão e o alisamento (*smoothing*) dos coeficientes do modelo. Isto é possível porque, no Filtro de Kalman, a função de verossimilhança é expressa em termos do erro de previsão um passo à frente, que é um produto derivado do Filtro (HARVEY, capítulo 1).

Os modelos de estado de espaço têm sido usados para analisar variáveis não-observadas, tais como expectativas racionais, erros de medida e componentes não-observáveis (como ciclo e tendência). Além de permitir que variáveis não-observáveis sejam incorporadas ao modelo e nele estimadas, o formato de estado de espaço pode ser analisado pelo filtro de Kalman, algoritmo recursivo que permite previsão e alisamento e a estimativa por máxima verossimilhança de parâmetros desconhecidos do modelo. O Filtro de Kalman é o algoritmo usado para computar o estimador ótimo de um vetor de estados. Deste modo, antes de apresentarmos o filtro em si, devemos falar um pouco sobre os modelos de estado de espaço. Para uma discussão mais detalhada sobre os tópicos abordados nesta seção, ver HARVEY (1990), capítulos 3 e 4, HAMILTON (1994), capítulo 13 ou KIM e NELSON (1999), capítulo 2, este último com uma abordagem matemática mais simplificada.

O formato geral do estado de espaço para uma série temporal multivariada, com N elementos é dada pela equação (2.4.2 1) abaixo, chamada equação de medida :

$$y_t = Z_t \alpha_t + d_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.4.2 1)$$

onde α_t é um vetor de dimensão $m \times 1$ chamado *vetor de estado*. Z_t é uma matriz $N \times m$, d_t é um vetor $N \times 1$ e ε_t é um vetor de dimensão $N \times 1$ de erros não correlacionados serialmente, com média zero ($E[\varepsilon_t] = 0$) e variância H_t ($\text{var}[\varepsilon_t] = H_t$). Os elementos do vetor de estado são normalmente desconhecidos, mas sabe-se que são gerados por um processo markoviano de primeira ordem do tipo:

$$\alpha_t = T \alpha_{t-1} + C_t + R_t \eta_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.4.2 2)$$

onde T é uma matriz $m \times m$, C_t é um vetor $m \times 1$, R_t é uma matriz $m \times g$ e η_t é um vetor de erros não-correlacionados $g \times 1$ tal que $E[\eta_t] = 0$ e $\text{var}[\eta_t] = Q_t$. A equação (2) é chamada equação de transição do modelo.

Dois pressupostos adicionais são feitos para completar a especificação do estado de espaço. A primeira delas é que o vetor de estados inicial, α_0 , é tal que sua média e sua variância são conhecidas e dadas por a_0 e P_0 , respectivamente. Além disto, os erros são não correlacionados entre si e o vetor inicial não é correlacionado com η_t ou com ε_t em nenhum momento. Formalmente, isto equivale dizer que $E[\varepsilon_t \eta_t'] = 0$, $E[\varepsilon_t \alpha_0'] = 0$, $E[\eta_t \alpha_0'] = 0$, $\forall s, t = 1, \dots, T$.

As matrizes do sistema — Z_t, H_t, T_t, R_t, Q_t — podem depender de um conjunto de parâmetros desconhecidos — os *hiperparâmetros* — que buscamos estimar e que determinam as propriedades estocásticas do modelo. Por sua vez, os parâmetros de c_t e d_t apenas afetam o valor esperado de forma determinística.

A princípio, qualquer tipo de série temporal pode ser escrito em um formato de estado de espaço e ser por ele estimado. Os dois exemplos que se seguem mostram como um processo autoregressivo e um processo de médias móveis podem ser reescritos naquele formato.

Ex. 1: AR(2)

$$y_t = [1 \ 0] \alpha_t$$

$$\alpha_t = \begin{bmatrix} y_t \\ \varphi_2 y_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varphi_1 & 1 \\ \varphi_2 & 0 \end{bmatrix} \alpha_{t-1} + \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} \varepsilon_t$$

Ex. 2: MA(1)

$$y_t = \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}, \quad t=1, \dots, T$$

$$y_t = [1 \ 0] \alpha_t, \quad t = 1, \dots, T$$

$$\alpha_t = \begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \alpha_{t-1} + \begin{bmatrix} 1 \\ \theta \end{bmatrix} \varepsilon_t$$

Para computar o estimador ótimo do vetor de estado no período t , utiliza-se o Filtro de Kalman, procedimento recursivo que considera, no cálculo daquele estimador, toda a informação disponível no período t e que permite a atualização constante do vetor de estado à medida que novas observações se tornam disponíveis. Duas limitações apontadas para a aplicação do Filtro em problemas econômicos são a previsão – uma vez que novas observações tendem a aparecer com baixa frequência – e o alisamento – já que é mais apropriado estimar o valor do vetor em um momento t usando toda a amostra e não apenas parte dela. No entanto, o Filtro de Kalman permite a solução de ambos os problemas, como veremos adiante.

Uma outra vantagem do Filtro é permitir o cálculo de parâmetros desconhecidos e viabilizar a realização de testes estatísticos e de especificação dos modelos, através do cálculo da função de verossimilhança pela “decomposição do erro de previsão”. Para que isto seja possível, no entanto, é necessário que o vetor de estado inicial, assim como os erros, sejam normalmente distribuídos. Este pressuposto é feito para a derivação do Filtro de Kalman, que mostramos a seguir.

Finalmente, ao permitir que os parâmetros variem no tempo e ao considerar a informação mais recente disponível ao estimar o parâmetro para o período seguinte, o Filtro de Kalman permite contornar, em parte, a chamada *crítica de Lucas* (LUCAS, 1976). Esta se refere à possibilidade dos agentes alterarem seu comportamento ao longo do tempo, ao considerar previsões futuras das ações dos *policymakers*. Tais previsões se alteram se há mudanças nas ações de políticas observadas pelos agentes e, portanto, modelos econométricos bem-especificados devem incorporar tais relações (ESTRELLA e FUHRER, 1999).

II.4.2 - O FILTRO DE KALMAN

Considerando as equações (2.4.2 1) e (2.4.2 2), sendo a_{t-1} o estimador ótimo de α_{t-1} baseado nas observações até y_{t-1} (inclusive) e sendo P_{t-1} a matriz $m \times m$ de covariância do erro de previsão, isto é,

$$P_{t-1} = E[(\alpha_{t-1} - a_{t-1})(\alpha_{t-1} - a_{t-1})'] \quad (2.4.2. 1)$$

Dados a_{t-1} e P_{t-1} , o estimador ótimo de α_t é dado por:

$$a_{t|t-1} = T_t a_{t-1} + c_t \quad (2.4.2. 2)$$

A matriz de covariância do erro de estimação é dada por:

$$P_{t|t-1} = T_t P_{t-1} T_t' + R_t Q_t R_t' \quad t = 1, \dots, T \quad (2.4.2. 3)$$

O estimador de α_t pode ser atualizado quando uma nova observação se torna disponível, através das equações (2.4.2. 4) e (2.4.2. 5) abaixo:

$$a_t = a_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} (y_t - Z_t a_{t|t-1} - d_t) \quad (2.4.2. 4)$$

$$P_t = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t' + H_t \quad t = 1, \dots, T \quad (2.4.2. 5)$$

$$\text{onde } F_t = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + H_t \quad t = 1, \dots, T \quad (2.4.2. 6)$$

Assim, o Filtro de Kalman é constituído pelas equações (2.4.2. 2) e (2.4.2. 3) - chamadas *equações de previsão* - e pelas equações (2.4.2. 4) e (2.4.2. 5) - chamadas *equações de atualização*. Estas equações podem ser reescritas de modo recursivo, partindo de $a_{t|t-1}$ (ou mesmo de a_{t-1}) até a_t :

$$a_{t+1|t} = (T_{t+1} - K_t Z_t) a_{t|t-1} + K_t y_t + (c_{t+1} - K_t d_t) \quad (2.4.2. 7)$$

onde $K_t = T_t P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1}$, $t = 1, \dots, T$ é a matriz de ganho. Resumindo, o processo consiste em encontrar o previsor ótimo de y_t em t , baseado em toda a informação disponível até $t-1$ (i.e. cálculo de $a_{t|t-1}$). Quando y_t se torna conhecido, encontra-se o erro de previsão, que contém novas informações sobre α_t . Portanto, após observar y_t , uma inferência mais apurada de α_t pode ser feita - $\alpha_{t|t}$ - baseada em toda a informação disponível até t . K_t , ganho do filtro, é o peso atribuído à nova informação contida no erro de previsão (KIM e NELSON, 1999).

A matriz recursiva de covariância do erro é dada pela equação de Riccati abaixo:

$$P_{t+1|t} = T_{t+1} (P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t P_{t|t-1}) T_{t+1}' + R_{t+1} Q_{t+1} R_{t+1}', \quad t = 1, \dots, T \quad (2.4.2. 8)$$

A média e a covariância do Filtro são condicionais à informação disponível. Assim, a média condicional é um MMSE (*minimum mean square estimate*) de α_t . Em outras palavras, a média condicional é um estimador de α_t que minimiza o MSE quando as expectativas consideram todas as variáveis. Todavia, é necessário ter em mente que isto deixa de ocorrer se os erros no estado de espaço não têm distribuição normal. É necessário, também, que os erros das equações de medida ou de transição sejam não-correlacionados. Do contrário, deve-se fazer algumas modificações no Filtro ou reescrever o sistema. Para a derivação detalhada do filtro e destas questões, ver HARVEY (1990), capítulo 3.

O Filtro de Kalman necessita, todavia, que valores iniciais sejam computados, o que pode ser feito em termos de a_0 e P_0 ou $a_{1|0}$ e $P_{1|0}$. Dados os valores iniciais, o Filtro encontra o melhor estimador do vetor de estado, à medida que novas equações se tornam disponíveis. Ao final da amostra, o Filtro de Kalman calcula o melhor estimador de estado do período (ou do período seguinte) baseado em toda a informação disponível na amostra, sendo este o melhor estimador para previsões.

II.4.2.1 - DECOMPOSIÇÃO DA FUNÇÃO DE VEROSSIMILHANÇA

Em um modelo de séries temporais onde as observações não são independentes, deve-se usar a função de probabilidade condicional para escrever a função de densidade conjunta, sob a qual se baseia a teoria clássica de máxima verossimilhança (HARVEY, 1990). Essa função é representada pela equação (2.4.2.1. 1) abaixo, onde ψ é o conjunto de parâmetros não conhecidos e $p(\cdot)$ é a distribuição de y_t condicional ao conjunto de informações em $t-1$.

$$L(y; \psi) = \prod_{t=1}^T p(y_t | Y_{t-1}) \quad (2.4.2.1. 1)$$

De posse das observações, $L(y; \psi)$ é interpretada como a função de verossimilhança, e o estimador é encontrado maximizando-a em relação a ψ . A derivação do Filtro de Kalman permite mostrar que $\alpha_{t|t-1}$ tem distribuição normal, com média $a_{t|t-1}$ e matriz de covariância $P_{t|t-1}$. Escrevendo a equação de medida como

$$y_t = Z_t a_{t|t-1} + Z_t (\alpha_t - a_{t|t-1}) + d_t + \varepsilon_t \quad (2.4.2.1. 2)$$

vê-se que a distribuição condicional de y_t é normal com média dada por

$$E_{t-1}(y_t) = \tilde{y}_{t|t-1} = Z_t a_{t|t-1} d_t \quad (2.4.2.1. 3)$$

e a matriz de covariância F é dada pela equação (2.4.2. 6). Portanto, a função de máxima verossimilhança em (2.4.2.1. 1) pode ser escrita como:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log |F_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T v_t' F_t^{-1} v_t, \quad (2.4.2.1. 4)$$

onde o vetor tem dimensão $N \times 1$ e é dado por $v_t = y_t - \tilde{y}_{t|t-1}$, $t = 1, \dots, T$.

Como $\tilde{y}_{t|t-1}$ é também o MMSE de y_t e v_t pode ser interpretado como o vetor de erros de previsão, a equação de verossimilhança (2.4.2.1. 4) pode ser vista como a decomposição do erro de previsão. Como F_t e v_t resultam do Filtro de Kalman – embora nem sempre seja necessário obtê-los desta forma (ver HARVEY, 1990, p. 126) – é possível encontrar a função de verossimilhança e maximizá-la em relação a ψ , usando diferentes procedimentos numéricos (ver HARVEY, 1990).

Se existe informação prévia sobre os elementos de α_0 , o Filtro de Kalman leva à verossimilhança exata de y através da decomposição do erro de previsão. No entanto, como tal

conhecimento nem sempre está disponível, abre-se espaço para duas críticas à adequabilidade do Filtro. A primeira é que esta só se verifica caso seja possível uma abordagem bayesiana com uma especificação adequada de α_0 . A segunda crítica coloca ser necessária uma amostra suficientemente grande de modo a tornar a especificação inicial sem importância. HARVEY (1990, cap.3), no entanto, argumenta que é sempre possível inicializar o Filtro de Kalman com a distribuição não condicional de média e da matriz de covariância de α_t se α_t é estacionário. Mesmo que não o seja, há métodos adequados para tratar a questão, ainda que limitados. Para a descrição de tais procedimentos, ver HARVEY (1990), capítulo 3.4.

II.4.2.2 - PREVISÃO

As equações de medida e de transição nos geram a_T e, adicionalmente, as equações (2.4.2.2. 1) e (2.4.2.2. 2) abaixo, onde (2.4.2.2. 2) é a previsão um passo a frente.

$$a_{T+1|T} = T_{T+1}a_T + c_{T+1} \quad (2.4.2.2. 1)$$

$$\tilde{y}_{T+1|T} = Z_{T+1}a_{T+1|T} + d_{T+1} \quad (2.4.2.2. 2)$$

Substituindo repetidamente a equação de transição em T+l, temos que:

$$a_{T+l} = \left[\prod_{j=1}^l T_{T+j} \right] a_T + \sum_{j=1}^{l-1} \left[\prod_{i=j+1}^l T_{T+i} \right] [R_{T+i} + j\eta_i + c_{T+i}] + R_{T+l}\eta_{T+l} + c_{T+l}, \quad l = 2, 3, \dots \quad (2.4.2.2. 3)$$

Temos também que a expectativa condicional de α_{T+l} (MMSE de α_{T+l} em T) é:

$$E_T(\alpha_{T+l}) = a_{T+l|T} = \left[\prod_{j=1}^l T_{T+j} \right] a_T + \sum_{j=1}^{l-1} \left[\prod_{i=j+1}^l T_{T+i} \right] c_{T+i} + c_{T+l} \quad (2.4.2.2. 4)$$

A partir das equações (2.4.2.2. 3) e (2.4.2.2. 4), podemos encontrar $P_{T+l|T}$, matriz de covariância e, a partir daí, a matriz de MSE. Considerando que existem parâmetros desconhecidos, a matriz de MSE em t+1 pode ser aproximada por (ver HARVEY, 1990, cap. 3.5):

$$P_{T+l|T} + \frac{\partial a_{T+l|T}}{\partial \psi'} I^{-1}(\tilde{\psi}) \frac{\partial a_{T+l|T}}{\partial \psi} \quad (2.4.2.2. 5)$$

Aplicando repetidamente as equações de previsão do Filtro de Kalman, isto é, as equações (2.4.2. 2) e (2.4.2. 3), teremos a previsão l passos a frente.

II.4.2.3 - ALISAMENTO

Os algoritmos de alisamento buscam utilizar toda a informação disponível após t. Assim, a média da distribuição de α_t condicional à toda a amostra é dada por $E(\alpha_t | Y_T)$, e é conhecida como estimativa alisada (*smoothed*).

O estimador alisado, em um modelo gaussiano, é dado por $a_{t|T}$ na equação (2.4.2.3. 1), sendo o MMSE de α_t baseado no conjunto de informação disponível. Já a matriz de covariância condicional a todas as observações é dada pela equação (2.4.2.3. 2).

$$a_{t|T} = E(\alpha_t) = E(\alpha_t | Y_T) \quad (2.4.2.3. 1)$$

$$P_{t|T} = E_T[(\alpha_t - a_{t|T})(\alpha_t - a_{t|T})'] \quad (2.4.2.3. 2)$$

Os algoritmos de alisamento (descritos em HARVEY, 1990, cap. 3.6) são procedimentos recursivos ligados ao filtro de Kalman que permitem encontrar tais estimadores. Cabe ressaltar, também, que o MSE da matriz de estimadores filtrados é maior que o MSE da matriz de estimadores alisados, já que o estimador alisado tem, no mínimo, tantas observações quanto o filtrado.

O procedimento de alisamento permite obter informações mais apuradas sobre α_t , uma vez que considera mais informações que o filtro básico. A última iteração do filtro básico são os valores iniciais do alisamento e, posteriormente, realiza-se a iteração para trás (*backward iteration*). Isto permite obter uma estimativa mais adequada que a filtrada (KIM e NELSON, 1999).

II.5 – MODELOS GARCH

Os modelos do tipo ARCH / GARCH foram formulados pois, muitas vezes, o interesse não está apenas em prever o nível da série mas também a previsão da variância da mesma. As principais aplicações destes modelos se referem às séries financeiras, embora não estejam restritos apenas a esta categoria. Embora pouco explorado, as aplicações dos modelos ARCH/GARCH para variáveis reais da economia são muitas. A alteração da variância ao longo do tempo é importante não apenas ao determinar o nível das séries, mas também tem implicações para a validade das inferências sobre os parâmetros estimados (HAMILTON, 1994). Muitas vezes, a variância condicional pode ser constante, mas a variância não condicional do erro varia ao longo do tempo.

ENDERS (1995) aponta que, dentre os fatos estilizados das séries temporais, temos que a volatilidade da maioria das séries não é constante ao longo do tempo, apresentando períodos de certa constância seguidos por períodos de flutuação elevada⁶. Denomina-se, portanto, uma série como *condicionalmente heterocedástica* se a variância incondicional (de longo prazo) é constante, mas há períodos em que a mesma é relativamente elevada.

ENGLE (1982) encontrou resultados em que a variância dos erros em modelos de séries temporais era menos estável que a esperada, com os erros de previsão surgindo em aglomerações (*clusters*), de maneira a sugerir que a dimensão do erro depende do erro anterior. Isto levou o autor a propôr o modelo ARCH (*auto-regressive conditional heteroskedasticity*) para modelar processos desta forma. A importância dos processos ARCH pode ser ressaltada se considerarmos, por exemplo, um portador de ativos. Este estaria interessado em prever a taxa de retorno e a variância do mesmo ao longo do período pelo qual mantém o ativo; a variância de longo prazo (incondicional) não seria de interesse se a intenção é comprar o ativo em t e vendê-lo em $t+1$ (ENDERS, 1995, p. 139).

⁶ Os outros fatos estilizados seriam a presença de tendência, a irregularidade da tendência ao longo do tempo, alta persistência dos choques e a presença de co-movimentos com outras séries.

Considerando o caso mais simples onde a variável de interesse é $y_{t+1} = \epsilon_{t+1}x_t$, ϵ_{t+1} é um ruído branco de variância σ^2 , é possível calcular a variância de y_{t+1} condicional a x_t , pois x_t é observável. Assim, se $(x_t)^2$ é elevado, a variância de y_{t+1} também o será. Além disto, se as realizações de x não são iguais ao longo do período e se os valores sucessivos de x_t forem serialmente correlacionados, o mesmo ocorrerá com a variância condicional da seqüência $\{y_t\}$, fazendo com que a introdução da seqüência $\{x_t\}$ explique os períodos de volatilidade da série y .

ENGLE (1982) mostrou ser possível modelar a média e a variância das séries. Em um modelo ARMA simples, o erro de previsão da variância não condicional é maior que o erro de previsão da variância condicional e, portanto, utilizar a variância condicional é preferível. Se $y_t = a_0 + a_1y_{t-1} + e_t$, então a previsão condicional é dada por $E_t y_{t+1} = a_0 + a_1y_t$. Se utilizarmos esta média condicional para prever y_{t+1} , a variância do erro de previsão é dada por σ^2 . Todavia, se utilizarmos a média de longo prazo da série, $a_0/(1-a_1)$, a variância do erro de previsão será dada por $E\{[y_{t+1} - a_0/(1-a_1)]^2\} = \sigma^2/(1-a_1^2)$ (ENDERS, 1995, p.141). O modelo ARCH caracteriza a distribuição do erro condicional ao conjunto de informações disponível no período t . Como se observa aglomeração dos choques, a equação da variância busca captar estes efeitos, sendo escrita como uma função linear dos erros passados.

Conforme HAMILTON (1994), seja um modelo do tipo $Y_t = c + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + u_t$, sendo que u_t^2 segue um processo AR(p) de modo que:

$$u_t^2 = \zeta + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 + \omega_t \quad (2.5. 1)$$

onde ω_t é um ruído branco. Logo $\hat{E}(u_t^2 | u_{t-1}^2, u_{t-2}^2, \dots) = \zeta + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2$ e dizemos que u_t segue um processo ARCH (p). Se $\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$, o processo é estacionário na covariância. Com estas

condições, a variância não condicional de u_t é dada por $\sigma^2 = \frac{\zeta}{1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i}$.

É conveniente estabelecermos restrições mais fortes sobre u , por exemplo, considerando que $u_t = h_t^{1/2}v_t$, onde

$$h_t = \zeta + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 \quad (2.5. 2)$$

Logo, $E(u_t^2 | u_{t-1}^2, \dots) = \zeta + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2$

Substituindo em (2.5. 1), temos:

$$h_t v_t^2 = h_t + \omega_t \Rightarrow \omega_t = h_t(v_t^2 - 1)$$

Assim, $E(\omega_t^2) = \lambda^2$. Portanto, embora a variância incondicional de w seja constante, a sua variância condicional varia com o tempo.

Para assegurar que a variância condicional seja estritamente positiva, deve ser observado que $\zeta > 0$ e $\alpha_i \geq 0$ ($i = 1, \dots, q$). Assim, $u_t | \psi_{t-1} \sim N(0, \sigma^2)$, garantindo a eficiência do estimador linear de mínimos quadrados ordinários, onde ψ_{t-1} é o conjunto de informação disponível no período $t-1$. Todavia, é possível calcular o estimador não-linear mais eficiente através da função de log-verossimilhança. O estimador resultante testa a hipótese nula de homocedasticidade contra a hipótese alternativa de um modelo ARCH. Para o desenvolvimento dos estimadores, ver GREENE (2000, p. 798) e HAMILTON (1994, cap. 21).

Cabe ainda observar que as médias condicional e não-condicional do erro são constantes iguais a zero e os erros são serialmente não-correlacionados. A questão é que os erros não são independentes e que a variância condicional é um processo autoregressivo resultando em erros heterocedásticos e, portanto, a série Y_t terá um processo ARCH. Logo, os modelos ARCH permitem captar tanto os momentos de volatilidade elevada quanto os de maior estabilidade da série (ENDERS, 1995).

BOLLERSLEV (1986) generalizou o modelo de ENGLE (1982), incluindo na equação da variância não apenas o componente auto-regressivo como também os valores defasados da variância condicional. Seja h_t da forma

$$h_t = k + \delta_1 h_{t-1} + \dots + \delta_q h_{t-q} + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p u_{t-p}^2 \quad (2.5. 3)$$

temos, então, um processo GARCH (*Generalized ARCH*). Não podemos, contudo, dizer que $\delta(L)$ são os termos autoregressivos e que $\alpha(L)$ são os termos de médias móveis. Para identificar tais termos, inicialmente, somamos u_t^2 de ambos os lados e, após algumas manipulações, obtemos:

$$u_t^2 = k + (\delta_1 + \alpha_1)u_{t-1}^2 + \dots + (\delta_1 + \alpha_1)u_{t-p}^2 + \omega_t - \delta_1 \omega_{t-1} - \delta_q \omega_{t-q} \quad (2.5. 4)$$

onde $\omega_t = u_t^2 - h_t$; $r = \text{Max} \{ p, q \}$.

A expressão (2.5. 4) é um processo ARMA (r, p) para u_t^2 , onde o coeficiente autoregressivo de ordem r é dado por $(\delta_j + \alpha_j)$ e o coeficiente de médias móveis é dado por $(-\delta_j)$. Logo, se u_t é descrito por um GARCH(p, q), u_t^2 segue um ARMA(p, q). Para que u_t^2 seja estacionário na covariância, a condição $\sum_{i=1}^r (\delta_i + \alpha_i) < 1$ deve ser observada.

Do mesmo modo que um modelo ARMA(p, q) pode representar um modelo AR(p) de forma mais parcimoniosa, um modelo GARCH(p, q) pode representar um modelo ARCH de ordem mais elevada também de forma mais parcimoniosa.

Devemos ressaltar ainda que $E(u_t) = E[E(u_t|\psi_{t-1})] = 0$ implicando que a variância não-condicional do processo é constante. Os erros também são serialmente não-correlacionados no processo. Estas características conferem aos processos do tipo GARCH estacionariedade fraca.

Outras extensões do modelo original foram feitas, como os modelos E-GARCH, para modelar séries cuja assimetria dos choques interfere na magnitude da volatilidade, o modelo IGARCH, quando o polinômio característico apresenta raízes unitárias, o modelo FIGARCH, de integração fracionária, e o modelo ARCH-M (*Arch-in-mean*), que considera que a volatilidade condicional afeta a média do processo.

BOLLERSLEV, ENGLE e WOOLDRIDGE (1988) propuseram a extensão da idéia acima para modelos do tipo GARCH multivariados. Assim, para um vetor y_t de dimensão $n \times 1$, representado por: (HAMILTON, 1994, p. 670-671)

$$Y_t = \phi X_t + u_t$$

$n \times 1 \quad n \times k \quad k \times 1 \quad n \times 1$

onde X é o vetor de variáveis explicativas e u_t um vetor de resíduos do tipo *white noise*. A matriz de variância/covariância condicional dos resíduos é dada pela matriz H abaixo, de dimensão $n \times n$:

$$H = E(u_t u_t' | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots)$$

Para melhor compreender o modelo, vamos considerar um GARCH(1,1) bivariado. Neste caso, a variância condicional tem a forma:

$$\begin{bmatrix} u_{11t}^2 \\ u_{12t}^2 \\ u_{22t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{12} \\ c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} & B_{13} \\ B_{21} & B_{22} & B_{23} \\ B_{31} & B_{32} & B_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11(t-1)}^2 \\ \sigma_{12(t-1)}^2 \\ \sigma_{22(t-1)}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} & A_{13} \\ A_{21} & A_{22} & A_{23} \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{11(t-1)}^2 \\ u_{12(t-1)}^2 \\ u_{22(t-1)}^2 \end{bmatrix} \quad (2.5. 5)$$

Como podemos observar, há 21 parâmetros a serem estimados, gerando dois tipos de problemas. O primeiro deles é a dificuldade de convergência do algoritmo, o que torna difícil encontrar o máximo da função de verossimilhança. O segundo problema é que, para termos resultados consistentes, a matriz de covariância condicional deve ser semi-positiva definida. Para garantir esta condição, o cálculo do algoritmo por si só não é suficiente. Algumas restrições adicionais devem ser feitas para tentar corrigir pelo menos uma das duas limitações apontadas. As restrições mais comuns são a *diagonal vec*, proposta por BOLLERSLEV, ENGLE e WOOLDRIDGE (1988), a restrição de correlação constante (CCORR) a restrição BEKK e a restrição *Dynamic Conditional Correlation* (DCC). O modelo com parametrização completa, tal como na (2.5. 5) é referido como *vec*.

Pela restrição proposta no trabalho original dos modelos multivariados, as variâncias e covariâncias dependem apenas de seus valores passados, ou seja, os termos fora das diagonais principais na equação (2.5. 5) são nulos. Esta imposição permite a redução no número de parâmetros, mas não garante que a matriz seja semi-positiva.

A restrição CCORR (*constant conditional correlation*), proposta por BOLLERSLEV (1990), impõe que a covariância entre as variáveis e a correlação sejam constantes no tempo. Assim, o novo formato da equação (2.5. 5) será:

$$\begin{bmatrix} u_{11t}^2 \\ u_{12t}^2 \\ u_{22t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} \\ 0 \\ c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \rho_{22} & 0 \\ 0 & 0 & B_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11(t-1)}^2 \\ \sigma_{12(t-1)}^2 \\ \sigma_{22(t-1)}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & A_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{11(t-1)}^2 \\ u_{12(t-1)}^2 \\ u_{22(t-1)}^2 \end{bmatrix} \quad (2.5. 6)$$

Esta restrição permite reduzir consideravelmente o número de parâmetros embora não garanta que a matriz seja positiva. Outra objeção é colocada por CHRISTIANSEN (2000), pela qual, nesta restrição, choques elevados simultâneos de sinais opostos em duas das variáveis envolvidas pode aumentar sua variância condicional. No entanto, ainda segundo a autora, se não é provável que tal fato ocorra (em nosso caso, que haja um choque positivo elevado no câmbio ao mesmo tempo em que ocorre um choque negativo elevado na inflação) esta objeção é enfraquecida.

A restrição BEKK (ENGLE e KRONER, 1993) impõe a semi-positividade da matriz de covariância condicional através do modelo:

$$U_t = C_1^* C_1^* + \sum_{k=1}^K C_{1k}^* x_t x_t' C_{1k}^* + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q B_{ik}^* \sigma_{i,t-1} \sigma_{i,t-1}' B_{ik}^* + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^p A_{ik}^* U_{i,t-1} U_{i,t-1}' A_{ik}^* \quad (2.5. 7)$$

onde C_1^* , $A_{i,k}^*$ e $B_{i,k}^*$ são matrizes de parâmetros $n \times n$ com C_1^* triangular, C_{1k}^* é matriz de parâmetros $J \times n$, x_t é matriz de variáveis exógenas e o limite do somatório de k determina a generalidade do processo. A identificação dos parâmetros e a relação entre esta especificação e as especificações completa e diagonal – que garante a generalidade do BEKK – estão em ENGLE e KRONER (1993).

Para o caso bivariado de um GARCH(1,1), sem variáveis exógenas, a restrição BEKK tem a forma:

$$U_t = C_1^* C_1^* + \begin{bmatrix} B_{11}^* & B_{12}^* \\ B_{21}^* & B_{22}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{1,t-1}^2 & \sigma_{1,t-1} \sigma_{2,t-1} \\ \sigma_{2,t-1} \sigma_{1,t-1} & \sigma_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} B_{11}^* & B_{12}^* \\ B_{21}^* & B_{22}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11}^* & A_{12}^* \\ A_{21}^* & A_{22}^* \end{bmatrix} [U_{t-1}] \begin{bmatrix} A_{11}^* & A_{12}^* \\ A_{21}^* & A_{22}^* \end{bmatrix} \quad (2.5. 8)$$

É importante destacar, ainda, que para que o processo seja estacionário na covariância (*covariance stationary*), é necessário que os *eigenvalues* de $\sum_{i=1}^q \sum_{k=1}^K (B_{ik}^* \otimes B_{ik}^*) + \sum_{i=1}^p \sum_{k=1}^K (A_{ik}^* \otimes A_{ik}^*)$ sejam menores que um, em módulo.

A restrição DCC, proposta em ENGLE (2002), parametriza a correlação condicional diretamente, sendo o estimador de correlação estimado em dois passos. O primeiro consiste de estimativas de uma série de processos GARCH univariados e o segundo estima a correlação. O número de parâmetros na correlação independe do número de séries, permitindo a estimação de

matrizes de correlação de dimensões elevadas. A seguir, faremos uma exposição bastante resumida da apresentada em ENGLE (2002), com o intuito de ilustrar a estimação DCC.

Sendo r_1 e r_2 séries de retornos com média zero, $h_{i,t}$, a variância condicional e ε_t o erro padronizado, de distribuição normal e variância igual à unidade, o autor mostra que a correlação condicional é a covariância condicional entre os erros padronizados, como a equação (2.5. 9) a seguir:

$$\rho_{12,t} = \frac{E_{t-1}(\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t})}{\sqrt{E_{t-1}(\varepsilon_{1,t}^2)E_{t-1}(\varepsilon_{2,t}^2)}} = E_{t-1}(\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t}) \quad (2.5. 9)$$

Pode-se, também, atribuir pesos diferentes às observações, de modo que observações mais recentes tenham peso maior que observações antigas, conforme descrito em (2.5. 10) :

$$\hat{\rho}_{12,t} = \frac{\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^{t-j-1} r_{1,s} r_{2,s}}{\sqrt{\left(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^{t-s-1} r_{1,s}^2\right)\left(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^{t-s-1} r_{2,s}^2\right)}} \quad (2.5. 10)$$

Seja a matriz de covariância condicional dos retornos dada por:

$$E_{t-1}(r_t r_t') = H_t \quad (2.5. 11)$$

Na restrição DCC, esta matriz é dada por:

$$H_t = D_t R_t D_t, \quad D_t = \text{diag}\{\sqrt{h_{i,t}}\} \quad (2.5. 12)$$

R_t é a matriz de correlação contendo as correlações condicionais, diferindo da generalização de BOLLERSLEV (1990) apenas por R_t ser *time-varying*. Considerando uma especificação mais simples para a matriz de correlação, dada pela equação (2.5. 13), ENGLE (2002) mostra que o estimador de correlação é dado pela equação (2.5. 14), onde $q_{i,j,t}$ são os elementos da matriz de covariância Q_t .

$$\rho_{i,j,t} = \frac{\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \varepsilon_{i,t-s} \varepsilon_{j,t-s}}{\sqrt{\left(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \varepsilon_{i,t-s}^2\right)\left(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^s \varepsilon_{j,t-s}^2\right)}} = [R_t]_{i,j} \quad (2.5. 13)$$

$\rho_{i,j,t}$ é uma média ponderada dos erros.

$$\rho_{i,j,t} = \frac{q_{i,j,t}}{\sqrt{q_{i,i,t}q_{j,j,t}}}, \quad q_{i,j,t} = (1-\lambda)(\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1}) + \lambda(q_{i,j,t-1}) \quad (2.5. 14)$$

$\rho_{i,j,t}$ é positiva-definida pois Q_t é a média ponderada entre uma matriz positiva-definida e uma matriz positiva-semi-definida.

O autor mostra também que a função de verossimilhança pode ser escrita como a soma de um termo de volatilidade e um termo de correlação. O termo da volatilidade é a soma de verossimilhanças de processos GARCH individuais, e podem ser maximizadas separadamente. O segundo termo é usado para estimar as correlações dos parâmetros. Assim, no primeiro passo da estimação por DCC, encontra-se o parâmetro θ - parâmetro da matriz D – que maximiza o termo de volatilidade da verossimilhança. No segundo passo, encontra-se o parâmetro ϕ - parâmetros adicionais em R – que maximiza o termo da correlação.

CAPÍTULO 3 – O PASS-THROUGH DA TAXA DE CÂMBIO PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL

Conhecer as relações entre os movimentos das taxas de câmbio e inflação é um dos pontos cruciais em uma economia aberta, especialmente sob um regime de metas de inflação, uma vez que a Autoridade Monetária tem de conhecer os canais de transmissão das diversas variáveis que afetam o nível de preços. Tal conhecimento permite projeções mais apuradas da inflação futura (taxa de referência para o Banco Central em suas decisões de política monetária) e baliza as decisões sobre o *timing* de ação da política monetária. Este capítulo busca responder como se dá o repasse cambial para a inflação, e se características conjunturais da economia afetam este repasse. Para tal, consideraremos não apenas o IPCA, índice de preços de referência do Banco Central no regime de metas de inflação, mas também o IGP-DI (índice geral de preços) e os preços no atacado (IPA-DI).

3.1 – MODELO TEÓRICO

Para a abordagem do *pass-through*, desenvolveu-se um modelo para uma firma doméstica que pode optar entre vender sua produção no mercado doméstico, no mercado externo ou em ambos. A decisão sobre o preço a ser cobrado é resultado da maximização do lucro esperado, uma vez que o preço para o período t é definido em $t-1$. Modelos deste tipo estão presentes na maioria dos estudos de *pass-through* sob a abordagem de *pricing-to-market*. A diferença entre a nossa proposta e aqueles modelos é que eles consideram a firma apenas como exportadora e sua decisão trata, portanto, sobre o preço a ser cobrado no mercado para o qual vende o seu produto. Em nosso caso, desenvolvemos um modelo considerando que a firma enfrenta um mercado de concorrência perfeita no exterior – não tendo, portanto, poder sobre o preço externo – mas tem algum poder de determinação de preços no mercado doméstico. Desta forma, a variável de decisão da firma é sobre o preço interno, dadas as demandas doméstica e externa que enfrenta, os preços externos e os custos envolvidos.

O modelo toma como base FEENSTRA e KENDAL (1997), mas algumas modificações foram feitas. A primeira delas, como apontado acima, é que a decisão se refere ao preço doméstico e não ao preço externo. A segunda é considerar a presença de insumos importados, o que faz com que os custos sejam função da taxa de câmbio. A terceira diz respeito à inclusão do grau de abertura na função de demanda. As equações a seguir apresentam o modelo

A receita total da firma vendendo no mercado interno é dada por:

$$RT^{dom} = p \cdot x^{dom}(p^{dom}, p^{imp}, y, ope)$$

A receita total da firma resultante das exportações e expressa na moeda doméstica é:

$$RT^{exp} = s \cdot p^{exp} \cdot x^{ext}(p^{ext}, p^*, y^*)$$

onde p e p^{exp} são os preços cobrados pela firma no mercado doméstico e no mercado externo, x^{dom} e x^{ext} são as demandas em cada um dos mercados, p^* é o preço dos concorrentes

ao produto doméstico vigentes no mercado externo, p^{imp} é o preço dos concorrentes importados presentes no mercado doméstico, y e y^* são as rendas doméstica e externa, respectivamente. A taxa de câmbio nominal, medida como unidades de moeda doméstica por moeda estrangeira, é dada por s . A variável ope se refere ao grau de abertura da economia, introduzida aqui por ser apontada por diversos autores como variável relevante na explicação da inflação. Sua justificativa pode ser encontrada tanto pelas razões apontadas nos trabalhos de TERRA (1998) e ROMER (1993,1998) como em questões como o contágio do índice de preços pela maior presença dos importados. O que é considerado aqui é que o grau de abertura é uma *proxy* do nível de concorrência a que os produtos domésticos estão expostos e, portanto, variável relevante na determinação da demanda.

Seguindo FEENSTRA e KENDAL (1997), considera-se que a firma, para se proteger do risco cambial, vende z unidades de moeda à taxa futura f_t . Assim, o ganho (ou perda) com a operação da firma é dado por $z(f_t - s_t)$. Deste modo, o nível de proteção cambial também é uma variável de decisão da firma.

O lucro da firma, portanto, é dado por:

$$\Pi_t = (p_t - c_t) * x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope) + (s_t \cdot p_t^{exp} - c_t^*) * x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) + z_t * (f_t - s_t)$$

A firma maximiza a utilidade esperada do lucro. Logo, o problema da firma é dado por:

$$\underset{p_t, z_t}{Max} E_{t-1} \{U[(p_t - c_t) * x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope) + (s_t \cdot p_t^{exp} - c_t^*) * x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) + z_t(f_t - s_t)]\} \quad (3.1. 1)$$

Por uma expansão de Taylor de segunda ordem, chega-se que¹:

$$U(\Pi_t) \approx U(E_{t-1}[\Pi_t]) + U'(E_{t-1}[\Pi_t]) * (\Pi_t - E_{t-1}[\Pi_t]) + \frac{1}{2} U''(E_{t-1}[\Pi_t]) * (\Pi_t - E_{t-1}[\Pi_t])^2$$

Contudo, sabemos que $(\Pi_t - E_{t-1}[\Pi_t]) = 0$ e que $(\Pi_t - E_{t-1}[\Pi_t])^2$ é a variância condicional dos lucros, que aqui chamaremos de $var_{t-1}(\Pi_t)$. Estas considerações nos levam a reescrever a (3.1. 1) como²:

$$\underset{p_t^{(1)}, z_t}{Max} \{U(E_{t-1}[\Pi_t]) + \frac{1}{2} U''(E_{t-1}[\Pi_t]) * var_{t-1}(\Pi_t)\} \quad (3.1. 2)$$

Para se calcular $E_{t-1}[\Pi_t]$, média condicional de Π_t , considere $E_{t-1} p_t^{exp} = p_t^{exp}$ e $E_{t-1} x_t^{exp} = x_t^{exp}$. Esta suposição pode ser feita caso se considere que os contratos com o exterior para a venda em t são negociados em $t-1$. Assim:

$$E_{t-1}[\Pi] = p_t * E_{t-1}[x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope)] - E_{t-1}(c_t) * x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t) + E_{t-1}(s_t) * p_t^{exp} * x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) + z_t \cdot f_t - z_t \cdot s_t - c_t * x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*)$$

Supondo $E_{t-1}(s_t) = e_t$ e reordenando os termos acima chega-se a

¹ É necessário desconsiderar o resto na equação pois, do contrário, seria preciso incorporar o termo $U'''(\cdot)$ – derivada terceira da função utilidade – para o qual a teoria econômica não tem nenhuma suposição.

² As derivações matemáticas completas do modelo encontram-se no Apêndice A.

$$E_{t-1}[\Pi_t] = E_{t-1}[x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope)] * (p_t - E_{t-1}(c_t)) + x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) * (e_t p^{exp} - E_{t-1}(c_t^*)) + z_t * (f_t - e_t) \quad (3.1. 3)$$

Calculando a variância condicional dos lucros e chamando $E_{t-1} [(s_t - e_t)^2]$, que é a variância condicional do câmbio, de σ_s^2 , tem-se que:

$$\begin{aligned} \text{var}_{t-1}(\Pi_t) &= E_{t-1} \{ [\Pi_t - E_{t-1}(\Pi_t)]^2 \} \\ \text{var}_{t-1}(\Pi_t) &= \sigma_s^2 * [x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) - z_t]^2 \end{aligned} \quad (3.1. 4)$$

Usando (3.1. 3) e (3.1. 4) em (3.1. 2), esta pode ser reescrita como:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{p_t, z_t} \{ &U[E_{t-1}[x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope)] * (p_t - E_{t-1}(c_t)) + x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) * (e_t p^{exp} - E_{t-1}(c_t^*)) + \\ &z * (f_t - e_t)] + \frac{1}{2} U''[E_{t-1}(\Pi_t)] * \sigma_s^2 * [x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) - z_t]^2 \} \end{aligned} \quad (3.1. 5)$$

Derivando a equação acima em relação a z_t , encontra-se uma das condições de primeira ordem do problema:

$$U'(E_{t-1}(\Pi_t)) * (f_t - e_t) - U''(E_{t-1}(\Pi_t)) * \sigma_s^2 * x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) * p_t^{exp} - z_t^* = 0$$

De onde tira-se que:

$$z_t^* = [-U'(E_{t-1}(\Pi_t)) * (f_t - e_t) / U''(E_{t-1}(\Pi_t)) * \sigma_s^2] + x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) * p_t^{exp}$$

Contudo, sabe-se que $-U'(E_{t-1}(\Pi_t)) / U''(E_{t-1}(\Pi_t))$ é o inverso do coeficiente de aversão ao risco absoluto de Arrow-Pratt (R_u). Logo,

$$z_t^* = ((f_t - e_t) / R_u * \sigma_s^2) + x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) * p_t^{exp} \quad (3.1. 6)$$

O contrato futuro ótimo é, portanto, composto por um termo referente à compra (ou venda) de moeda especulativa e um segundo termo que corresponde à parcela da receita total decorrente das vendas externas da firma³.

Usando as equações (3.1. 3), (3.1. 4) e (3.1. 6), (3.1. 1) pode ser reescrita como:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{p_t, z_t} \{ &U[E_{t-1}[x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope)] * (p_t - E_{t-1}(c_t)) + x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) * (e_t p^{exp} - E_{t-1}(c_t^*)) + \\ &(((f_t - e_t) / R_u * \sigma_s^2) + x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) * p_t^{exp}) * (f_t - e_t)] + \frac{1}{2} U''[E_{t-1}(\Pi_t)] * \sigma_s^2 * [x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) \\ &((f_t - e_t) / R_u * \sigma_s^2) + x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) * p_t^{exp}]^2 \} \end{aligned} \quad (3.1. 7)$$

Derivando em relação a p_t e obtendo a outra condição de primeira ordem:

$$\begin{aligned} U(E_{t-1}(\Pi_t)) * \{ &[\partial E_{t-1}(x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope)) / \partial p_t] * (p_t - E_{t-1}(c_t)) + E_{t-1}(x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t)) - R_u^{-2} * [(f_t - e_t)^2 / \sigma_s^2] * \frac{\partial R_u}{\partial p_t} \} \\ &- \frac{1}{2} U''(E_{t-1}(\Pi_t)) \sigma_s^2 * \{ -2 * R_u^{-3} * [(f_t - e_t)^2 / \sigma_s^2] * \frac{\partial R_u}{\partial p_t} \} = 0 \end{aligned}$$

Resolvendo para p_t , o preço ótimo a ser cobrado pela firma é:

³ Este resultado é semelhante ao encontrado por FEENSTRA e KENDAL (1997). A diferença é que, no problema abordado pelos autores, o segundo termo é a receita total que a firma deve obter com suas vendas externas expressa na moeda doméstica.

$$p_t = E_{t-1}(C_t) - E_{t-1}[x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope)]/\eta_t \quad (3.1. 8)$$

onde η_t é a elasticidade-preço da demanda ($\partial E_{t-1}(x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, ope)) / \partial p_t$). Antes de prosseguir, um comentário. A ausência dos termos relativos às exportações (p^{exp} , p^* , x^{exp} , c^*) pode causar surpresa em um primeiro momento. Todavia, intuição semelhante é obtida através da análise de CARNEIRO e WU (2000) sobre o comportamento do saldo comercial brasileiro. Os autores apontam que, diferente de economias desenvolvidas, as exportações e importações do país são residuais. A opção de vender (comprar) no mercado externo resulta do excesso (escassez) do produto internamente. Pode-se generalizar o resultado para economias pequenas⁴, considerando que os termos relacionados ao mercado externo não são relevantes para a firma determinar seu preço interno, uma vez que ela apenas considera aquele mercado após observar a resposta do mercado doméstico a sua estratégia.

O próximo passo é transformar a equação acima em uma equação testável empiricamente. Para tal, são necessárias algumas suposições acerca das funções de custo e de demanda. Consideremos a função de demanda apresentada em FEENSTRA e KENDAL (1997):

$$x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t) = [(\alpha / p) - (\beta / p^{imp})] * y_t$$

Esta função apresenta as propriedades desejadas, isto é, decrescente no preço doméstico e crescente no preço do concorrente importado e na renda. Além disto, como ressaltam os autores, a função permite o caso em que a demanda pelo produto doméstico seja nula. Isto ocorrerá para níveis de preços doméstico e importado suficientes para que todo o mercado seja atendido pelos importados. No caso, só haverá demanda pelo produto local se $p_t < p_{imp}(\alpha/\beta)$. Como apontado anteriormente, uma distinção aqui em relação ao trabalho original é que iremos considerar a variável y não como a renda, mas como o desvio do produto potencial. Como destacado no capítulo 1, o desvio do produto, como *proxy* da capacidade ociosa, é variável relevante nos estudos de inflação e de *pass-through*. A idéia é que em uma economia em recessão (isto é, com alta capacidade ociosa) é mais difícil repassar aumentos de custos para os preços finais.

Supomos ainda que o preço do concorrente importado, em um mercado imperfeito, não dependa apenas do preço com que ele chega ao país, mas que seu valor cobrado internamente dependa também da presença de outros concorrentes importados no mesmo mercado. Assim, quanto maior o grau de abertura da economia, menor a liberdade que o importador terá para repassar ao consumidor *mark-ups* muito elevados. Deste modo, considera-se que na formação do preço ao consumidor dos concorrentes importados um peso é dado à concorrência neste mercado. Além disto, o preço cobrado é também função crescente da renda. Assim, p^{imp} é dado por:

⁴ Consideramos economias pequenas como aqueles países que são competidores perfeitos no mercado internacional sem ter, portanto, poder de determinação de preços naquele mercado.

$$p^{imp} = (p^M)^\phi . ope^{-\vartheta} y^\gamma, \quad \phi > 0, \vartheta > 0, \gamma > 0$$

onde p^M é o preço com que as importações chegam ao país e ope é o grau de abertura da economia.

A inclusão do grau de abertura na forma colocada acima também apresenta propriedades desejadas. Derivando a função demanda acima em relação à variável ope , observamos que o sinal é negativo: quanto maior o grau de abertura (e, portanto, a concorrência com outros produtos), menor a demanda pelo produto em questão. Do mesmo modo, usando a função acima para calcular a derivada do preço p em relação ao grau de abertura, também encontrar-se o sinal negativo⁵. Este sinal é esperado pois, de acordo com a literatura, há uma relação inversa entre inflação e grau de abertura, como ressaltamos no capítulo 1.

A próxima suposição será em relação aos custos. Como existem insumos importados, considere que o custo é uma função crescente da taxa de câmbio, assumindo a forma $c_t = As^\theta$. Considere também que as compras de insumos para produzir no período (t) são feitas no período (t-1) e, portanto, com a taxa de câmbio vigente naquele período. Assim, $c_t = As_{t-1}^\theta$ ⁶.

Substituindo a função demanda, a equação para os preços importados e a formulação para a taxa de câmbio na equação (3.1. 8) temos que:

$$p_t^2 = As_{t-1}^\theta (\gamma/\beta) (p_{t-1}^M)^\phi ope_{t-1}^{-\vartheta} y_{t-1}^\gamma$$

Aplicando o logaritmo natural dos dois lados da equação e generalizando, temos que:

$$\ln p_t = \mu + \alpha_1 \ln s_{t-1} + \alpha_2 \ln y_{t-1} + \alpha_3 \ln ope_{t-1} + \alpha_4 \ln p_{t-1}^M + \varepsilon_t \quad (3.1. 9)$$

Onde $\mu = \ln(A/2)$, $\alpha_1 = \ln(\theta/2)$, $\alpha_2 = \ln(\gamma/2)$, $\alpha_3 = \ln(\vartheta/2)$, $\alpha_4 = \ln(\phi/2)$ e ε_t é o erro do tipo *white-noise*.

Em um primeiro momento, a equação acima será testada através de um modelo linear tradicional, com parâmetros constantes, com o propósito de identificar se houve alterações no comportamento dos parâmetros ao longo do período analisado, em especial do parâmetro α_1 . Para isto, analisaremos os coeficientes recursivos, dividiremos a amostra em duas diferentes e testaremos a inclusão de variáveis *dummy*. Caso as evidências apontem para a instabilidade dos parâmetros no tempo, uma especificação com parâmetros variáveis no tempo será testada através do filtro de Kalman

⁵ $\delta x(.) / \delta ope = -9\beta\gamma / [(p^M)^\phi ope^\vartheta] < 0$ e $\delta p(.) / \delta ope = -9\beta\gamma (p^M)^\phi ope^\vartheta \alpha\gamma / \{[x(p^M)^\phi + \beta\gamma ope^\vartheta]^2 ope\} < 0$

⁶ Outras considerações podem ser feitas de maneira a retirar o operador de expectativas da equação. Uma delas é adotar a suposição de FEENSTRA e KENDAL(1997). Se os custos seguem um processo temporal de forma que $\ln c_t = \ln c_{t-1} + \varepsilon_t$, onde $\varepsilon_t = \varepsilon_{t-1} + v_t$ (v_t é um ruído branco), então $E_{t-1}(\ln c_t)$ é igual a $\ln c_{t-1}$ mais um resíduo. No entanto, os autores não consideram o custo como função da taxa de câmbio mas podemos chegar a mesma conclusão se considerarmos que os custos são função do câmbio e que o câmbio segue um passeio aleatório como o descrito aqui. Supor que os custos são negociados em (t-1) para serem pagos em t com a taxa vigente neste período adicionaria um complicador algébrico à solução, pois teríamos de considerar o termo $E_{t-1}(s_t)$ ao longo do exercício. Para simplificar a análise, optamos pela alternativa apresentada.

Antes de prosseguir, um comentário adicional: modelos como o aqui desenvolvido (e adotados na maioria dos trabalhos sobre *pricing-to-market*) não apresentam, em seu desenvolvimento, o componente de inércia inflacionária na determinação de preços. No entanto, como este é um fator presente na economia brasileira, os resultados dos testes empíricos realizados com a utilização do Filtro de Kalman trazem este componente, através do intercepto variável no tempo. Portanto, a ausência da inérica inflacionária nesta classe de modelos não implicará sua exclusão na análise empírica.

3.2 – DADOS

As variáveis empregadas no modelo são relacionadas a seguir. Quando houve necessidade de dessazonalização da série, tal procedimento foi realizado através do método X-11.

- a) *igp_des*: Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), disponibilizado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV)⁷, dessazonalizado;
- b) *ipa_des*: Índice de Preços por Atacado (IPA/FGV), dessazonalizado;
- c) *ipca_des*: Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)⁸, dessazonalizado.
- d) *cambio*: Taxa de câmbio nominal para venda, em reais do Brasil por dólares norte-americanos, média do período⁹, dessazonalizado. O sinal esperado do preço em relação à taxa de câmbio, como sabemos, é positivo;
- e) *desvio*: Esta variável se refere ao desvio do PIB de seu valor de equilíbrio. Para construí-la, o primeiro passo foi dessazonalizar a série de PIB trimestral oferecida pelo IBGE. Feita a dessazonalização da série obtida, extraímos dela a tendência calculada pelo filtro de Hodrick-Prescott e, então, subtraímos esta tendência da série original para encontrarmos o desvio do PIB de seu valor de equilíbrio. O sinal esperado desta variável sobre o nível de preços é positivo: caso o PIB esteja abaixo de seu nível, uma queda no produto implicará uma queda no valor de *desvio*, que se torna mais negativo. Assim, esperamos que um aumento da recessão gere uma queda nos preços. Caso a economia esteja superaquecida, com o PIB acima de seu valor de equilíbrio, um aumento no PIB – que gera um aumento de preços - aumenta o valor positivo de *desvio* ;
- f) *ope*: Refere-se ao grau de abertura da economia. É calculado como a razão das exportações e importações (somadas) no PIB. Como exposto anteriormente, a resposta dos preços a esta variável tem sinal negativo;
- g) *p_imp_des*: Refere-se ao índice de preços de importação, dessazonalizado. Esperamos que um aumento dos preços de importação implique um aumento dos preços tanto

⁷ <http://www.fgvdados.com.br>

⁸ <http://www.ibge.gov.br>

⁹ <http://www.bcb.gov.br>

diretamente — devido à presença dos produtos importados no índice de preços — quanto indiretamente, devido à sua presença nos custos de produção;

3.3– ANÁLISE EMPÍRICA

3.3.1 – ESTACIONARIEDADE E COINTEGRAÇÃO

O primeiro passo antes de se trabalhar com as séries é verificar se as mesmas são estacionárias ou não. Neste sentido, as tabelas III.1 e III.2 trazem os testes de estacionariedade das variáveis em nível e em diferença, respectivamente. O número ótimo de *lags* nos testes AD&F foram escolhidos a partir dos critérios de informação de Akaike.

TABELA 3.1 – Teste de estacionariedade para as variáveis em nível

Variável	Estatística do teste ADF	Estatística do teste Phillip-Perron
abertura	-2.1726(8)	-1.4139 ^b
cambio	-2.0976(3) ^{ab}	-1.0816 ^a
desvio	-2.8529(5) ^a	-4.3333 ^a
lpca_des	-1.3636(2) ^a	-0.2156
preço_imp_des	-3.2960(0)	-0.7077 ^b
igp_des	-1.7115(2) ^b	-0.2722
ipa_des	-1.7339(5) ^b	-0.2911

Notas: * Hipótese nula de presença de raízes unitárias rejeitada a 5%

^a Teste realizado sem a presença da tendência; ^b Teste realizado sem a presença de tendência e intercepto; valores entre parênteses indicam número ótimo de defasagens para o teste.

Fonte: Cálculos próprios.

TABELA 3.2 – Teste ADF de estacionariedade para as variáveis em diferença

Variável	Estatística do teste ADF	Estatística do teste Phillip-Perron
Ope	-3.1675 ^{**} (7)	-38.2634 [*]
E	-2.4634(2) ^a	-3.9883 [*]
P	-3.5620(0) [*]	-3.3988 [*]
Pm	-10.5994(0) [*]	-10.6048 [*]
Igp	-2.4602(2) ^a	-3.3673 [*]
Ipa	-2.6223(2) ^a	-3.0297 ^a

Notas: *, **: Hipótese nula de presença de raízes unitárias rejeitada a 5% e a 10%, respectivamente

^a Teste realizado sem a presença da tendência; ^b Teste realizado sem a presença de tendência e intercepto; valores entre parênteses indicam número ótimo de defasagens para o teste.

Fonte: Cálculos próprios.

Observamos que a variável *desvio* é estacionária, enquanto as variáveis *abertura*, *lpca_des*, *ipa_des* e *preço_imp_des* apresentam raízes unitárias tanto pelo teste *Augmented Dick & Fuller* (AD&F) quanto pelo teste Phillip-Perron (PP). No caso da variável *câmbio*, o teste ADF acusou a série como estacionária, enquanto o teste PP a aponta como tendo raiz unitária¹⁰. Já no caso do IGP-DI, o teste ADF aponta a série como não-estacionária – a 5% de significância - tanto em nível quanto em primeira diferença. Já o teste PP acusa a série como sendo I(1). No caso da tabela 3.2, as variáveis *ope*, *e*, *p*, *pm*, *igp*, *ipa* se referem à primeira diferença das variáveis *abertura*, *cambio*, *lpca_des*, *preço_imp_des*, *igp_des* e *ipa_des*, respectivamente.

¹⁰ Os testes Dickey-Fuller GLS e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin também acusaram a variável “câmbio” como I(1).

No que se refere à cointegração das séries, podemos observar, pelas tabelas III.3 a III.5, que em nenhum dos três casos analisados (IPCA, IGP-DI, IPA) há a presença de vetores de cointegração. Assim, devemos trabalhar com as séries em primeira diferença.

TABELA 3.3 – Teste de Cointegração - IPCA

Series: IPCA_DES ABERTURA CAMBIO PRECO_IMP_DES				
Defasagens: (em primeiras diferenças): 1 a 2				
Pressuposto sobre a tendência: Tendência linear determinística				
Teste de Rank de Cointegração Irrestrito				
No. De equações de cointegração supostas em H_0	Eigenvalue	Estatística Traço	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%
Nenhuma	0.224714	32.09613	47.21	54.46
No máximo 1	0.072061	9.443602	29.68	35.65
No máximo 2	0.029431	2.787392	15.41	20.04
No máximo 3	0.001445	0.128677	3.76	6.65

Notas:*(**) denota rejeição da hipótese a 5%(1%); Teste Traço indica nenhuma cointegração a 5% e a 1%

Fonte: Cálculos próprios.

TABELA 3.4 – Teste de Cointegração - IGP-DI

Series: IGP_DES ABERTURA CAMBIO PRECO_IMP_DES				
Defasagens: (em primeiras diferenças): 1 a 2				
Pressuposto sobre a tendência: Tendência linear determinística				
Teste de Rank de Cointegração Irrestrito				
No. De equações de cointegração supostas em H_0	Eigenvalue	Estatística Traço	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%
Nenhuma	0.248336	37.23425	47.21	54.46
No máximo 1	0.077971	11.82773	29.68	35.65
No máximo 2	0.049677	4.602857	15.41	20.04
No máximo 3	0.000764	0.067981	3.76	6.65

Notas: *(**) denota rejeição da hipótese a 5%(1%); Teste Traço indica nenhuma cointegração a 5% e a 1%

Fonte: Cálculos próprios.

TABELA 3.5 – Teste de Cointegração – IPA-DI

Series: IPA_DES ABERTURA CAMBIO PRECO_IMP_DES				
Defasagens: (em primeiras diferenças): 1 a 2				
Pressuposto sobre a tendência: Tendência linear determinística				
Teste de Rank de Cointegração Irrestrito				
No. De equações de cointegração supostas em H_0	Eigenvalue	Estatística Traço	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%
Nenhuma	0.270498	41.30977	47.21	54.46
No máximo 1	0.082633	13.23980	29.68	35.65
No máximo 2	0.058054	5.563713	15.41	20.04
No máximo 3	0.002702	0.240829	3.76	6.65

Notas: *(**) denota rejeição da hipótese a 5%(1%); Teste Traço indica nenhuma cointegração a 5% e a 1%

Fonte: Cálculos próprios.

3.3.2 – MODELOS LINEARES

Inicialmente, empregamos o método de mínimos quadrados ordinários (OLS) para testar o modelo. Observou-se que para todos os índices de preços os modelos apresentaram — como pode ser verificado no Apêndice B — erros de especificação acusados pelo teste Reset, instabilidade nos parâmetros e/ou nos coeficientes (apontados pelos testes Cusum dos quadrados e pelos gráficos de coeficientes recursivos), autocorrelação dos resíduos (no caso do IGP e do IPA) e resíduos do tipo ARCH (para o IPA). Frente aos resultados observados e ao conhecimento prévio da alteração no comportamento da inflação e na política cambial após 1994, duas tentativas de captar as mudanças sugeridas foram feitas: dividir o período em sub-amostras e incluir *dummies* no coeficiente de variação cambial.

As duas subamostras se referem aos períodos pré e pós Real, para verificar se há alguma mudança significativa nos parâmetros neste período. A primeira subamostra, referente ao período pré-Real, se estende até 1993 enquanto a segunda subamostra inicia-se em 1995. O ano de 1994 foi retirado por ser este um ano de transição onde os agentes já antecipavam a mudança antes da introdução da nova moeda podendo ser o primeiro semestre de 1994, portanto, um período atípico quando comparado ao comportamento dos preços até 1993. Já na segunda subamostra, também retiramos 1994, pois os índices de inflação após julho daquele ano ainda estavam “contaminados” pela inflação elevada do período anterior.

A outra tentativa realizada, inserindo *dummies* no coeficiente para marcar os três principais momentos da política econômica brasileira em termos de câmbio e inflação, busca verificar se tal procedimento é suficiente para captar as quebras sugeridas na análise anterior. O modelo em questão terá, portanto, a forma:

$$P = \mu + (\alpha_1 + \alpha_{14}d4 + \alpha_{15}d5)*e_{t-1} + \alpha_2*desvio_{t-1} + \alpha_3*ope_{t-1} + \alpha_4*PM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{III.3.2. 1})$$

As *dummies* *d4* e *d5* representam, respectivamente, o período pós-Real com câmbio controlado e o período pós-Real com câmbio livre, assumindo valor igual à unidade durante o período que representam. Assim, o coeficiente cambial para o período pré-Real é igual a α_1 , para o período 1994:III a 1998:I é $\alpha_1 + \alpha_{14}$ e, para o período 1999:I a 2002:IV, $\alpha_1 + \alpha_{15}$.

Observou-se, para os três índices, que a divisão do período em subamostras não é suficiente para eliminar os erros de especificação, a instabilidade dos parâmetros do modelo e a presença de autocorrelação. A inclusão das *dummies* foi capaz de corrigir este problema, assim como captar a mudança no coeficiente cambial no período pós-Real. Todavia, a soma dos coeficientes α_1 e α_{15} é estatisticamente indiferente de zero, o que estaria sugerindo um repasse cambial nulo pós-1999, o que parece um contrasenso do ponto de vista econômico.

Os resultados apresentados para os três índices — com instabilidade de parâmetros, diferenças significativas entre variáveis na amostra pós-Real, erros de especificação no modelo apontados pelos testes Reset — sugerem que a abordagem do problema através de modelos com parâmetros fixos no tempo não é a especificação mais adequada para analisar o comportamento dos preços no Brasil no período. Isto porque há uma mudança neste comportamento após 1995 — sobretudo no que se refere ao grau do repasse cambial para os mesmos — não apenas em termos de significância, mas também em termos de estabilidade.

Incluir *dummies* no coeficiente cambial — tal como formulado na equação (III.3.2. 1) — reduz alguns dos problemas encontrados, especificamente os problemas de autocorrelação dos resíduos e instabilidade de parâmetros e/ou variância. Todavia, por um lado, os modelos apontaram instabilidade cambial que deve ser modelada, mas, por outro geraram resultados para o período após a desvalorização cambial de 1999 que não parecem ser coerentes, já que o valor do coeficiente do repasse cambial é estatisticamente igual a zero para os três índices.

Consideramos, também, que os erros de especificação apresentados no modelo poderiam ser decorrentes da ausência do termo referente à inércia inflacionária. No entanto, a inclusão de termos AR não corrigiu os problemas de especificação acima citados.

A correção da instabilidade e da autocorrelação no modelo com a inclusão das *dummies* mostra ser necessário não considerar o coeficiente cambial como *time-invariant*. Todavia, como os resultados, apesar de melhores que os obtidos com o modelo de parâmetros fixos no tempo, parecem não se sustentarem em uma análise mais profunda ao identificar um *pass-through* nulo após a introdução do câmbio flutuante, foi feita a opção pela aplicação, no modelo inicial (equação (3.1. 9)), do Filtro de Kalman.

3.3.3 – A ANÁLISE PELO FILTRO DE KALMAN

A abordagem através do filtro de Kalman foi feita usando o processo *general-to-specific*. Inicialmente, foi testado um modelo onde se permitia que todos os coeficientes das variáveis dependentes fossem estocásticos. A partir daí, foi-se restringindo o número de coeficientes estocásticos baseado tanto na significância do coeficiente da variância da equação de estado quanto nos critérios de informação. Neste sentido, as variáveis cujo coeficiente da variância de estado (parâmetros $\vartheta_{\mu,t}$ e $\vartheta_{\alpha it}$ das equações abaixo) não se mostrassem significativas passavam a ser consideradas como variáveis de coeficientes fixos. A vantagem de se usar este procedimento é que, caso se considere apenas o coeficiente cambial estocástico, se outros coeficientes também variarem no tempo os resultados encontrados para o *pass-through* estarão incorporando as mudanças dos outros coeficientes, modelados como fixos. Portanto, os resultados não serão confiáveis.

Uma outra decisão a se tomar dizia respeito à forma da equação de estado, por exemplo, se esta segue uma *random walk* ou se seria do tipo AR(1). No primeiro caso, assume-se que os efeitos do coeficiente estocástico são permanentes, enquanto, no segundo caso, considera-se que, embora persistentes, os efeitos são temporários. Uma vez que choques cambiais não são definitivos — já que a evidência sugere que estes não são integralmente repassados para os preços — adotamos o formato AR(1). Se o parâmetro AR estimado se aproximar da unidade, uma formulação assumindo o *random walk* será testada.

A inclusão de *dummies* na equação de estado do parâmetro da variação cambial foi testada, com o objetivo de verificar se o regime cambial ou se a dinâmica dos preços afetam os estados. Neste sentido, três *dummies* foram testadas. A primeira delas, d_1 , assumia valor zero para os períodos onde o câmbio era controlado e valor 1 para os demais períodos onde o sistema cambial era de taxas flutuantes (março de 1990 a fevereiro de 1995). A segunda *dummy*, d_2 , assumia valor zero nos períodos onde, mesmo sob câmbio flutuante, havia intervenção forte no mercado cambial e valor igual à unidade para os períodos em que não havia tal intervenção (julho

a setembro de 1994 e janeiro de 1999 ao final da amostra)¹¹. Finalmente, a terceira *dummy* testada, d_3 , busca captar a dinâmica dos preços em períodos de alta inflação contra períodos de estabilidade. Assim, d_3 assume valor unitário para o período pré-Real e zero para o período pós-Real (terceiro trimestre de 1994). Testou-se também a inclusão de *dummies* para marcar os planos econômicos no período, seguindo a classificação dos planos apresentada por CATI, GARCIA e PERRON (1995). As variáveis assumem valor unitário para o período de duração dos planos e zero para os demais períodos, com exceção do período pós-Real, não incluído no referido trabalho. O período do plano Real foi dividido em duas *dummies*: d_4 , com valor um para o período entre julho de 1994 e dezembro de 1998, e d_5 , que assume o valor unitário a partir da desvalorização cambial em janeiro de 1999. O quadro III.1 resume as *dummies* utilizadas.

QUADRO 3.1 – Dummies Utilizadas

<i>Dummy</i>	Plano	Período em que assume valor unitário
D_1	Regime cambial flutuante	1990:I – 1995:I
D_2	Intervenção “branda” no mercado cambial	1994:III ; 1999:I – 2002:IV
D_3	Inflação elevada	1980:I – 1994:II
D_4	Plano Real com câmbio controlado	1994:III – 1998:IV
D_5	Plano Real com câmbio livre	1999:I – 2002:IV
D_{cruz}	Plano Cruzado	1986:I – 1986:III
D_{bress}	Plano Bresser	1988:III
D_{ver}	Plano Verão	1989:I
D_{col1}	Plano Collor 1	1990:I – 1990:II
D_{col2}	Plano Collor 2	1991:I – 1991:II
D_{real}	Plano Real	1994:III – 2002:IV

O modelo inicial testado teve, portanto, a forma¹²:

$$\begin{aligned}
 p &= \mu_t + \alpha_{1,t}e_{t-1} + \alpha_{2,t}desvio_{t-1} + \alpha_{3,t}ope_{t-1} + \alpha_{4,t}pm_{t-1} + \varepsilon_t \\
 \mu_t &= c_1 + c_2\mu_{t-1} + \mathcal{G}_{\mu,t} \\
 \alpha_{1,t} &= a_{11} + a_{12}\alpha_{1,t-1} + \sum_{i,j} a_{1j}d_i + \mathcal{G}_{\alpha_{1,t}} \\
 \alpha_{2,t} &= a_{21} + a_{22}\alpha_{2,t-1} + \mathcal{G}_{\alpha_{2,t}} \\
 \alpha_{3,t} &= a_{31} + a_{32}\alpha_{3,t-1} + \mathcal{G}_{\alpha_{3,t}} \\
 \alpha_{4,t} &= a_{41} + a_{42}\alpha_{4,t-1} + \mathcal{G}_{\alpha_{4,t}}
 \end{aligned}
 \tag{3.3.3. 1}$$

O modelo final, todavia, variou de acordo com a medida de inflação utilizada como variável dependente, como mostram as seções a seguir.

¹¹ As divisões seguem a classificação apontada por ARAUJO e FILHO (2002). No caso de d_2 , por exemplo, mesmo em períodos onde o sistema cambial era oficialmente de taxas livres poderia haver intervenção, como ocorreu entre março de 1990 até julho de 1994.

¹² Para garantir a variância positiva, ε_t e $\mathcal{G}_{\alpha_{1,t}}$ foram estabelecidos no cálculo como $\text{var}[\exp(\varepsilon_t)]$ e $\text{var}[\exp(\mathcal{G}_{\alpha_{1,t}})]$, respectivamente. A opção da notação ao longo do artigo apenas como ε_t e $\mathcal{G}_{\alpha_{1,t}}$ foi feita para simplificar a notação.

3.3.3.1 – IPCA

No caso do IPCA, o modelo escolhido a ser estimado teve a forma:

$$p = \mu_t + \alpha_{1,t}e_{t-1} + \alpha_2 desvio_{t-1} + \alpha_3 ope_{t-1} + \alpha_4 pm_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\mu_t = c_1 + c_2\mu_{t-1} + \vartheta_{\mu,t}$$

$$\alpha_{1,t} = a_{11} + a_{12}\alpha_{1,t-1} + \vartheta_{\alpha_{1,t}}$$

Na tabela 3.6 observa-se que o coeficiente da variável “desvio” ($\alpha_{2,t}$) é significativo e tem o sinal esperado. O coeficiente do grau de abertura ($\alpha_{3,t}$), embora apresente o sinal esperado, não é significativo. O único coeficiente que não apresenta o sinal esperado é $\alpha_{4,t}$, referente aos preços de importação. Todavia, este coeficiente não é significativo.

Tabela 3.6 – Filtro de Kalman: Resultados do IPCA

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística-t	p-value
<i>Equação de medida</i>				
α_2	1.636715	0.731031	2.238912	0.0252
α_3	-0.044387	0.089447	-0.496233	0.6197
$\alpha_{4,t}$	-0.001186	0.000802	-1.478920	0.1392
<i>Equação de estado do intercepto</i>				
c_1	0.007883	0.013579	0.580584	0.5615
c_2	0.948579	0.049568	19.13699	0.0000
$\vartheta_{\mu,t}$	-5.954234	0.392567	-15.16744	0.0000
<i>Equação de estado do coeficiente de pass-through</i>				
a_{11}	0.489162	0.148228	3.300074	0.0010
a_{12}	0.005248	0.188764	0.027799	0.9778
$a_{1,3}$	-0.488220	0.242746	-2.011240	0.0443
$\vartheta_{\alpha_{1,t}}$	-2.208140	0.262412	-8.414797	0.0000
	<i>Estado Final</i>	<i>Root MSE</i>	<i>Estatística-z</i>	<i>p-value</i>
$\mu_{T+1 T}$	0.046336	0.065347	0.709071	0.4783
$\alpha_{1,T+1 T}$	0.001166	0.331521	0.003517	0.9972
Log-verossimilhança	66.15722	Critério de Informação de Akaike		-1.225716
Critério de Hannan-Quinn	-1.102508	Critério de Informação de Schwartz		-0.920184

Fonte: Cálculos próprios.

Observamos, também, que as variâncias das equações de estado ($\vartheta_{\mu,t}$ $\vartheta_{\alpha_{1,t}}$) têm coeficientes significativos, mostrando que, efetivamente, os parâmetros variam no tempo. Portanto, o Filtro de Kalman capta mudanças nestes coeficientes que um modelo com parâmetros constantes não captaria.

Quanto ao comportamento do intercepto, observamos que c_1 não é significativo enquanto c_2 o é. Isto significa que, embora o intercepto médio seja nulo, os choques têm persistência sobre ele. Tal resultado é esperado em um modelo para inflação, pois aquela variável capta a inércia inflacionária no período. Isto porque o filtro de Kalman com intercepto variando no tempo equivale,

no modelo estrutural, a estimar a tendência estocástica da série¹³. Observa-se pelo gráfico 3.1 que após a introdução do plano Real, este coeficiente não apenas se torna menor como mais estável, reforçando a idéia da inércia inflacionária reduzida consideravelmente após a estabilização de preços.

Quanto ao comportamento do coeficiente cambial, $\alpha_{1,t}$, observamos que a_{11} é significativo, ao contrário de a_{12} . O termo a_{11} significativo implica que o *pass-through* é importante na explicação dos preços, independentemente do período. Todavia, os choques sobre este coeficiente não se propagam (a_{12} indiferente de zero). Em outras palavras, o processo estocástico do coeficiente se aproxima de um ruído branco. A previsão para o período (t+1) deste processo é dada por $E(\alpha_{1,t+1}) = a_{11} + a_{12}\alpha_{1,t} + a_{13}d_2$. Como a_{12} e a_{13} são indiferentes de zero, a melhor previsão para o valor do *pass-through* ($\alpha_{1,t+1}$) é a própria média do processo, a_{11} . Assim, um aumento de 1% na taxa de câmbio se reflete em um crescimento médio, no período, de 0.49% na taxa de inflação. A *dummy* introduzida no modelo, d_2 , se mostrou significativa, mostrando que a intervenção no mercado cambial tem influência na dinâmica do *pass-through*.

A análise do gráfico 3.2, que mostra as estimativas alisadas do coeficiente do *pass-through* cambial, permite identificar três períodos distintos no comportamento de α_1 que podem ser associados a três diferentes momentos da economia brasileira no período analisado.

O primeiro período compreende de 1980 até o momento anterior ao Plano Real. Este período é caracterizado por um repasse cambial elevado e bastante volátil, com picos próximos a um, sinal da espiral câmbio/preços típica de inflações elevadas. Em uma primeira leitura, poderíamos atribuir este coeficiente à presença de uma suposta circularidade entre inflação e preços, uma vez que, no período em questão, o regime cambial seguia a regra da Paridade do Poder de Compra (reajuste cambial feito de acordo com o diferencial entre inflação interna e externa). No entanto, problemas advindos da causalidade de Granger nos dois sentidos para as variáveis inflação e câmbio (como apontado em GUTIERREZ, 2002) não afetam os resultados aqui demonstrados pois não trabalhamos com as variáveis contemporâneas. O que está refletido aqui é uma etapa da espiral “câmbio/preços”: a taxa de câmbio em t-1 afeta a inflação em t (que afetará a taxa de câmbio em t+1 através da regra da Paridade do Poder de Compra e que, por sua vez, afetará a inflação em t+2). Os índices próximos a 1 confirmam os resultados apresentados em FRANKEL (1978), da evidência da paridade do poder de compra em hiperinflações e a espiral câmbio/preços apontada no período: em momentos de pacotes econômicos, quando o congelamento de câmbio

¹³ Uma exposição detalhada sobre como o intercepto no formato *time-varying*, neste caso, equivale a estimar a tendência estocástica da série pode ser vista em HARVEY (1989) capítulos 3.1 e 4.1. Em uma maneira simplificada, podemos considerar o seguinte modelo em formato de estado de espaço:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

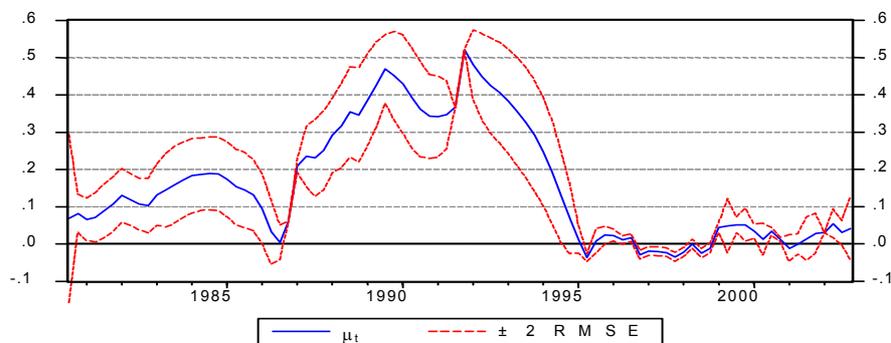
$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t$$

Resolvendo a equação de medida para μ_t e manipulando os termos, verificamos que este modelo pode ser reescrito na forma: $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_{t-1} - \varepsilon_t + \eta_t$

e/ou preços era adotado, o coeficiente apresenta quedas bruscas, retornando, posteriormente, a seus níveis anteriores. A média do *pass-through* no período é de 0.50 (ver Apêndice C), mas há períodos de queda bem marcantes, que podem ser identificados com os vários pacotes econômicos (1986:II, 1987:III, 1988:IV, 1990:II, 1991:II, 1992:I.).

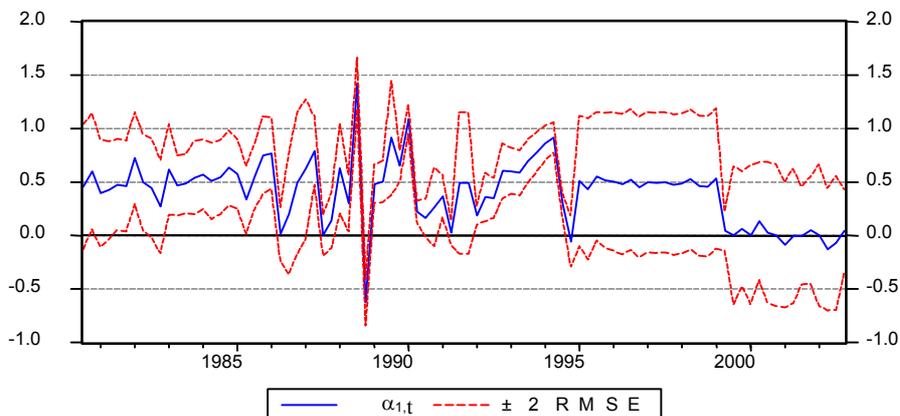
Um segundo período é observado entre 1995 e 1998, onde a média do coeficiente se reduz para cerca de 0.42 (ver Apêndice C) assim como sua volatilidade, apresentando um comportamento bem mais constante ao longo do tempo. O terceiro período se inicia em 1999, quando há a adoção das taxas cambiais flutuantes e uma queda acentuada naquele coeficiente, com a média em torno de 0.04. Novamente, há períodos de quebras intensas (1994:IV, 2000:I, 2000:IV, 2002:III, 2002:IV) que, caso sejam excluídos da amostra, as estimativas das médias dos coeficientes filtrados para os segundo e terceiro períodos serão de 0.47 e 0.07, respectivamente.

Gráfico 3.1 – IPCA: Estimativa alisada de μ_t



Fonte: Cálculos próprios.

Gráfico 3.2 – IPCA: Estimativa alisada de $\alpha_{1,t}$



Fonte: Cálculos próprios.

A princípio, a queda intensa em 1999 não é esperada já que, em grandes desvalorizações, supõe-se que o repasse cambial seja maior para os preços. No entanto, dois fatores podem explicar este comportamento. O primeiro é a conjuntura econômica brasileira no período, com recessão e taxas de câmbio muito voláteis. Neste quadro, os formadores de preços não teriam como promover reajustes na mesma proporção da variação cambial com que faziam antes, tanto pela redução na atividade econômica, inibindo a demanda, quanto pela incerteza acerca do ambiente futuro, pois, caso a taxa de câmbio não se mantivesse elevada, uma reversão da ação

poderia gerar custos ainda maiores (*menu costs* e custos de reputação, por exemplo)¹⁴. Além disto, em períodos de câmbio controlado, mudanças na taxa cambial são consideradas permanentes e, portanto, os agentes têm incentivo para ajustar seus preços o mais breve possível. Já em períodos de taxas flutuantes, a incerteza gerada e a presença de fatores como custos de menu e histerese (ver DIXIT, 1986), faz com que os agentes aguardem até terem certeza se a (des)valorização é permanente e sobre o novo patamar da taxa de câmbio.

3.3.2 – IGP-DI

Para o IGP-DI, chega-se em um modelo bastante semelhante ao obtido para o IPCA, com os coeficientes do intercepto e da taxa de câmbio variando no tempo. Embora a *dummy d2* não tenha se mostrado significativa, sua inclusão gerou melhores resultados que a inclusão de outras *dummies* (também não-significativas) ou que o modelo sem sua presença. A divisão em três períodos é mais clara e a queda em 1999 é menos brusca que no caso do IPCA, como pode ser observado na tabela 3.7 e nos gráficos III.3 e III.4.

Tabela 3.7 Filtro de Kalman: Resultado do IGP-DI

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística-t	p-value
<i>Equação de medida</i>				
α_2	1.9712	1.0770	1.8303	0.0672
α_3	0.0389	0.1638	0.2377	0.8121
α_4	0.0003	0.0015	0.1715	0.8638
<i>Equação de estado do intercepto</i>				
c_1	-5.1799	0.3117	-16.6200	0.0000
c_2	0.0113	0.0200	0.5671	0.5707
$\vartheta_{\mu,t}$	0.9457	0.0414	22.8407	0.0000
<i>Equação de estado do coeficiente de pass-through</i>				
a_{11}	0.3246	0.1807	1.79645	0.0724
a_{12}	-0.0075	0.1871	-0.0401	0.9680
$a_{1,3}$	-0.2702	0.2547	-1.0611	0.2887
$\vartheta_{\alpha 1,t}$	-2.0026	0.3888	-5.1514	0.0000
	<i>Estado Final</i>	<i>Root MSE</i>	<i>Estatística-z</i>	<i>p-value</i>
$\mu_{T+1 T}$	0.0690	0.0918	0.75120	0.4525
$\alpha_{1,T+1 T}$	0.0536	0.3674	0.1458	0.8841
Log-verossimilhança	44.0753	Critério de Informação de Akaike		-0.7350
Critério de Hannan-Quinn	-0.6118	Critério de Informação de Schwartz		-0.4295

Fonte: Cálculos próprios.

Com relação à significância dos parâmetros fixos e aos seus sinais, o preço dos importados e o grau de abertura são indiferentes de zero, enquanto o desvio é significativo. Todas as variáveis apresentam o sinal esperado.

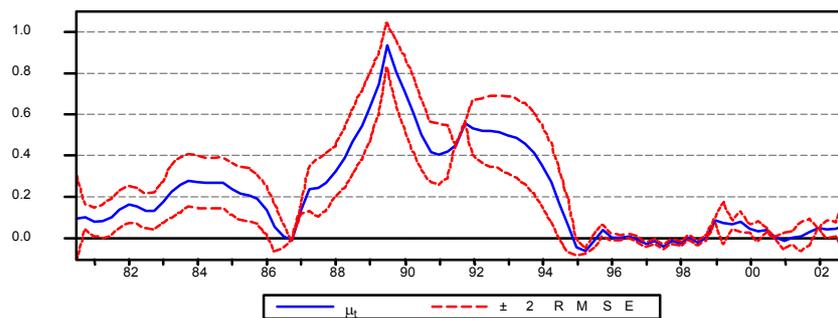
No que diz respeito ao coeficiente cambial, novamente tem-se um ruído branco com *drift*. Observamos também que as quedas acentuadas nos coeficientes coincidem, em grande parte, com as encontradas para o IPCA (1986:II, 1987:III, 1989:I, 1989:IV, 1990:II a 1990:4, 1991:I,

¹⁴ para uma discussão mais detalhada a respeito, ver DIXIT(1986)

1991:II, 1992:I, 1994:I). O coeficiente médio, ou a elasticidade-câmbio dos preços, para o período completo é de 0.33. Tomando a média das estimativas filtradas de $\alpha_{1,t}$ para os três períodos destacados na análise, teremos que tal elasticidade foi de 0.33 no período de 1980:I a 1994:II, 0.27 de 1994:III a 1998:IV e de 0.07 de 1999:I a 2002:IV (ver Apêndice C). Retirando da amostra os períodos de quebra, os dois primeiros valores passam para 0.40 e 0.32, respectivamente. Assim, a introdução do Plano Real trouxe uma redução no *pass-through*, mas a mudança do regime cambial e a adoção do regime de metas de inflação em 1999 promoveu uma queda ainda mais brusca neste coeficiente.

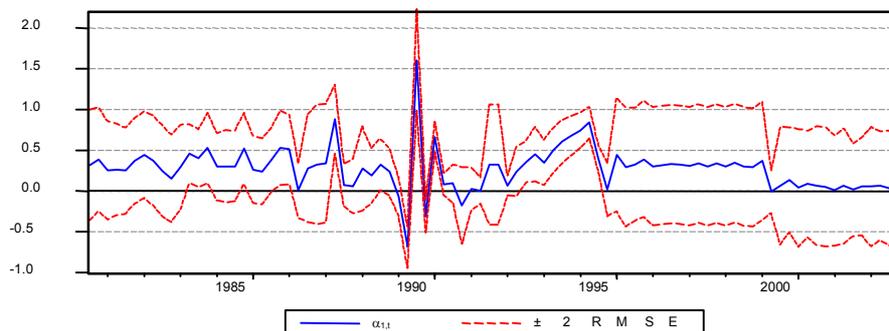
O modelo testado sem a inclusão da *dummy* d2 gerou resultados diferentes dos aqui apresentados apenas para o período após 1999:I, pois não identifica alteração no comportamento do coeficiente de repasse cambial. Neste caso, o *pass-through* da taxa de câmbio para o IGP-DI permanece em cerca de 0.27. No entanto, a_{11} e a_{12} são estatisticamente indiferentes de zero nesta formulação. Como um resultado apontando para um coeficiente de repasse cambial estatisticamente indiferente de zero é contra-intuitivo, optamos pelo modelo com a presença da variável *dummy*.

Gráfico 3.3 – IGP-DI: Estimativa alisada de μ_t



Fonte: Cálculos próprios.

Gráfico 3.4 – IGP-DI: Estimativa alisada de $\alpha_{1,t}$

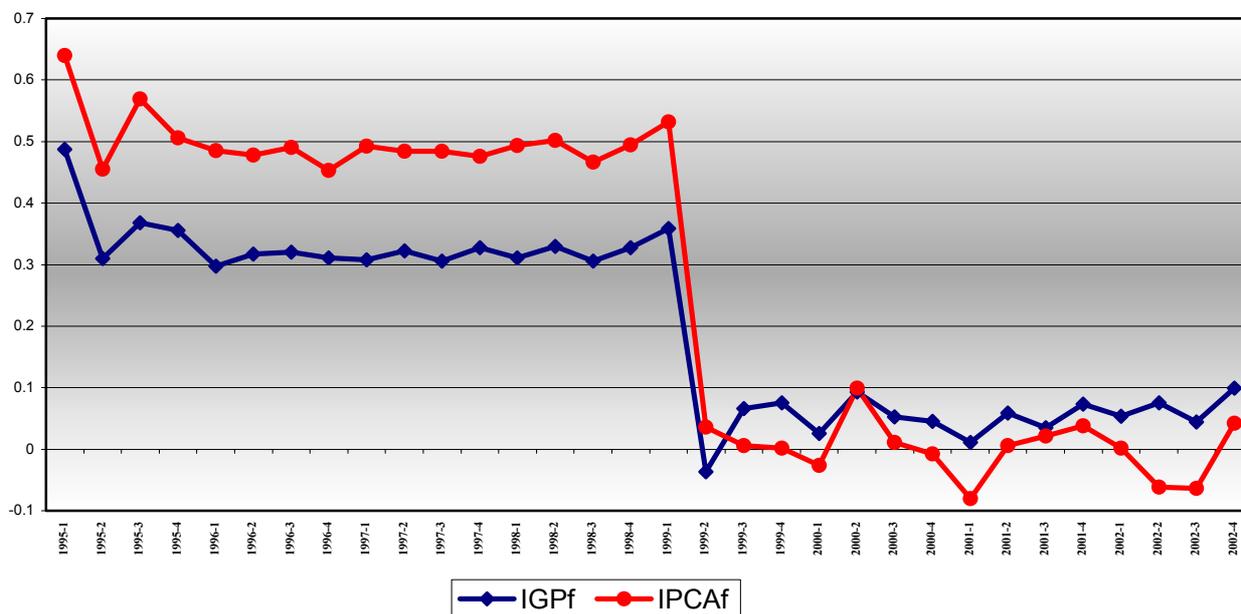


Fonte: Cálculos próprios.

Uma observação a mais acerca da comparação entre os dois índices pode ser feita analisando o gráfico 3.5, que traz as estimativas filtradas dos coeficientes cambiais em ambos os casos (IPCA e IGP-DI) para o período pós-Real. Até 1999, o repasse cambial ao IPCA era, na média, mais elevado que para o IGP-DI — razão pela qual se escolheu o segundo como índice de reajuste dos contratos — situação que se inverte após a desvalorização cambial em

1999, quando a “contaminação” média do IGP-DI, composto em sua grande parte pelos preços de atacado, se torna maior que a do IPCA.

Gráfico 3.5 – Estimativa filtradas para o período pós-Real de $\alpha_{1,t}$: IGP-DI vs. IPCA



3.3.3 – IPA

Com relação à aplicação do Filtro de Kalman para o IPA, a dinâmica observada difere das anteriores apenas pela ausência de dummies na equação de estado.

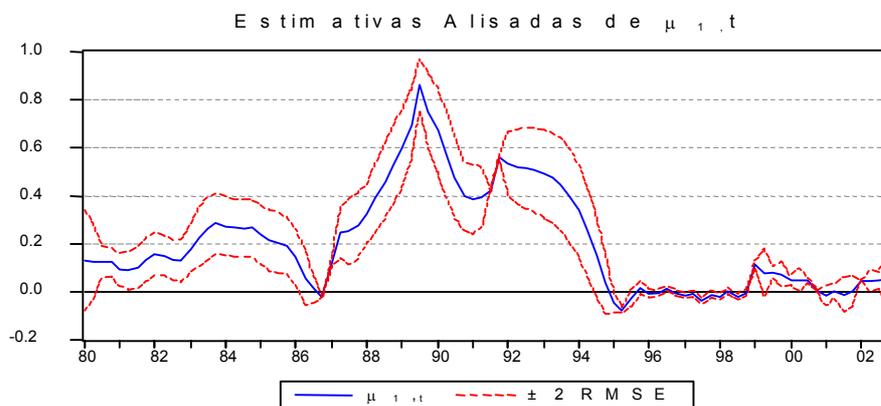
Tabela 3.8- Filtro de Kalman: Resultado do IPA

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística-t	p-value
<i>Equação de medida</i>				
α_2	1.7103	0.0013	0.6861	0.0562
α_3	0.0285	0.1395	0.1851	0.8531
α_4	0.0009	0.0013	0.6861	0.4926
<i>Equação de estado do intercepto</i>				
c_1	0.0109	0.0177	0.6156	0.5382
c_2	0.9087	0.0460	20.4009	0.0000
$\vartheta_{\mu,t}$	-5.2276	0.4481	-11.6672	0.0000
<i>Equação de estado do coeficiente de pass-through</i>				
a_{11}	0.3085	0.1487	2.0746	0.0380
a_{12}	0.0058	0.1788	0.0325	0.9741
$\vartheta_{\alpha_{1,t}}$	-2.0439	0.3153	-6.4822	0.0000
	Estado Final	Root MSE	Estatística-z	p-value
$\mu_{T+1 T}$	0.0600	0.0895	0.6705	0.5025
$\alpha_{1, T+1 T}$	0.3103	0.3599	0.8621	0.3886
Log-verossimilhança	54.1051	Critério de Informação de Akaike		-0.9801
Critério de Hannan-Quinn	-0.8681	Critério de Informação de Schwartz		-0.7024

Fonte: Cálculos próprios.

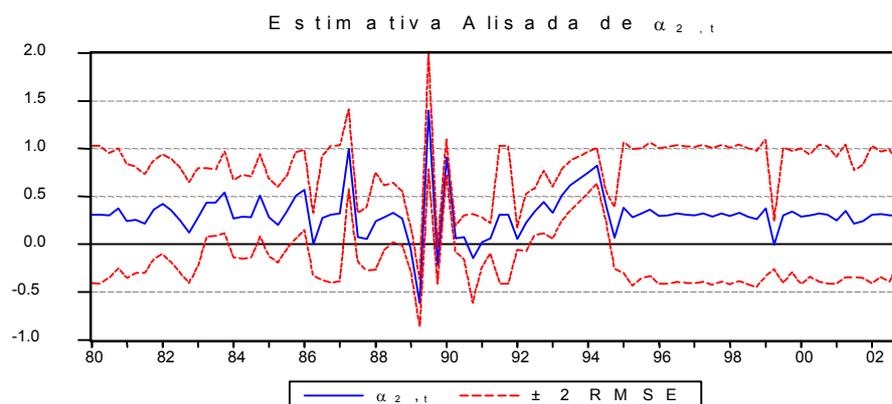
Observamos a presença do componente inercial também no IPA-DI, caracterizado pelo intercepto variando no tempo (gráfico 3.6). Como mostra a tabela 3.8, assim como nos casos do IPCA e do IGP, o processo é do tipo *white-noise* com *drift*. Desta forma, a melhor previsão para o *pass-through* futuro do IPA é a própria média do processo. Observamos também, a partir do gráfico 3.7, que a única alteração de destaque no comportamento do coeficiente são os picos no início da década de 90 e a redução da volatilidade antes e após o Plano Real. Todavia, a média do coeficiente não sofre grandes alterações ao longo do período: para o período 1980:1/94:2 seu valor é de 0.33, caindo para 0.27 no período 1994:3/98:4 e 0.31 no período 1999:1/2002:4. Se os anos em que houve uma queda acentuada nos coeficientes — praticamente os mesmos períodos em que as mesmas quedas foram observadas para o IGP-DI (1986:II, 1987:III, 1989:II, 1990:II, 1991:I, 1991:II, 1992:I, 1994:III, 1994:IV, 1999:II) — forem excluídos, a média não se altera muito: no período 1980:1/1994:2 seu valor sobe para 0.37 e para 0.32 no período 1994:2/1998:4.

Gráfico 3.6 – IPA: Estimativa alisada de $\mu_{1,t}$



Fonte: Cálculos próprios.

Gráfico 3.7 – IPA: Estimativa alisada de $\alpha_{2,t}$

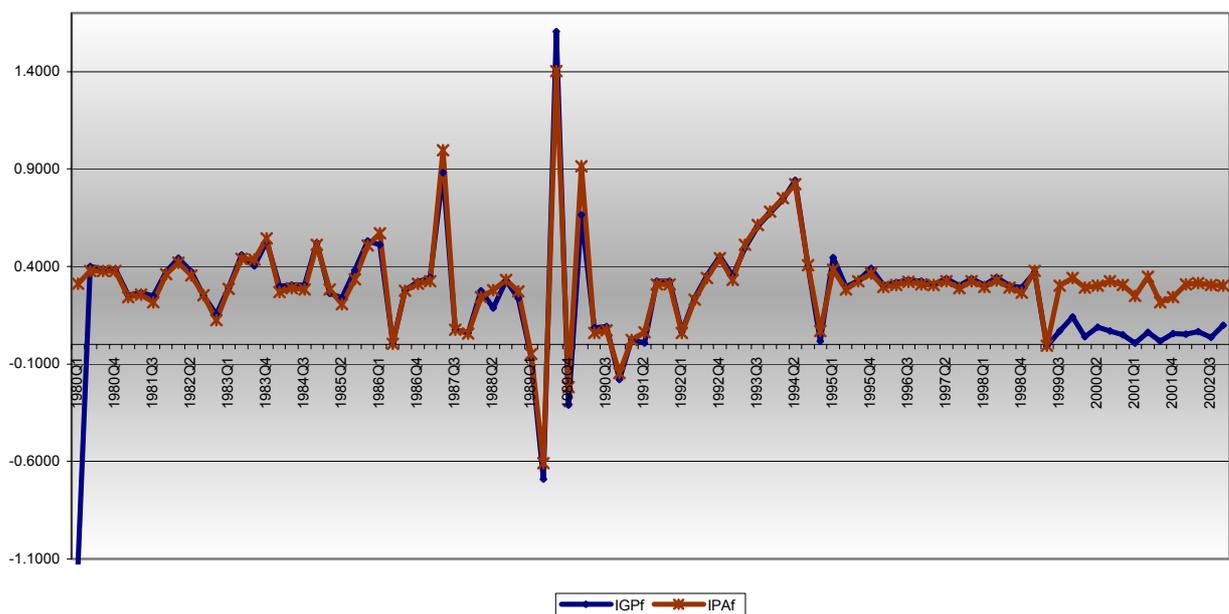


Fonte: Cálculos próprios.

Como percebemos, a resposta do IPA-DI a variações no câmbio se mantém relativamente sem alterações, independente do período analisado. Comparando as estimativas alisadas do *pass-through* do IPA com aqueles do IGP, observamos um fato interessante. Até 1998:IV, o repasse cambial para estes índices era praticamente o mesmo. Após 1999:I, há um

descolamento entre estes índices (gráfico 3.8). O que este resultado parece indicar é, justamente, o papel da resposta dos preços ao consumidor a variações cambiais. Antes de 1999, o câmbio era fixo e alterações cambiais eram consideradas definitivas, fazendo com que os agentes reajustassem seus preços em resposta a tal variação. Com a adoção de taxas de câmbio flutuantes, os *price setters* não sabem se uma variação cambial é permanente ou temporária, optando, muitas vezes, por adiar eventuais repasses até que a taxa se estabeleça em um patamar definido. Já no caso do IPA, os produtores lidam mais diretamente com produtos importados, recebendo, portanto, de modo mais intenso e mais imediato, o impacto de alterações na taxa de câmbio. O descolamento entre IPA e IGP pós-1999 pode ser resultado, justamente, da queda do *pass-through* no componente do IGP relativo aos preços ao consumidor (IPC).

Gráfico 3.8 – Estimativa filtradas para o período pós-Real de $\alpha_{1,t}$: IGP-DI vs. IPA-DI



Fonte: Cálculos próprios.

Um outro fator que pode explicar os valores elevados do *pass-through* para o IPA pós-1999 quando comparado com o IGP-DI é a própria metodologia de pesquisa do índice. O IPA não se refere exatamente aos preços que chegam ao mercado, mas, sim, ao preço que os produtores pretendem cobrar por seus produtos (“preços de lista”). Assim, é natural imaginar que os produtores pretendam repassar o mesmo percentual das desvalorizações cambiais para os preços. Todavia, as condições de mercado é que irão estabelecer se este repasse será verificado ou não, fato não captado no IPA, mas captado nos índices de preço ao consumidor.

3.3.3.4 – COMPARAÇÃO DE RESULTADOS

De acordo com os resultados aqui obtidos, há uma queda no *pass-through* da taxa de câmbio para o IPCA e para o IGP-DI após a estabilização de preços do Real, e uma queda ainda mais intensa após a mudança no regime cambial em 1999. Antes de 1999, os efeitos de um choque na taxa de câmbio no período t estariam completos após, aproximadamente, quatro trimestres (considerando a ausência de choques futuros). Após 1999, apenas 32% do choque

teria sido absorvido pelo índice em igual período. Para o IPCA, entre 1994 e 1998, o *pass-through* de um choque cambial estaria completo em dois trimestres, mas, após 1999, apenas 7% seria repassado em igual período. A exceção é o IPA-DI, que mantém um *pass-through* quase completo no terceiro trimestre, para toda a amostra.

O repasse cambial para a inflação encontrado neste artigo está em linha com o apresentado em outras estimativas reportadas na literatura. O gráfico da estimativa recursiva do coeficiente encontrado na Curva de Phillips para o IPCA em MINELLA, FREITAS, GOLDFAJN e MUINHOS (2003) é bastante semelhante ao gráfico 3.2 apresentado na seção 3.3.1 deste capítulo.

Os resultados para o IPCA no período pós-Real são também similares aos obtidos por MUINHOS e ALVES (2003) para os preços livres e os valores observados para o período pós 1999 também são similares aos apresentados em CARNEIRO, MONTEIRO e WU (2002), que encontram um *pass-through* trimestral após 1999 de 6,4%, em média.

Os resultados também estão próximos aos apresentados por BELAISCH (2003) para o IPCA e para o IPA, ainda que esta considere uma amostra relativamente pequena para um VAR. No entanto, para o IGP, o resultado é bastante distinto. Como ressaltamos na análise do IGP-DI, todavia, o *pass-through* para aquele índice neste trabalho é de 27% para o período entre 1994:III e 1998:IV. A queda observada após 1999:I deve-se à inclusão da *dummy* d2. Os testes sem a presença de tal *dummy* não identificam a quebra em 1999, mantendo-se o mesmo coeficiente (27%). No entanto, como apontamos anteriormente, este resultado é estatisticamente indiferente de zero, o que nos levou a optar pelo modelo com a presença da *dummy*. Uma razão para a disparidade dos resultados pode ser as diferenças metodológicas entre os dois trabalhos.

3.4 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Algumas conclusões podem ser traçadas, à luz do que foi discutido neste capítulo. A primeira delas é que o modelo desenvolvido sob um enfoque de *pricing-to-market* consegue apontar as mudanças que ocorreram no coeficiente cambial ao longo do período estudado. Além disto, dentre os testes simulados, modelos não-lineares e modelos com coeficientes variando no tempo são mais adequados que os modelos do tipo OLS com parâmetros fixos no tempo, mesmo quando a amostra é dividida. Os resultados obtidos em MUINHOS (2001), que observou uma queda no *pass-through* apenas quando utilizando uma amostra pequena, reforçam o argumento em favor do Filtro de Kalman em detrimento de modelos com parâmetros fixos no tempo, pelo menos quando um período tão extenso e complexo quanto o analisado está envolvido.

Em comparação com os resultados encontrados em GOLDFAJN e WERLANG (2000) e HAUSSMAN, PANIZZA e STEIN (1999), os resultados aqui apresentados mostram que o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços ao consumidor no Brasil não apenas se reduz após a adoção do regime de taxas de câmbio flutuantes em 1999, mas é também bastante similar àqueles observados para economias mais sólidas. O exercício neste capítulo mostra que o ambiente macroeconômico afeta o modo como os preços ao consumidor respondem a

movimentos nas taxas de câmbio, como supõe a literatura (ver GOLDFAJN e WERLANG,2000), sendo possível identificar três padrões diferentes no coeficiente de *pass-through* para o IPCA e para o IGP-DI: o primeiro caracterizado pelo período de inflação elevada, o segundo correspondente ao período de inflação baixa e taxas de câmbio controladas e o terceiro coincidente com o período de estabilidade de preços e câmbio flutuante. A presença da variável *dummy* d2 também sugere que o tipo de regime cambial observado pelos agentes, mais que o regime oficialmente anunciado, também afeta a resposta dos preços a movimentos na taxa de câmbio.

CAPÍTULO 4 – A RELAÇÃO ENTRE VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO E A VOLATILIDADE DA INFLAÇÃO

4.1 – O MODELO TEÓRICO

Prosseguindo o estudo, nossa análise se volta para a relação entre as volatilidades cambial e da inflação. O objetivo de estudar se a volatilidade cambial afeta a volatilidade da inflação é verificar se ela deve ser alvo de política monetária, uma vez que a maior volatilidade inflacionária equivale a um ambiente de maior incerteza, afetando as expectativas futuras. É importante destacar aqui que não estamos discutindo os efeitos da volatilidade cambial como um todo, o que inclui efeitos sobre decisões de investimento, comércio internacional, etc. O nosso interesse é verificar se esta é uma variável relevante o suficiente para que o Banco Central busque monitorá-la e incorporá-la em suas decisões visando ao comportamento dos preços no Brasil. Esta é a contribuição econômica a que este trabalho se propõe, uma vez que estudos a este respeito ainda são escassos, sobretudo para o Brasil.

A abordagem parte de BLEANEY e FIELDING (2002), com algumas modificações. O governo tem uma função objetivo Z , do tipo BARRO e GORDON(1983), a ser maximizada. Z é dada pela equação (4.1. 1), que mostra o caso em que o governo de um país em desenvolvimento depara-se com um *trade-off* entre estabilizar o nível de preços (baixa inflação) e estimular o produto para que este se aproxime de seu nível potencial.

$$Z = -0.5\pi^2 - 0.5b(y - y^* - k)^2 \quad (4.1. 1)$$

Onde π é a inflação, y o nível do produto e y^* o produto potencial. O termo $b > 0$ é o peso relativo que o governo atribui para a estabilidade do produto em relação à inflação e $k > 0$ o viés inflacionário do governo. A presença das constantes b e k partem da suposição que, em países em desenvolvimento, os governos tendem a atribuir maior peso para o crescimento do produto em detrimento dos objetivos relacionados à estabilidade de preços.

A restrição colocada pelos autores à função Z consiste em uma Curva de Phillips aumentada pelas expectativas acrescida do regime cambial. Aqui, a primeira diferença para o modelo de BLEANEY e FIELDING (2002) já que, ao contrário dos autores, não trabalharemos com a taxa de câmbio real mas, sim, com uma especificação para a taxa nominal. Nossa restrição será uma Curva de Phillips para a economia aberta que inclui tanto o termo *forward-looking* quanto o termo auto-regressivo, como descrito pela equação (4.1.2) abaixo:

$$\pi_t = a_0 \pi_t^e + a_1 \pi_{t-1} + a_2 (y - y^*) + a_3 \Delta(p_t^{ext} + s_t) + \varepsilon_t \quad (4.1. 2)$$

onde p_t^{ext} é o nível de preços no resto do mundo, s_t , a taxa de câmbio nominal e π_t^e a expectativa de inflação no período t para o período $t+1$.

Supomos ainda que a taxa de câmbio siga um passeio aleatório. Esta suposição é utilizada em quase todos os casos de equilíbrio parcial, pois previsões para a trajetória desta variável, por diferentes suposições, não costumam apresentar performance melhor que aquelas feitas a partir de um passeio aleatório. Assim, temos que

$$s_t = s_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2) \quad (4.1.3)$$

Usando (4.1. 2) e (4.1. 3) em (4.1. 1), e obtendo a condição de primeira ordem do problema de maximização de Z em relação a π , temos¹:

$$\pi = \beta a_o \pi_t^e + \beta a_1 \pi_{t-1} + \beta a_3 \Delta p_t^{ext} + \beta a_3 \eta_t + \beta \varepsilon_t + K' \quad (4.1.4)$$

onde $\beta = \frac{b}{a_2^2 + b}$ e $K' = \frac{Kb}{a_2^2}$

Devemos, agora, fazer alguma suposição sobre o comportamento de π_t^e . Consideramos, assim, que as expectativas inflacionárias sejam da forma:

$$\pi_t^e = \pi_{t-1} + \nu_t \quad (4.1.5)$$

Optamos pelo termo π_{t-1} ao invés de π_t na fórmula acima, pois a inflação de t não é conhecida no período e os agentes levam em conta a informação disponível em t — logo, π_{t-1} — ao formarem suas expectativas.

Substituindo (4.1. 5) em (4.1. 4) chegamos a

$$E[\pi] = (\beta a_o + \beta a_1) \pi_{t-1} + \beta a_3 \Delta p_t^{ext} + K' \quad (4.1.6)$$

Sendo a variância da inflação dada por:

$$\text{var}(\pi) = \beta^2 a_o^2 E(\nu_t)^2 + \beta^2 a_3^2 E(\eta_t)^2 + \beta^2 E(\varepsilon_t)^2 \quad (4.1.7)$$

Mas, de (4.1. 2), vemos que $E(\varepsilon_t)^2$ é a variância da inflação. Logo,

$$\text{var}(\pi) = \mu_0 E(\nu_t)^2 + \mu_1 E(\eta_t)^2 \quad (4.1.8)$$

Onde $\mu_0 = \frac{\beta^2 a_o^2}{(1-\beta^2)}$ e $\mu_1 = \mu_0 * \frac{a_3^2}{a_o^2}$

A variância da inflação é função, portanto, de ν_t , variância do choque esperado em t sobre a inflação de (t-1), e de η_t , variância do processo cambial.

A partir destes resultados, podemos testar a relação entre volatilidades, e nosso objetivo é fazê-lo com o emprego de um modelo do tipo GARCH multivariado. Todavia, devido à pequena amostra disponível — uma vez que a taxa de câmbio R\$/US\$ passou a flutuar livremente apenas após 1999 — não é possível a estimação de um GARCH multivariado de terceira ordem, devido ao grande número de variáveis envolvidas no processo. Além disto, a série de expectativas de inflação disponibilizada pelo Banco Central do Brasil tem início em abril de 2000, reduzindo ainda mais a amostra disponível. Assim, vamos supor que ν_t seja constante e, portanto, a equação (4.1. 8) assume a forma:

¹ As derivações matemáticas completas encontram-se no Apêndice A

$$\text{Var}(\pi) = \mu'_0 + \text{var}(\eta_t) \quad (4.1.9)$$

onde $\mu'_0 = \mu_0 + \text{var}(v_t)$ é a nova constante.

Embora considerar que v_t constante seja uma hipótese forte, ela não é improvável. A tabela 4.1 abaixo mostra o resultado da regressão de π_t^e contra π_{t-1} e uma constante. Se estiver correta nossa hipótese de que a variação prevista para a inflação em (t+1) em comparação com o observado em (t-1) é, em média, constante, esta equação deve ser homocedástica. Os dados para π_t^e utilizados equivalem à media da expectativa de mercado no último dia útil do mês (t-1) para o mês (t+1), obtidos a partir das séries de expectativas de inflação coletadas pela Gerência Executiva de Relacionamento com Investidores (GERIN) do Banco Central do Brasil². Como podemos observar, aceitamos a hipótese nula de homocedasticidade da série, o que nos permite adotar a suposição de que v_t é constante³.

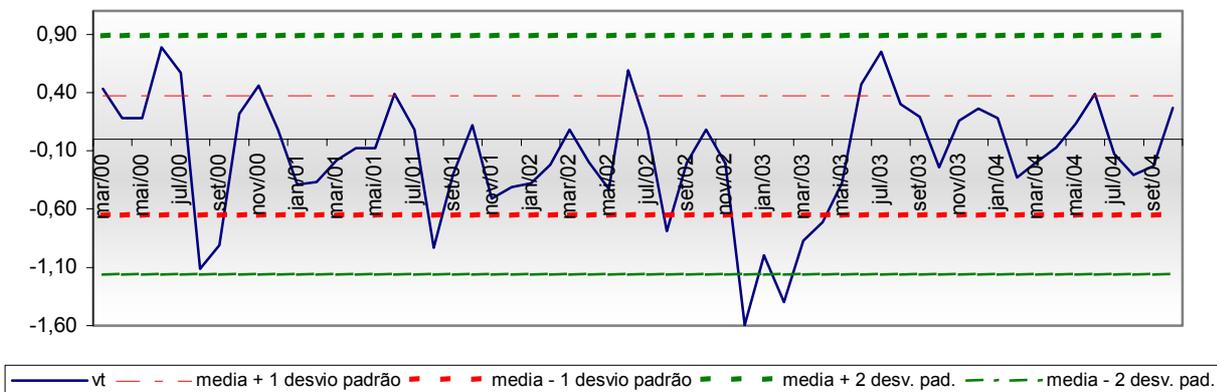
Tabela 4.1: Estimação da Equação $\pi_t^e = c + \pi_{t-1}$

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t	p-value
π_{t-1}	0.1593	0.0542	2.9385	0.0049
C	0.4463	0.0555	8.0351	0.0000
MA(1)	0.6576	0.1145	5.7452	0.0000
R^2	0.4584	Durbin-Watson		1.8755
R^2 ajustado	0.4376	Teste de White para homocedasticidade: (p-value)		0.4354

Fonte: Cálculos próprios

Além disto, calculando $v_t = \pi_t^e - \pi_{t-1}$, uma vez que dispomos destes dados, observamos que quase toda a série recai dentro do intervalo de um desvio-padrão da média, como mostra o gráfico 4.1. O período mais prolongado em que se manteve fora deste intervalo equivale ao período de incerteza política derivado do resultado das eleições presidenciais de outubro de 2002 (dezembro de 2002 a abril de 2003).

Gráfico 4.1 – Evolução de $v_t = \pi_t^e - \pi_{t-1}$



Fonte: Cálculos próprios

² <http://www4.bcb.gov.br/?FOCUSERIES>

³ Testes equivalentes para π_t e s_t a partir das equações (4.1. 2), (4.1. 3) e (4.1. 4) aceitaram a hipótese alternativa de presença de heterocedasticidade.

IV.2 – DADOS

As séries utilizadas neste capítulo foram:

- Índice de preços: Índice de Preços ao Consumidor – Amplo (IPCA), divulgado pelo IBGE, dezembro/1993=100;
- Taxa de câmbio: Taxa de câmbio R\$/US\$, venda, média de período;
- Preços externos: *Producer price index* (PPI), divulgado pelo *Bureau of Labour Statistics*⁴ (*commodities*, bens finais).
- GAP: hiato do produto. Calculado como a diferença entre a tendência obtida a partir da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott sobre a série de produção industrial divulgada pelo IBGE (utilizada como *proxy* do PIB mensal) e a série de produção industrial.

Todas as séries foram dessazonalizadas pelo método X-12 e, em seguida, calculados seus logaritmos naturais. Posteriormente, foram realizados os testes de raízes unitárias. Todas as séries, à exceção da série *gap*, apresentam raízes unitárias, como mostra a tabela 4.2, e, por isto, foram utilizadas em primeira diferença.

Tabela 4.2 – Testes de Raízes Unitárias

Variável	Estatística do teste ADF	Valor crítico a 5%	Estatística do teste ADF - variável em primeira diferença	Valor crítico a 5%
Índice de preços	-2.170379	-3.478305	-3.904127	-3.478305
Taxa de câmbio	0.383569 ^(a)	-1.945745	-7.427513	-3.478305
Preços externos	2.767025 ^(a)	-1.945745	-8.014687	-3.479367
GAP	-2.765390 ^(b)	-1.946072	-	-

Nota: (a): teste realizado sem presença de tendência e de intercepto; (b): teste realizado sem presença de tendência.

Fonte: Cálculos próprios

Ao longo deste capítulo, denominaremos IPCA, CAMBIO e PPI às séries de *Índice de Preços*, *Taxa de Câmbio* e *Preços Externos* em primeira diferença.

4.3 – TESTES COM VOLATILIDADE NÃO-CONDICIONAL

O primeiro passo para testar a relação entre as variáveis foi aplicar os métodos encontrados na literatura para analisar a relação entre a volatilidade cambial e as variáveis macroeconômicas com séries temporais. Nestes casos, a medida mais usual de volatilidade é calculada a partir do desvio-padrão da média, quer dividindo-se a série em pequenas subamostras e calculando-se o desvio-padrão de cada amostra separadamente – o que implica uma série final menor – quer adotando o procedimento de *rolling windows*, que mantém o tamanho da série original. Outra medida comum é a variância destas subamostras ou janelas como medida de volatilidade da série.

ENGEL e ROGERS (2001) e BOWE e SALTVEDT (2004) medem a volatilidade como a variância das séries de primeira diferença das variáveis. LEVY-YEYATI e

⁴<http://www.bls.gov/data/>

STURZENEGGER (2002), WEI e PARSLEY(1995), PARSLEY e WEI (2000), CHEN (2004), HAUSMANN, PANIZZA e STEIN(2001), BLEANEY & FIELDING (2002), BLEANEY(1996), BAXTER e STOCKMAN (1988) consideram a volatilidade de uma determinada série como o desvio-padrão de variações da série, no período analisado. Todos estes autores, no entanto, trabalham com dados de painel e, assim, obtêm uma observação por país ou, então, uma observação por ano por país, implicando uma amostra muito pequena para trabalhos de séries temporais. Além disto, a frequência baixa das séries, com observações anuais podem, em alguns casos, levar à perda de informações importantes, uma vez que muito do ajuste às flutuações já teria ocorrido ao longo de um ano.

FLOOD e ROSE (1995) e BARONE-ADESI e YEUNG (1990) calculam a volatilidade como o desvio-padrão da variação cambial em sub-amostras. CALVO e REINHART (2000) medem a volatilidade cambial por uma distribuição de frequência das variações mensais percentuais da taxa de câmbio, escolhendo como *threshold* os valores de 1% e 5%: quanto maior a probabilidade de ficar dentro deste intervalo, menor a volatilidade da série. CASTELLANOS (2004) utiliza a decomposição da variância de um VAR para analisar efeitos de choques em uma variável sobre a volatilidade de outra. Já CAPORALE e PITTIS (1995) buscam analisar se as propriedades estatísticas de algumas variáveis econômicas se alteram sob diferentes regimes cambiais, adotando, para tal, modelos ARCH para obter as variâncias condicionais.

GHOSH et alli (1997) calculam a variância a partir do desvio-padrão centrado móvel (*centered moving standard error*) de 3 anos do resíduo da inflação em uma equação do tipo AR(1) (de acordo com os autores, os resultados são semelhantes ao teste feito com desvio-padrão da inflação).

BASTOURRE e CARRERA (2004) colocam que a existência de poucos estudos macroeconômicos voltados para a análise da volatilidade pode ser devida à ausência de uma única maneira de se definir e medir volatilidade. Segundo os autores, o emprego de *rolling windows*, ao invés de sub-amostras, tem como vantagem a redução da perda de informação (decorrente da redução do número de observações). No entanto, este procedimento também é limitado, uma vez que não é simples determinar qual o número adequado de observações na janela. Além disto, o método de construção das séries de volatilidade faz com estas apresentem uma correlação bastante elevada, podendo afetar a qualidade dos estimadores. Mais ainda, é possível que se altere a relação verdadeira existente entre as volatilidades de duas séries, dado que o regime cambial se altera no tempo (uma janela pode ser composta por regimes diferentes).

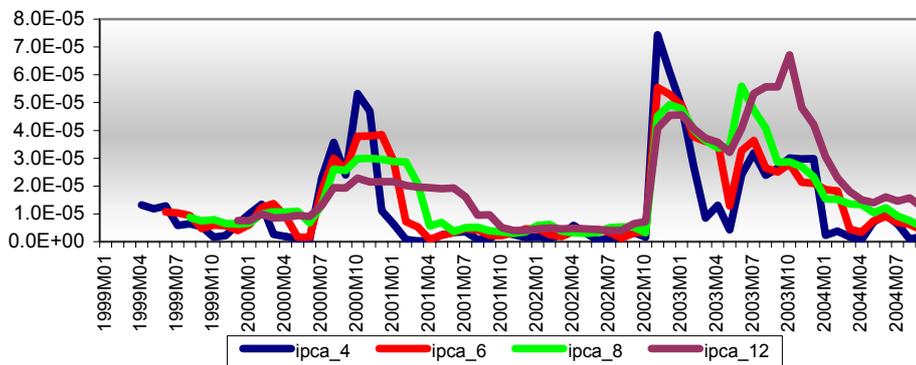
Neste trabalho, optamos por três diferentes procedimentos para o cálculo das séries de volatilidade não-condicional. A primeira delas utiliza um desvio-padrão da média como cálculo da variância. Para preservar o tamanho da amostra, optamos pelo método

de *rolling windows*, estimando resultados para janelas de 4, 6, 8 e 12 observações. A segunda é semelhante à primeira, à exceção de trabalharmos com a variância da janela, ao invés do desvio-padrão da mesma. Em ambos os casos, a análise da relação entre as duas variáveis foi estimada através de um modelo VAR. Finalmente, rodamos um VAR entre IPCA e CÂMBIO e analisamos a decomposição da variância.

4.3.1 – ROLLING WINDOWS COM O DESVIO-PADRÃO

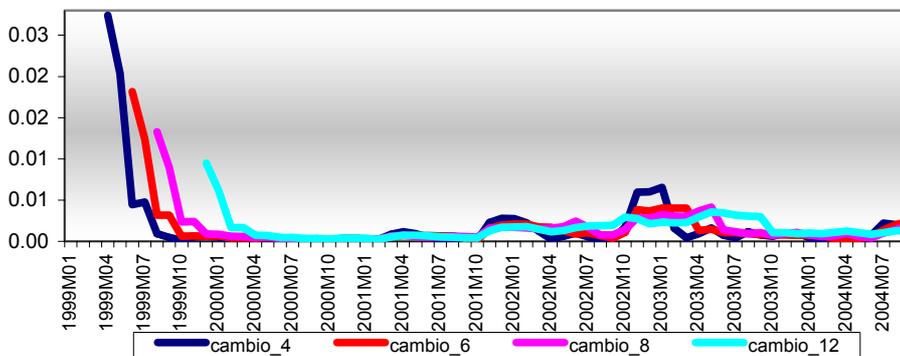
As séries de volatilidade calculadas são mostradas nos gráficos 4.2 e IV.3. Com relação à análise, o primeiro ponto que se destaca é a sensibilidade das séries ao tamanho de janela escolhido. Denominamos *dpi* à série de variância de IPCA, calculada como o desvio-padrão da série em uma janela de tamanho *i* e *dei* à série de variância de CÂMBIO, calculada como o desvio-padrão da série em uma janela de tamanho *i*; Como podemos observar na tabela 4.3, a rejeição da hipótese de estacionariedade da variância do IPCA se altera conforme o tamanho de janela. Para a janela de 4 meses, a série é estacionária. Para a janela de 6 meses, aceitamos a estacionariedade, porém, a 10%. Já as janelas de 8 e 12 meses resultam em séries de variância não-estacionárias. Como a variância da taxa de câmbio é estacionária em todos os casos, diferenciamos as séries obtidas a partir dos dois maiores tamanhos de janelas, denominando-as *d_dp8* e *d_dp12*.

Gráfico 4.2 – Variâncias do IPCA - *Rolling Windows* com Desvio-Padrão da Média



Fonte: Cálculos próprios

Gráfico 4.3 – Variâncias da Taxa de Câmbio - *Rolling Windows* com Desvio-Padrão da Média



Fonte: Cálculos próprios

Tabela 4.3 – Testes de Raízes Unitárias – *rolling windows* por desvio-padrão

Variável	Estatística do teste ADF	Valor crítico a 5%	Estatística do teste ADF - variável em primeira diferença	Valor crítico a 5%
dp4	-3.469652	-3.480463	-	-
dp6	-1.853977 ^(a)	-1.946072	-	-
dp8	-1.304640 ^(a)	-1.946253	-7.001495	-3.486509
dp12	-0.882262 ^(a)	-1.94654	-5.987452	-3.49215
de4	-11.95967	-3.481595	-	-
de6	-10.85743 ^(b)	-2.908420	-	-
de8	-9.505375 ^(b)	-2.910019	-	-
de12	-7.552068 ^(b)	-2.913549	-	-

Notas: (a): teste realizado sem presença de tendência e de intercepto; (b): teste realizado sem presença de tendência.

Fonte: Cálculos próprios

Com relação aos resultados das estimações, estes também são bastante sensíveis ao tamanho de janela escolhido. O número de defasagens de cada VAR foi escolhido considerando não apenas os critérios de informação, mas também a ausência de autocorrelação dos resíduos pelo teste LM e parcimônia. Foi também incluída, em todos os modelos, a *dummy* *d2002_M11*, que assume valor igual à unidade para o mês de novembro de 2002. Em todas as séries computadas de variância para o IPCA há um pico neste período, provavelmente associado à crise política decorrente do resultado das eleições presidenciais de 2002. Sua inclusão permitiu corrigir problemas de autocorrelação residual, diagnosticados nos modelos. Por motivos semelhantes, foram também incluídas as *dummies* *d1999* na janela de quatro meses e *d2003_M10* na janela de 12 meses. A primeira assume valor igual à unidade para os meses de abril e maio de 1999 (períodos de pico na série *de4*), enquanto a segunda assume o valor unitário para o mês de outubro de 2003, (pico em *d_dp12*).

As tabelas 4.4 a IV.7 a seguir apresentam as estimativas dos 4 modelos VAR estimados para os diferentes tamanhos de janelas. Para a janela de tamanho 4, são significativos os termos defasados de cada uma das variáveis e o efeito da variância da inflação sobre a variância cambial. Com relação à janela de tamanho 6, existem termos defasados cruzados significativos, porém, aplicando um teste de Wald vemos que a soma dos termos defasados de *de6* na equação de *dp6* é estatisticamente igual a zero, o mesmo ocorrendo para a soma dos termos defasados de *dp6* na equação de *de6*. Neste caso, os termos defasados em um período são significativos na equação de cada variável. Na janela de 8 meses, apenas o termos *de8(-1)* na equação de *de8* é significativo, enquanto nenhum dos termos na equação de *d_dp8*, à exceção da *dummy*, são significativos. Finalmente, o VAR entre *d_dp12* e *de12* aponta *de12(-1)* como única variável significativa na equação de *de12*, enquanto *de12(-1)*, *de12(-6)* e *de12(-7)* são significativas na equação de *d_dp12*, e, de acordo com o teste de Wald, sua soma é estatisticamente diferente de zero, ainda que a 10%.

Resumindo, o diagnóstico acerca da relação entre as variáveis é sensível ao tamanho escolhido da janela. Conforme o tamanho de janela escolhido, podemos aceitar ou rejeitar que a variância do câmbio afeta a variância da inflação, e vice-versa, assim como aceitar ou rejeitar que valores defasados da variância da inflação afetem a mesma. Especificamente com relação aos termos cruzados, aceitamos que a variância de IPCA afeta a variância de CAMBIO apenas para o VAR com janela de quatro observações, enquanto o inverso ocorre apenas para a janela de 12 observações.

Tabela 4.4 – VAR para a janela de 4 meses

Variáveis	de4	dp4	Variáveis	De4	dp4
de4(-1)	0.279034 (0.04494) [6.20854]	-5.65E-05 (0.00040) [-0.14234]	D2002_M11	0.005080 (0.00099) [5.13185]	7.11E-05 (8.7E-06) [8.12319]
dp4(-1)	21.86008 (7.73206) [2.82720]	0.720580 (0.06834) [10.5446]	D1999	0.012058 (0.00153) [7.88981]	1.59E-06 (1.4E-05) [0.11770]
C	0.000369 (0.00016) [2.29918]	2.27E-06 (1.4E-06) [1.59645]	R-squared	0.885547	0.738392
			Adj. R-squared	0.877917	0.720952
			F-statistic	116.0581	42.33774

Nota: Desvios-padrões entre parênteses (); estatísticas t entre colchetes [].

Fonte: Cálculos próprios

Tabela 4.5 – VAR para a janela de 6 meses

Variáveis	de6	DP6	Variáveis	de6	dp6
de6(-1)	0.902627 (0.11178) [8.07474]	0.003413 (0.00178) [1.91570]	dp6(-1)	0.488179 (7.08504) [0.06890]	0.824558 (0.11290) [7.30320]
de6(-2)	0.039786 (0.14826) [0.26835]	-0.006402 (0.00236) [-2.70965]	dp6(-2)	1.836084 (9.09015) [0.20199]	0.145744 (0.14486) [1.00613]
de6(-3)	0.023939 (0.15482) [0.15463]	-0.000179 (0.00247) [-0.07236]	dp6(-3)	-4.371941 (8.76520) [-0.49878]	-0.072066 (0.13968) [-0.51594]
de6(-4)	-0.134537 (0.11393) [-1.18086]	0.004324 (0.00182) [2.38140]	dp6(-4)	7.948727 (8.64624) [0.91933]	-0.095348 (0.13778) [-0.69202]
de6(-5)	-0.101762 (0.08741) [-1.16425]	0.000542 (0.00139) [0.38908]	dp6(-5)	-26.50704 (7.82891) [-3.38579]	-0.005847 (0.12476) [-0.04687]
de6(-6)	0.070599 (0.04817) [1.46568]	-0.001031 (0.00077) [-1.34296]	dp6(-6)	19.65405 (6.15600) [3.19266]	-0.014069 (0.09810) [-0.14341]
C	0.000203 (0.00011) [1.82062]	1.86E-06 (1.8E-06) [1.04619]	D2002_M11	0.002768 (0.00043) [6.50619]	4.59E-05 (6.8E-06) [6.76973]
R-squared	0.881021	0.858823	Adj. R-squared	0.845868	0.817112
F-statistic	25.06256	20.58970			

Fonte: Cálculos próprios

Tabela 4.6 – VAR para a janela de 8 meses

Variáveis	de8	d_dp8	Variáveis	de8	d_dp8
de8(-1)	0.793006 (0.09864) [8.03975]	0.001550 (0.00097) [1.60262]	d_dp8(-2)	5.380433 (9.18843) [0.58557]	-0.043150 (0.09008) [-0.47903]
de8(-2)	0.009701 (0.06740) [0.14393]	-0.000623 (0.00066) [-0.94255]	C	0.000203 (0.00011) [1.82026]	-1.79E-06 (1.1E-06) [-1.63756]
d_dp8(-1)	1.875515 (9.21495) [0.20353]	0.098667 (0.09034) [1.09218]	D2002_M11	0.001494 (0.00053) [2.82229]	4.21E-05 (5.2E-06) [8.11445]
R-squared	0.720969	0.578104	Adj. R-squared	0.694645	0.538302
F-statistic	27.38862	14.52466			

Fonte: Cálculos próprios

Tabela 4.7 – VAR para a janela de 12 meses

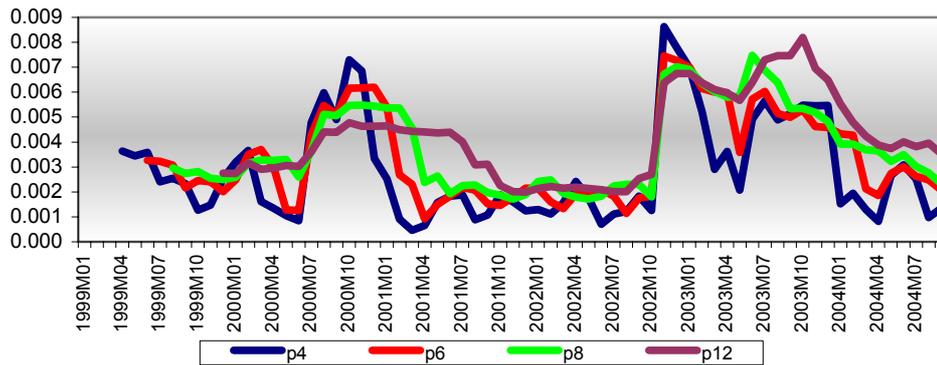
Variáveis	de12	d_dp12	Variáveis	de12	d_dp12	Variáveis	de12	d_dp12
de12(-1)	1.126580 (0.15476) [7.27949]	0.006572 (0.00167) [3.94088]	de12(-7)	-0.013448 (0.07273) [-0.18491]	0.001657 (0.00078) [2.11490]	d_dp(-6)	6.952438 (8.11413) [0.85683]	-0.085580 (0.08743) [-0.97882]
de12(-2)	-0.086404 (0.27024) [-0.31973]	-0.004059 (0.00291) [-1.39396]	D_dp(-1)	-7.315069 (9.98464) [-0.73263]	0.154255 (0.10759) [1.43376]	d_dp(-7)	-8.153833 (7.60833) [-1.07170]	0.016438 (0.08198) [0.20050]
de12(-3)	-0.151181 (0.27491) [-0.54993]	0.000891 (0.00296) [0.30091]	D_dp(-2)	5.382736 (9.84580) [0.54670]	0.106947 (0.10609) [1.00807]	C	8.75E-05 (9.6E-05) [0.90991]	-1.55E-06 (1.0E-06) [-1.49882]
de12(-4)	0.197026 (0.26046) [0.75645]	-0.002785 (0.00281) [-0.99235]	d_dp(-3)	-11.84970 (10.5016) [-1.12837]	-0.034154 (0.11316) [-0.30182]	D2002_M11	-0.000391 (0.00034) [-1.13746]	2.64E-05 (3.7E-06) [7.12747]
de12(-5)	-0.111431 (0.23913) [-0.46598]	0.002046 (0.00258) [0.79386]	d_dp(-4)	-0.519314 (10.1884) [-0.05097]	-0.114882 (0.10978) [-1.04645]	D2003_M10	-0.001797 (0.00035) [-5.07601]	1.46E-05 (3.8E-06) [3.82675]
de12(-6)	0.021749 (0.16543) [0.13147]	-0.004004 (0.00178) [-2.24615]	d_dp(-5)	14.21636 (9.21351) [1.54299]	0.084784 (0.09928) [0.85401]	R-squared	0.931680	0.854298
						Adj. R-squared	0.898556	0.783654
						F-statistic	28.12652	12.09307

Fonte: Cálculos próprios

4.3.2 - ROLLING WINDOWS COM A VARIÂNCIA

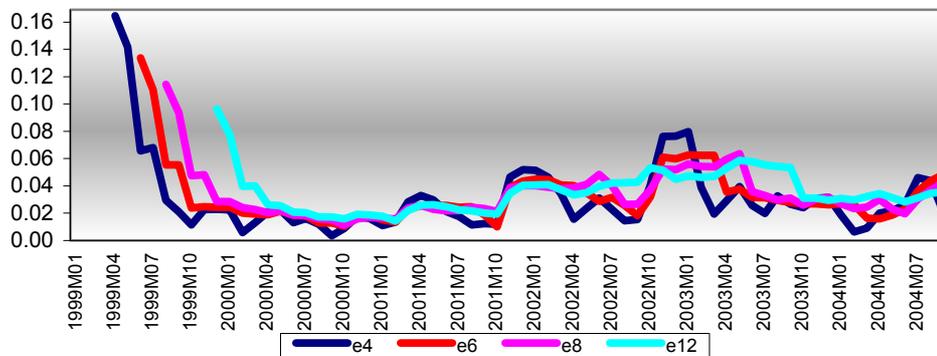
Novamente, temos séries – apresentadas nos gráficos 4.5 e IV.6 - sensíveis ao tamanho de janela escolhido. Com relação à estacionariedade das séries, a única diferença para o caso anterior é que a variância da inflação para a janela de 6 meses é, neste caso, não estacionária. Assim, nosso VAR terá as variáveis relativas ao câmbio e à inflação com janela de 4 meses em nível, enquanto as variáveis relativas à inflação para 6, 8 e 12 meses serão tomadas em primeira diferença (nomeadas como *dp6*, *dp8* e *dp12*, respectivamente).

Gráfico 4.4 – Variâncias do IPCA - Rolling Windows com Desvio-Padrão da Média



Fonte: Cálculos próprios

Gráfico 4.5 – Variâncias da Taxa de Câmbio - Rolling Windows com Desvio-Padrão da Média



Fonte: Cálculos próprios

Tabela 4.8 - Testes de Raízes Unitárias – rolling windows por variância

Variável	Estatística do teste ADF	Valor crítico a 5%	Estatística do teste ADF - variável em primeira diferença	Valor crítico a 5%
p4	-3.256578 ^(b)	-2.906923	-	-
p6	-2.515552 ^(b)	-2.908420	-7.359868	-3.483970
p8	-0.845988 ^(a)	-1.946253	-7.339836	-3.486509
p12	-0.416680 ^(a)	-1.946654	-5.919263	-3.492149
e4	-6.571509	-3.481595	-	-
e6	-5.864106 ^(b)	-2.908420	-	-
e8	-5.436113 ^(b)	-2.910019	-	-
e12	-4.535080 ^(b)	-2.913549	-	-

Notas: p_i equivale à série de variância do IPCA, calculada como a variância da série em uma janela de tamanho i ; e_i equivale à série de variância do CÂMBIO, calculada como a variância da série em uma janela de tamanho i ; (a): teste realizado sem presença de tendência e de intercepto; (b): teste realizado sem presença de tendência.

Fonte: Cálculos próprios

As tabelas 4.9 a IV.12 apresentam as estimativas dos 4 modelos VAR estimados para os diferentes tamanhos de janelas. A *dummy D2002_M11* foi incluída no teste para a janela de 6 observações. Para a janela de tamanho 4, apenas os termos defasados de cada uma das variáveis são significativos e, ao contrário do caso anterior, a volatilidade do IPCA não afeta a volatilidade da taxa de câmbio. Com relação à janela de tamanho 6,

diferente do observado no cálculo a partir dos desvios-padrões, o único termo significativo, além da *dummy* é a variância do câmbio, defasada em um período, na própria equação de câmbio. Na janela de 8 meses, novamente, o único termo significativo é $e8(-1)$ na equação do câmbio. Finalmente, o VAR entre $dp12$ e $e12$ aponta $e12(-1)$ como única variável significativa na equação de $e12$, enquanto $e12(-1)$ e $e12(-2)$ são significativas na equação de $dp12$, e, de acordo com o teste de Wald, sua soma é estatisticamente diferente de zero, ainda que a 10%.

Resumindo, observamos que os resultados se diferem daqueles obtidos a partir do cálculo da volatilidade pelo desvio-padrão no que se refere à estacionariedade das séries, ao número de defasagem nos VAR e às significâncias de algumas variáveis. Com relação aos termos cruzados, encontramos significância da variância do câmbio sobre a variância da inflação se adotamos a janela de 12 meses. Observamos, novamente, que os resultados são sensíveis ao tamanho de amostra escolhido e, uma vez que há significância de termos defasados da volatilidade para ambas as variáveis, devemos considerar a hipótese de testar um modelo do tipo GARCH para a equação da variância cambial.

Tabela 4.9 – VAR para a janela de 4 meses

Variáveis	E4	p4	Variáveis	e4	p4
e4(-1)	0.652446 (0.06047) [10.7898]	0.002503 (0.00665) [0.37628]	C	0.008844 (0.00322) [2.74707]	0.000748 (0.00035) [2.11127]
p4(-1)	0.079097 (0.83935) [0.09424]	0.700972 (0.09233) [7.59224]	R-squared	0.664259	0.499806
			Adj. R-squared	0.653428	0.483671
			F-statistic	61.33301	30.97599

Nota: Desvios-padrões entre parênteses (); estatísticas t entre colchetes [].

Fonte: Cálculos próprios

Tabela 4.10 – VAR para a janela de 6 meses

Variáveis	e6	dp6	Variáveis	e6	Dp6
e6(-1)	0.763029 (0.11265) [6.77362]	0.008275 (0.01364) [0.60681]	dp6(-1)	0.712408 (0.86253) [0.82595]	0.022092 (0.10442) [0.21157]
e6(-2)	0.010049 (0.09029) [0.11130]	-0.012623 (0.01093) [-1.15486]	dp6(-2)	0.433394 (0.85151) [0.50897]	-0.120232 (0.10308) [-1.16635]
C	0.006372 (0.00240) [2.66047]	3.82E-05 (0.00029) [0.13188]	D2002_M11	0.029878 (0.00771) [3.87664]	0.005608 (0.00093) [6.01086]
R-squared	0.725513	0.433191	Adj. R-squared	0.700559	0.381663
F-statistic	29.07471	8.406887			

Fonte: Cálculos próprios

Tabela 4.11 – VAR para a janela de 8 meses

Variáveis	e8	dp8	Variáveis	e8	dp8
e8(-1)	0.899426 (0.11770) [7.64180]	0.020323 (0.01505) [1.35014]	dp8(-1)	0.066888 (1.05644) [0.06331]	0.022146 (0.13511) [0.16392]
e8(-2)	-0.059502 (0.09883) [-0.60208]	-0.013575 (0.01264) [-1.07402]	dp8(-2)	0.190518 (1.05476) [0.18063]	-0.006954 (0.13489) [-0.05155]
C	0.005153 (0.00249) [2.06625]	-0.000214 (0.00032) [-0.66959]	R-squared	0.726663	0.033797
			Adj. R-squared	0.706416	-0.037773
			F-statistic	35.88956	0.472226

Fonte: Cálculos próprios

Tabela 4.12 – VAR para a janela de 12 meses

Variáveis	e12	dp12	Variáveis	e12	dp12
e12(-1)	0.975153 (0.10864) [8.97595]	0.041250 (0.01242) [3.32254]	dp12(-1)	-0.904573 (1.15946) [-0.78017]	0.177430 (0.13250) [1.33909]
e12(-2)	-0.054296 (0.10135) [-0.53574]	-0.029020 (0.01158) [-2.50567]	dp12(-2)	-0.194250 (1.11872) [-0.17364]	0.177073 (0.12784) [1.38506]
C	0.002762 (0.00225) [1.22679]	-0.000406 (0.00026) [-1.57822]	R-squared	0.834838	0.244949
			Adj. R-squared	0.821625	0.184545
			F-statistic	63.18329	4.055166

Fonte: Cálculos próprios

4.3.3 – DECOMPOSIÇÃO DAS VARIÂNCIAS NO MODELO VAR

O último exercício desta seção foi empregar um VAR entre *índice de preços* e *taxa de câmbio*, e analisar a decomposição de variância. Como as duas séries são não-estacionárias, o primeiro passo deve ser testar a existência de cointegração entre as mesmas. Os testes ADF para raízes unitárias indicam que a série de *índice de preços*, em nível, apresenta tendência significativa, mas nenhuma das séries é estacionária em torno de uma tendência (*trend stationary*). Além disto, a análise do gráfico da evolução da taxa de câmbio sugere que a série tenha tendência estocástica. Assim, devemos testar se há cointegração sob a suposição de tendência linear nos dados, mas apenas o intercepto (sem tendência) no vetor de cointegração. Como o número de defasagens no teste de cointegração deve equivaler ao número de defasagens no VAR, rodamos um VAR entre as duas variáveis para escolher este número e os critérios de informação apontaram para uma defasagem no VAR. No entanto, com uma defasagem, o teste LM acusa autocorrelação dos resíduos e, para eliminá-la, são necessárias quatro defasagens. Portanto, o teste de cointegração foi realizado assumindo quatro defasagens no VAR. Como mostra a tabela 4.13 a seguir, os testes Traço e *Eigenvalue* não aceitam a hipótese

nula de presença de cointegração entre as variáveis⁵. Deste modo, vamos trabalhar com um VAR entre as variáveis em diferença.

O próximo passo é decidir o ordenamento das séries, já que, na decomposição de variâncias, a fatorização é feita pela decomposição de Cholesky, onde a ordem das variáveis pode afetar os resultados. O correto ordenamento é feito a partir da variável mais exógena e, para auxiliar na identificação, aplicamos o teste de Causalidade de Granger, reportado na tabela 4.14. Novamente, o teste foi feito com quatro defasagens (número de defasagens do VAR)⁶. Como mostra a tabela, a variável *CAMBIO* é exógena ao IPCA, devendo, portanto, vir primeiro no ordenamento da decomposição de Cholesky. No entanto, a correlação entre as duas variáveis é baixa ($-0,17 < |0,20|$), logo, podemos considerar que o ordenamento das variáveis não afeta significativamente os resultados.

A tabela 4.15 mostra os resultados do VAR testado, enquanto a tabela 4.16 mostra os resultados da decomposição de variância (novamente, a *dummy D2002_M11* foi incluída no VAR).

Tabela 4.13 – Teste de Cointegração entre taxa de câmbio e IPCA (em ln)

Pressuposto sobre a tendência: Tendência Linear Determinística				
Séries: ln (taxa de câmbio) e ln (IPCA)				
Intervalo de defasagens (em primeira diferença): 1 a 4				
Teste Traço				
Número de vetores de cointegração em H_0	Autovalor	Estatística Traço	Valor crítico (a 5%)	p-value **
Nenhum	0.104774	8.310901	15.49471	0.4328
No máximo 1	0.018996	1.227468	3.841466	0.2679
Teste Traço rejeita a hipótese de presença de algum vetor de cointegração a 5%				
**p-values de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)				
Teste Eigenvalue				
Número de vetores de cointegração em H_0	Autovalor	Estatística Traço	Valor crítico (a 5%)	p-value **
Nenhum	0.104774	7.083432	14.26460	0.4793
No máximo 1	0.018996	1.227468	3.841466	0.2679
Teste Eigenvalue rejeita a hipótese de presença de algum vetor de cointegração a 5%				
**p-values de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)				

Fonte: Cálculos próprios

Tabela 4.14 – Teste de Causalidade de Granger (variáveis em primeira diferença)

Hipótese Nula	No. de observações	Estatística F	p-value
CAMBIO não <i>Granger-Causa</i> IPCA	65	6.98261	0.00012
IPCA não <i>Granger-Causa</i> CAMBIO		2.45184	0.05640

Fonte: Cálculos próprios

⁵ A conclusão não se altera caso seja considerado apenas uma defasagem no teste.

⁶ É importante incluir o máximo de defasagens na variável x que possam ser significativas sobre a variável y . Testamos uma equação com 13 defasagens em ambas as variáveis, e a defasagem significativa mais alta de x em y foi a terceira ordem do câmbio sobre o IPCA. No teste de causalidade de Granger com 3 ou com 13 defasagens, a hipótese nula de que IPCA *Granger-Causa* Câmbio é rejeitada a mais de 10%.

Como a tabela 4.16 mostra, pela decomposição das variâncias obtida através do VAR, encontramos que cerca de 3% da variância da variável IPCA no período t+1 pode ser explicada por choques na variável CAMBIO. Ao longo do tempo, os efeitos acumulados do choque são crescentes, explicando cerca de 42% daquela variância após 12 meses. Um choque em IPCA, por sua vez, não tem efeito imediato sobre a variância de CAMBIO, mas apresenta efeitos defasados, ainda que em menor proporção.

Tabela 4.15 – VAR entre CÂMBIO e IPCA

Variáveis	CAMBIO	IPCA	Variáveis	CAMBIO	IPCA
CAMBIO(-1)	0.603612 (0.12170) [4.95968]	0.035565 (0.01111) [3.20095]	IPCA(-1)	0.918499 (1.27348) [0.72125]	0.655619 (0.11626) [5.63920]
CAMBIO(-2)	-0.116778 (0.15010) [-0.77801]	-0.003658 (0.01370) [-0.26692]	IPCA(-2)	-2.703953 (1.54984) [-1.74467]	-0.205941 (0.14149) [-1.45551]
CAMBIO(-3)	0.118308 (0.12392) [0.95469]	0.022020 (0.01131) [1.94634]	IPCA(-3)	2.459311 (1.54983) [1.58683]	0.145171 (0.14149) [1.02602]
CAMBIO(-4)	0.082738 (0.10334) [0.80066]	-0.005089 (0.00943) [-0.53944]	IPCA(-4)	-2.539942 (1.15037) [-2.20794]	0.062882 (0.10502) [0.59875]
C	0.016518 (0.00836) [1.97558]	0.001811 (0.00076) [2.37300]	D2002_M11	-0.134947 (0.03438) [-3.92558]	0.014337 (0.00314) [4.56817]
R-squared	0.458232	0.716785	Adj. R-squared	0.369580	0.670441
F-statistic	5.168839	15.46653			

Fonte: Cálculos próprios

Notas: desvios-padrões entre parênteses (); estatísticas t entre colchetes [].

Tabela 4.16 – Decomposição de Variâncias (ordenamento de Cholesky: Cambio IPCA)

Decomposição da Variância do Câmbio:				Decomposição da Variância do IPCA			
Período	Desv. Padrão	CAMBIO	IPCA	Período	Desv. Padrão	CAMBIO	IPCA
1	0.030575	100.0000	0.000000	1	0.002791	3.038439	96.96156
2	0.035574	99.49638	0.503623	2	0.003410	7.113075	92.88693
3	0.037020	98.21512	1.784882	3	0.003662	15.73568	84.26432
4	0.037345	98.23839	1.761613	4	0.003953	27.00305	72.99695
5	0.038343	97.46899	2.531007	5	0.004164	32.38073	67.61927
6	0.039049	95.48982	4.510177	6	0.004308	36.37634	63.62366
7	0.039491	93.57150	6.428498	7	0.004410	39.26637	60.73363
8	0.039649	92.88324	7.116760	8	0.004497	41.37337	58.62663
9	0.039819	92.27025	7.729753	9	0.004548	42.32425	57.67575
10	0.040014	91.74086	8.259143	10	0.004576	42.55194	57.44806
11	0.040189	91.44510	8.554900	11	0.004592	42.44773	57.55227
12	0.040340	91.39917	8.600828	12	0.004605	42.23988	57.76012

Fonte: Cálculos próprios

Os gráficos 4.2 a IV.5, a seguir, mostram estas decomposições ao longo do tempo e os respectivos desvios-padrões. Vemos que os efeitos de choques nas variáveis sobre as variâncias são positivos e, à exceção dos impactos de IPCA sobre a variância de

CAMBIO, estatisticamente significativos. Assim, não podemos descartar a possibilidade de que choques na taxa de câmbio, representados por η_t na equação (4.1. 9), afetem a variância do IPCA.

Gráfico 2 -- Percentual da variância do CAMBIO devido a CAMBIO

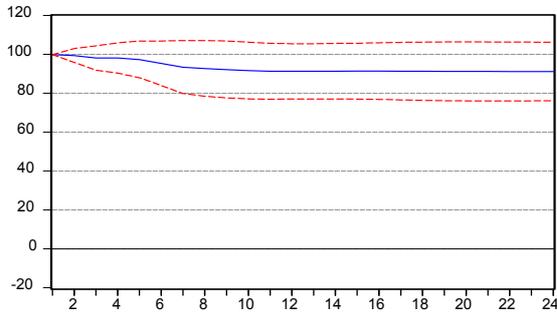


Gráfico 3 -- Percentual da variância do CAMBIO devido a IPCA

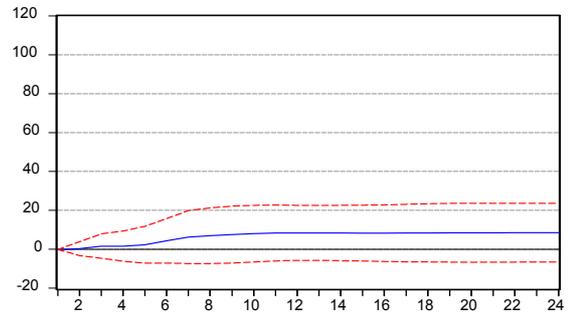


Gráfico 4 -- Percentual da variância do IPCA devido a CAMBIO

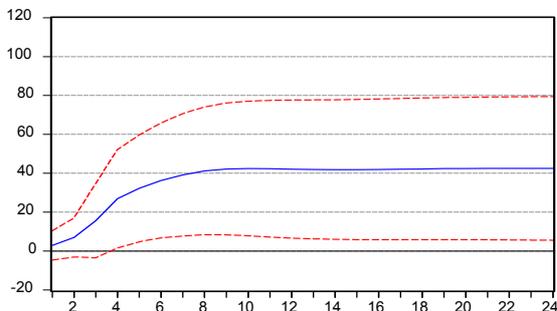
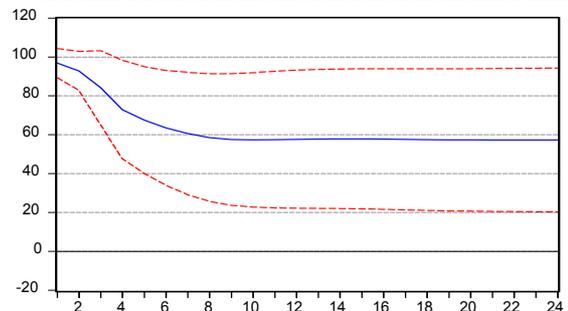


Gráfico 5 -- Percentual da variância do IPCA devido a IPCA



Com base nos resultados encontrados nesta seção, podemos concluir que as medidas tradicionalmente empregadas para verificar a existência da relação entre volatilidade cambial e volatilidade de variáveis macroeconômicas (desvios-padrões ou variância das séries) geram resultados sensíveis ao tamanho escolhido para a sub-amostra, nos levando a aceitar ou rejeitar a significância da relação entre as variáveis de acordo com o tamanho de janela escolhido.

A decomposição de variância do VAR, por sua vez, nos mostra que choques na taxa de câmbio afetam a variância da inflação. Tendo em vista que a volatilidade é, também, uma medida de incerteza, este resultado parece ser mais intuitivo que alguns dos resultados obtidos anteriormente: se a taxa de câmbio afeta a inflação e os efeitos são defasados (isto é, o *pass-through* não se dá integralmente no curto prazo), choques naquela variável afetam a incerteza acerca da inflação futura. Além disto, um modelo adequado para o comportamento da taxa de câmbio deve considerar que a presença de heterocedasticidade condicional (i.e., modelos ARCH ou GARCH), como mostra a tabela 4.17 abaixo. Neste caso, a forma mais adequada é gerar as séries de variância de ambas as variáveis da mesma forma, i.e., considerar a variância condicional para ambas. Não é

indicado a simples extração da série de variância obtida a partir de um modelo GARCH(p,q) e compará-la com uma medida exógena de variância da inflação.

Em extensão, vemos que a decomposição da variância reporta que choques no IPCA afetam sua variância, assim como alguns dos resultados obtidos a partir de *rolling windows* nos indicam que a variância passada do IPCA afeta esta variância em t , fatos que também reforçam a indicação do teste de um modelo GARCH também para o IPCA. Deste modo, optamos por testar um modelo GARCH, bivariado, para as variáveis “CAMBIO” e “IPCA”.

Tabela 4.17 - Equação para CAMBIO – estimação por OLS

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	p-value
C	0.0059	0.0092	0.6378	0.5258
AR(1)	0.4341	0.0964	4.5041	0.0000
R ²	0.2351 Teste LM (1 defasagem) ^(a)			0.8708
R ² ajustado	0.2235 Teste ARCH-LM (1 defasagem)			28.6673 ^(b)

Nota: (a) hipótese nula de ausência de autocorrelação aceita também para defasagens maiores; (b) hipótese nula de ausência de resíduos ARCH rejeitada a 1%.

4.4 – TESTES COM VOLATILIDADE CONDICIONAL – GARCH BIVARIADO

Para testar o modelo GARCH, é necessário testar suposições sobre as equações de média. Neste capítulo, foram feitas três suposições acerca destas equações de média. A primeira considera apenas os termos defasados de cada uma das variáveis, a segunda considera uma curva de Phillips para a equação do IPCA (conforme a equação (4.1. 2) da seção 4.1) e os valores defasados da taxa de câmbio, enquanto a terceira considera a curva de Phillips e um passeio aleatório para a equação do câmbio (conforme colocado pela equação (4.1. 3) da seção 4.1). O número de defasagens das variáveis nas equações do IPCA e de CÂMBIO foi escolhido levando em conta tanto os correlogramas cruzados quanto modelos OLS⁷. Com relação à especificação da variância, testamos cinco opções diferentes: diagonal-VEC (BOLLERSLEV, ENGLE e WOOLDRIDGE, 1988), correlação constante (CCORR, de BOLLERSLEV, 1990), parametrização completa (vec), restrição BEKK (ENGLE e KRONER, 1993) e correlação dinâmica condicional (DCC, de ENGLE, 2000), todos apresentados no capítulo 2.5. Entre estas cinco formulações, apenas a restrição *BEKK* apresentou convergência. As causas para tal serão analisadas ao final da seção.

As equações de media, variância e covariância sob o modelo BEKK são definidas pelos parâmetros abaixo:

Equações de média:

⁷ No caso de haver divergência no número de defasagens pelos dois critérios, optou-se pelo maior número.

$$IPCA = \delta_0 + \delta_1 IPCA_{t-1} + \delta_2 CAMBIO_{t-1} + \delta_3 CAMBIO_{t-2} + \delta_4 GAP_{t-2} + \delta_5 PPI_{t-1} + \varepsilon_{1,t}$$

$$CAMBIO = \gamma_0 + \gamma_1 CAMBIO_{t-1} + \gamma_2 CAMBIO_{t-2} + \varepsilon_{2,t}$$

Equações de variância:

$$h_{11} = c_{11} + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + g_{11}^2 h_{11,t-1} + 2g_{11}g_{21} h_{12,t-1} + g_{21}^2 h_{22,t-1}$$

$$h_{22} = c_{22} + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + g_{12}^2 h_{11,t-1} + 2g_{12}g_{22} h_{12,t-1} + g_{22}^2 h_{22,t-1}$$

$$h_{12} = c_{21} + a_{11}a_{12} \varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{12}a_{22} + a_{21}a_{12}) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{21}a_{22} \varepsilon_{2,t-1}^2 + g_{12}g_{11} h_{11,t-1} + (g_{11}g_{22} + g_{12}g_{21}) h_{12,t-1} + g_{21}g_{22} h_{22,t-1}$$

Para facilitar a análise dos coeficientes, renomeamos os coeficientes acima de modo que:

$$c_{11} = \alpha_0; a_{11}^2 = \alpha_1; 2a_{11}a_{21} = \alpha_2; a_{21}^2 = \alpha_3; g_{11}^2 = \alpha_4; 2g_{11}g_{21} = \alpha_5; g_{21}^2 = \alpha_6$$

$$c_{22} = \beta_0; a_{12}^2 = \beta_1; 2a_{12}a_{22} = \beta_2; a_{22}^2 = \beta_3; g_{12}^2 = \beta_4; 2g_{12}g_{22} = \beta_5; g_{22}^2 = \beta_6$$

$$c_{21} = \mu_0; a_{11}a_{12} = \mu_1; a_{12}a_{22} + a_{21}a_{12} = \mu_2; a_{21}a_{22} = \mu_3; g_{12}g_{11} = \mu_4; g_{11}g_{22} + g_{12}g_{21} = \mu_5; g_{21}g_{22} = \mu_6$$

Logo, as equações de variância e covariância se tornam:

$$h_{11} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{1,t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \alpha_3 \varepsilon_{2,t-1}^2 + \alpha_4 h_{11,t-1} + \alpha_5 h_{12,t-1} + \alpha_6 h_{22,t-1}$$

$$h_{22} = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{1,t-1}^2 + \beta_2 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \beta_3 \varepsilon_{2,t-1}^2 + \beta_4 h_{11,t-1} + \beta_5 h_{12,t-1} + \beta_6 h_{22,t-1}$$

$$h_{12} = \mu_0 + \mu_1 \varepsilon_{1,t-1}^2 + \mu_2 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \mu_3 \varepsilon_{2,t-1}^2 + \mu_4 h_{11,t-1} + \mu_5 h_{12,t-1} + \mu_6 h_{22,t-1}$$

A tabela 4.18 mostra os resultados para os resultados para cada uma das três suposições para a equação de média. Para cada suposição, foram feitas diferentes simulações alterando-se o critério de convergência e o número de iterações. Assim, é possível que, para cada suposição, encontrássemos mais de um resultado com convergência. Quando isto ocorreu, a escolha entre tais resultados foi feita baseada em dois critérios. O primeiro foi o cálculo dos auto-valores, assegurando que a condição de estacionariedade em covariância fosse cumprida (ver ENGLE e KRONER, 1993). A segunda foi o valor da função de verossimilhança. Assim tabela 18 reporta apenas o resultado, para cada suposição, que apresentou o maior valor da função de verossimilhança dentre aqueles que respeitavam a condição de estacionariedade em covariância.

Analisando a tabela 4.18, observamos que os resultados para as equações de média são bastante semelhantes, bem como os valores nas equações de variância para as formulações (1) e (2). A formulação (3) difere das demais, mas, como o modelo apresenta resíduos do tipo ARCH para a equação de câmbio e auto-correlação em ambas as equações de média, este não pode ser caracterizado como um bom modelo.

Com relação à comparação entre as equações de variância das formulações (1) e (2), as diferenças estão nos sinais de g_{12} e g_{22} , nos valores de a_{11} , a_{22} e a_{12} e na significância dos coeficientes μ_1 , β_1 e β_2 , isto é, impactos de $\varepsilon_{1,t-1}^2$ na covariância e na variância condicional do câmbio e de $\varepsilon_{1,t-1}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2$ na variância condicional do câmbio.

Tabela 4.18 - Resultados do modelo GARCH bivariado

	Variáveis	Formulação 1	Formulação 2	Formulação 3 ^a
valor da função		548.5888337	558.7008734	548.0509755
Equação do IPCA	Constante	0.00282329* (0.0005596)	0.00197323* (0.00050458)	0.0011409* (0.00051313)
	IPCA _{t-1}	0.55715402* (0.07376155)	0.57849083* (0.0609667)	0.68315183* (0.05967424)
	CAMBIO _{t-1}	-	0.03863824* (0.00980401)	0.06380358* (0.00779833)
	CAMBIO _{t-2}	-	-0.00073484 (0.00964137)	-0.00920641 (0.0073217)
	GAP _{t-2}	-	0.01673604** (0.00977043)	0.01552899** (0.0095768)
	PPI _{t-1}	-	0.09498593** (0.05367548)	0.10285839* (0.05499651)
	Equação do câmbio	constante	0.00669639 (0.00424251)	0.01229489* (0.0043067)
CAMBIO _{t-1}		0.8094822* (0.11426506)	0.60752556* (0.12549928)	
CAMBIO _{t-2}		-0.22750191** (0.13597143)	-0.16772685 (0.10694474)	
Variância condicional do IPCA	α_0	0	0	0
	α_1	+	+	+
	α_2	+	+	+
	α_3	+	+	+
	α_4	0	0	0
	α_5	0	0	0
	α_6	0	0	0
variância condicional do câmbio	β_0	0	0	0
	β_1	+	0	+
	β_2	+	0	+
	β_3	+	+	+
	β_4	+	+	+
	β_5	+	+	+
	β_6	+	+	+
covariância	μ_0	+	+	-
	μ_1	-	0	-
	μ_2	-	-	-
	μ_3	-	-	-
	μ_4	0	0	0
	μ_5	0	0	0
	μ_6	0	0	0

Fonte: Cálculos próprios

A significância dos coeficientes μ_1 , β_1 e β_2 é a única diferença significativa entre as duas formulações, como mostra a tabela 4.19, e podemos, portanto, considerar nossos resultados robustos. A diferença nos sinais de g_{12} e g_{22} não afeta o resultado final, pois estes coeficientes são considerados em 3 situações: (i) elevados ao quadrado, (ii)

multiplicados entre si, (iii) multiplicados por coeficientes estatisticamente iguais a zero. Já as diferenças nos valores de a_{11} , a_{22} e a_{12} recaem dentro dos desvios-padrões, logo, não podem ser consideradas significativas. Para a equação da variância da inflação, todos os três modelos geram os mesmos sinais e as mesmas significâncias, logo, nossa interpretação da resposta do IPCA a choques na taxa de câmbio não é afetada pela formulação escolhida.

Tabela 4.19 - Resultados do modelo GARCH bivariado

	Variáveis	Formulação 1	Formulação 2	Formulação 3	
parâmetros das equações de variância e covariância	g_{11}	-0.1041899 (0.1348117)	-0.0513807 (0.11993625)	0.03980506* (0.14292026)	
	g_{21}	0.00810385 (0.01683404)	0.01085598 (0.01418979)	-0.00743866* (0.0156595)	
	g_{12}	12.52650218* (1.55221793)	-13.00132891* (1.68386503)	13.12325566* (1.98208477)	
	g_{22}	0.41076103** (0.23448881)	-0.43513845* (0.21248228)	0.50120845* (0.22752382)	
	a_{11}	0.27491257* (0.12289452)	0.40438372* (0.13130784)	-0.44434782* (0.17146475)	
	a_{21}	0.0595035* (0.0131604)	0.05305404* (0.01178906)	-0.05393149* (0.01283429)	
	a_{12}	-3.42461647** (1.98123913)	-5.71185332* (2.10969805)	7.4208698 (2.41134849)	
	a_{22}	-0.46199166* (0.1406473)	-0.59176609* (0.14044079)	0.78655762* (0.16694871)	
	c_{11}	-0.00000016 (0.007226)	-0.00000008 (0.00455714)	0.00000006 (0.00519676)	
	c_{21}	0.00211834* (0.00037541)	0.00175652* (0.00033542)	-0.00189984* (0.00031271)	
	c_{22}	0.00366595 (0.00836578)	0.0038599 (0.00918004)	-0.00462995 (0.01001528)	
			(0.00836578)	(0.00918004)	(0.01001528)

Notas: (a) formulação apresenta auto-correlação dos resíduos em ambas as equações de média; resíduos do tipo ARCH na equação para a taxa de câmbio; desvios-padrões entre parênteses; * e ** denotam variáveis significativas a 5% e a 10%, respectivamente

Fonte: Cálculos próprios.

Todavia, para decidir qual o melhor modelo a ser analisado, empregamos o teste de Wald, onde a formulação irrestrita — isto é, a formulação (2) — se mostrou superior às formulações (1) e (3), como mostra a tabela 4.20. Portanto, trabalharemos, daqui a diante, com os resultados daquela formulação.

Tabela 4.20 – Teste de Wald⁸

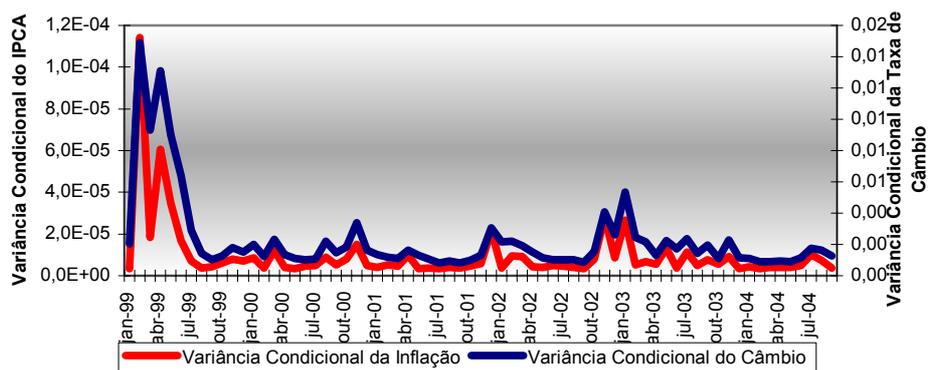
Formulações testadas	Estatística χ^2_q observada	Hipótese nula:
		variáveis adicionadas na formulação (2) não são significativas
Formulação (1) vs. Formulação (2)	20.22	Rejeitar
Formulação (2) vs. Formulação (3)	21.30	Rejeitar

Fonte: Cálculos próprios.

Analisando os resultados apresentados na quarta coluna da tabela 4.18, observamos que a variância condicional do IPCA é afetada, significativamente, por choques no próprio IPCA, na taxa de câmbio e por choques comuns às duas variáveis. Todavia, como α_1 e α_3 são coeficientes quadrados, não podemos afirmar se os impactos dos choques no IPCA ou no câmbio são positivos ou negativos. As variâncias defasadas e a covariância, no entanto, não desempenham papel significativo na explicação da variância do IPCA.

No que se refere à variância condicional da taxa de câmbio, esta é afetada pelas variâncias passadas do próprio câmbio e da inflação — este último resultado não captado em quase todos os testes com variâncias não-condicionais — embora não seja possível fazer afirmação sobre o sinal deste efeito. Observamos, também, que ela é afetada positivamente por choques comuns a ambas as variáveis ($\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1}$) e pela covariância. Finalmente, a equação de covariância nos mostra que esta responde positivamente a choques comuns, mas negativamente a choques na taxa de câmbio. O gráfico 4.7 traz as variâncias condicionais estimadas ao longo do tempo. O coeficiente calculado de entre as duas séries de variância é 0,90.

Gráfico 4.7 - Variâncias Condicionais - IPCA e Taxa de Câmbio R\$/US\$



Fonte: Cálculos próprios.

Em um primeiro momento, consideramos que a falta de convergência para outras especificações de variância que não a *BEKK* fosse resultado do tamanho da amostra empregada, curto para um modelo do tipo GARCH. Todavia, esta justificativa é limitada se

⁸ Teste de Wald: $-2(l_r - l_u) \sim \chi^2_q$, sendo q o no. de variáveis inseridas. Sob H_0 , as variáveis inseridas não são, conjuntamente, significativas. A estatística qui-quadrado obtida é de 20.22 na comparação entre as formulações (1) e (2) e 21.30 na comparação entre as formulações (2) e (3), levando, em ambos os casos, a rejeitar a hipótese nula de que as variáveis adicionadas na formulação (2) não são significativas.

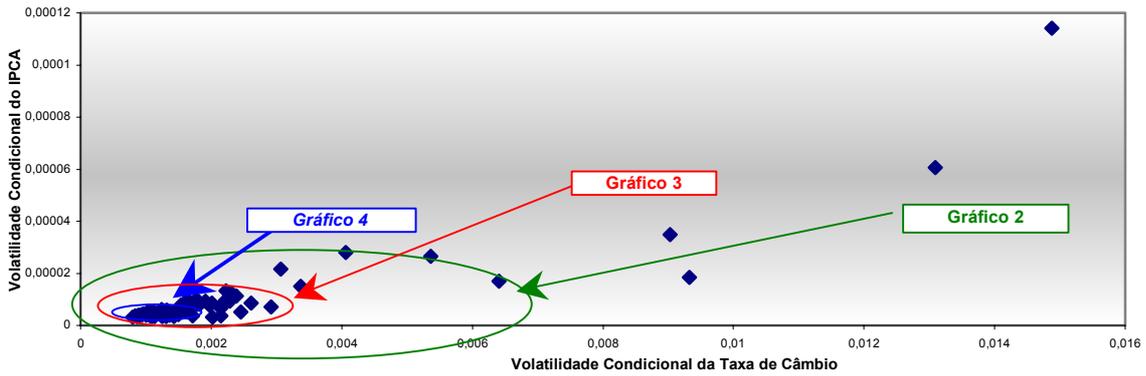
levamos em conta que esta formulação tem mais parâmetros que quase todas as outras testadas. O sinal negativo de choques no câmbio sobre a covariância e os gráficos 4.8 a IV.12 que apresentamos a seguir nos sugere que o sinal dos efeitos de choques na taxa de câmbio sobre a variância do IPCA pode não ser estável. Se isto ocorre, podemos ter, aí, a razão da não-convergência de especificações que, ao invés trabalhar com termos quadráticos, impondo a positividade da matriz de covariância, tentam identificar um sinal para a relação.

Os gráficos 4.8 a IV.11 a seguir são gráficos de dispersão, tendo a variância condicional da taxa de câmbio na abscissa e a variância condicional do IPCA no eixo y. O gráfico 4.1 é o gráfico com a amostra completa. Há, claramente, quatro *outliers* neste gráfico, que correspondem ao período de fevereiro a maio de 1999 (isto é, os primeiros meses após a flexibilização do câmbio e anteriormente à implementação do regime de metas de inflação em junho daquele ano). Assim, excluimos estas observações para construir o gráfico 4.9. Novamente, cinco *outliers* foram retirados para construir o gráfico 4.10, a saber, junho de 1999, novembro de 2000, dezembro de 2001, novembro de 2002 e janeiro de 2003. Já o gráfico 4.11 foi construído considerando apenas a região de maior concentração de pontos (aproximadamente 57% da amostra)⁹.

Nos gráficos 4.9 a IV.11 foram incluídas linhas de tendência e reportados o R^2 ajustado da equação de tendência. O que os resultados nos mostram é que, se o sinal da relação entre estas volatilidades não se inverte a partir de valores mais elevados da variância da taxa de câmbio, então, no mínimo, a volatilidade da inflação deixa de responder à volatilidade cambial. O que podemos dizer com certeza é que a relação entre as volatilidades não é crescente, mas tem uma forma (semi-) côncava, ao contrário da forma convexa encontrada em variáveis financeiras. Se temos o *sorriso da volatilidade* nos estudos de Finanças, os gráficos 4.8 a 4.11 nos sugerem um caso de *volatilidade emburrada* para o índice de preços.

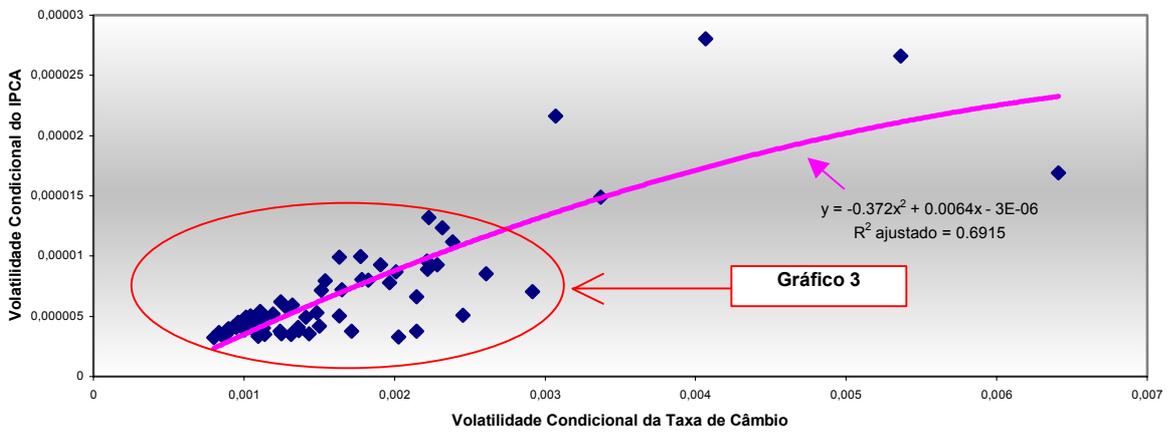
⁹No gráfico 4.4, os pontos retirados equivalem ao período de janeiro a julho de 1999; novembro de 1999 a janeiro de 2000; março, agosto, outubro e novembro de 2000; abril de 2001; dezembro de 2001 a março de 2002; outubro de 2002 a março de 2003; maio, julho, setembro e novembro de 2003 e agosto de 2004.

Gráfico 4.8



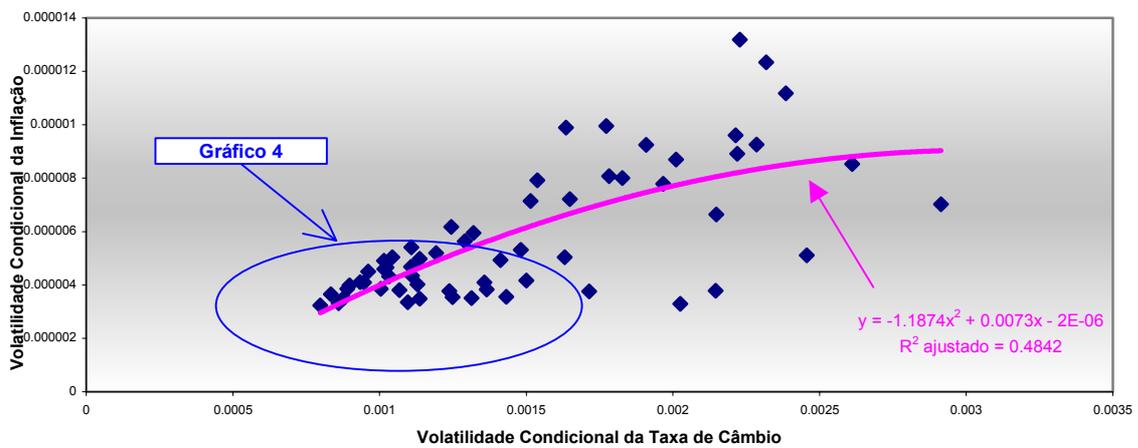
Fonte: Cálculos próprios.

Gráfico 4.9



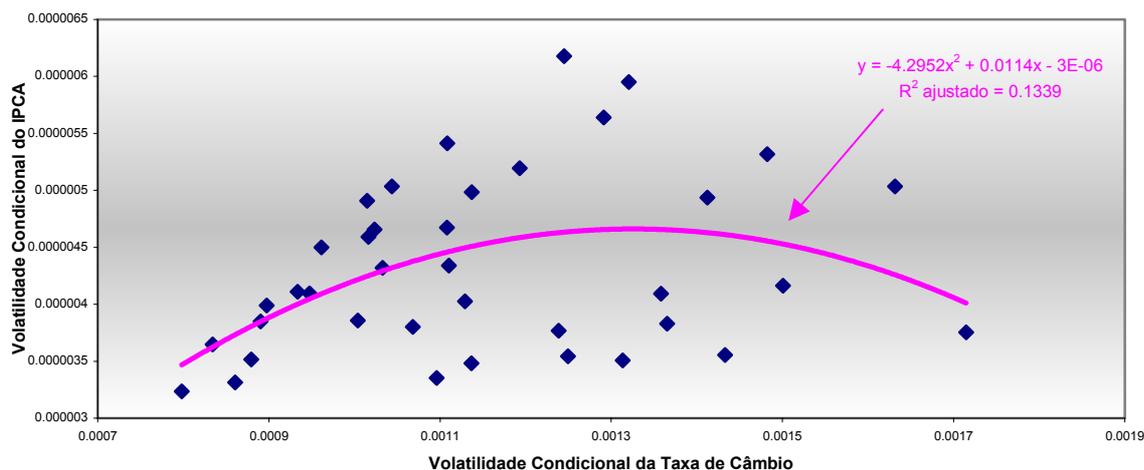
Fonte: Cálculos próprios.

Gráfico 4.10



Fonte: Cálculos próprios.

Gráfico 4.11



Fonte: Cálculos próprios.

Este resultado parece estar em linha com DIXIT (1989) e SEABRA (1996), para os quais, em presença de incerteza, a firma pode optar por adotar uma estratégia de *wait-and-see*. Também nos remete à lógica circular de KRUGMAN (1988): as flutuações são possíveis porque têm efeito pequeno e têm efeito pequeno porque são possíveis (ver capítulo 1.2.1). Também nos associa aos vários resultados apresentados no capítulo 1.2.2, inclusive para outras variáveis macroeconômicas: LEVY-YEYATI e STURZENEGGER (2002), que encontram maior volatilidade de produto sob taxas de câmbio fixas; BARKOULAS, BAUM e CAGLAVAN (2002), que mostram que a resposta da variação do fluxo de comércio pode aumentar ou diminuir frente à volatilidade da taxa de câmbio conforme a fonte e a magnitude da mesma; ENGEL e ROGERS (2001), DEVEREUX e ENGEL (2003), WEI e PARSLEY (1995) e PARSLEY e WEI (2000), que encontram uma relação inversa entre volatilidade cambial e variação dos preços relativos entre países; SUTHERLAND (2002), que mostra que a relação positiva entre volatilidade cambial e de preços, do ponto de vista de acréscimos no bem-estar, depende de parâmetros do modelo, assim como SMITH (1999), onde o valor do parâmetro estimado irá dizer se a variância da taxa de câmbio aumenta ou reduz a volatilidade do preço doméstico real; GHOSH, GULDE, OSTRY e HOLGER (1997) que encontram que a volatilidade da inflação é mais baixa sob o regime flutuante e intermediário para países com inflação baixa. Finalmente, este resultado corrobora o encontrado no capítulo anterior, onde mostramos que a alteração do regime cambial provocou uma queda no *pass-through* trimestral para os preços ao consumidor no Brasil.

A partir destes resultados, concluímos que, talvez, o *exchange rate disconnect puzzle*, tal como colocado por OBSTFELD e ROGOFF (2000), possa ser explicado, pelo menos no que se refere à variação dos preços. Primeiro, porque há uma relação significativa entre as volatilidades da taxa de câmbio e de uma variável macroeconômica

(no caso, os preços). O descolamento se dá na magnitude desta variação, como o gráfico 4.7 nos mostra. Ademais, como os efeitos da taxa de câmbio correspondem a apenas uma parte do processo de determinação de preços — no caso do Brasil para o período em questão, os estudos mostram um *pass-through* trimestral entre 0.04 e 0.06 — a proporção nos desvios também tende a ser menor.

Além disto, se a não-linearidade ocorre, o *puzzle* poderia ser justificado, pois, em períodos de volatilidade muito alta, os *price-setters* não mantêm o mesmo comportamento de resposta devido aos custos de ajuste mais elevados (por exemplo, custos de reputação). Isto inibe o grau com que reajustam seus preços e, portanto, a volatilidade da inflação tem magnitude menor. Esta explicação seria ainda mais reforçada caso a inversão do sinal observada no gráfico 4.4 ocorra.

4.5 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

A análise dos resultados apresentados nas seções 4.3 e 4.4 nos mostra que o emprego de variâncias não-condicionais gera resultados sensíveis à medida escolhida, que segue critérios subjetivos. Além disto, as significâncias de termos defasados das variâncias ou de efeitos positivos de choques em uma variável sobre as variâncias apontam para a adequabilidade de se trabalhar com modelos do tipo GARCH também para analisar a variância da inflação.

Abordando o problema a partir de um modelo GARCH bivariado, encontramos que existe relação entre as variâncias do câmbio e da inflação e que esta relação é côncava, diferente do estimado para séries financeiras e em linha com a intuição derivada de outros estudos. Além disto, tratamos diretamente dos efeitos da volatilidade cambial sobre a volatilidade da inflação doméstica, fato ainda não explorado na literatura.

As limitações deste artigo residem, basicamente, no pequeno tamanho de amostra com taxas de câmbio flutuantes disponível para o Brasil¹⁰. Assim, não podemos determinar, com certeza, se os problemas de convergência se devem efetivamente à instabilidade do sinal ou se é resultado do tamanho da amostra. Todavia, a ausência de convergência em três das quatro outras restrições testadas — que envolviam a estimação de um número de parâmetros inferior à restrição BEKK — poderia enfraquecer o argumento relacionado ao tamanho da amostra. Além disto, o tamanho da amostra também nos impede de testar variações interessantes do problema, como a aplicação de um GARCH-M. Assim, um maior tamanho de amostra disponível é indispensável para as extensões pretendidas.

No entanto, o exercício desenvolvido neste capítulo inova ao (i) aplicar um modelo GARCH multivariado, que emprega as variâncias condicionais para analisar a relação entre volatilidades, (ii) tentar estabelecer uma relação entre as volatilidades da taxa de

¹⁰ O regime cambial flutuante teve início em janeiro de 1999.

câmbio e da inflação e seus desdobramentos para a política monetária e (iii) mostrar que os testes tradicionais realizados com séries de volatilidade construídas exogenamente são sensíveis aos critérios escolhidos para a construção destas variáveis e não revelam características importantes do processo.

CONCLUSÕES

A contribuição principal desta tese foi abordar as relações entre taxas de câmbio e inflação no Brasil empregando métodos econométricos mais elaborados que os tradicionalmente usados, permitindo ilustrar os fatores que afetam esta relação, e não apenas se limitar aos efeitos quantitativos de variações cambiais sobre as taxas de inflação. Assim, os resultados obtidos podem ser classificados sob dois aspectos: o primeiro diz respeito às questões metodológicas enquanto o segundo trata, especificamente, da relação entre taxas de câmbio e inflação, objetivo central deste trabalho.

A importância de trazer à luz tais relações vem do papel das mesmas na condução da política econômica. Uma vez que a autoridade monetária tem por objetivo a estabilidade de preços, é fundamental que seja conhecido o comportamento das diferentes variáveis que afetam a inflação e suas especificidades para a economia em questão. Quanto mais completo o conhecimento destes canais de transmissão, mais apuradas poderão ser as previsões da inflação futura, fundamentais para o bom desempenho da política monetária e adequada aplicação de seus instrumentos. Em um regime cambial flutuante, a taxa de câmbio é uma das principais variáveis que atuam sobre a inflação, não apenas por seus efeitos específicos sobre os preços, mas também pelos efeitos de seus movimentos sobre o ambiente macroeconômico. Assim, as conclusões aqui obtidas podem servir de subsídio em decisões de política monetária.

Com relação às questões metodológicas, os testes empíricos desenvolvidos nesta tese geraram melhores resultados com a aplicação de métodos econométricos mais sofisticados que os usados tradicionalmente para tratar destas questões. No que se refere à análise do *pass-through*, mostramos que a abordagem a partir do Filtro de Kalman permite corrigir problemas de diagnóstico e identificar as quebras estruturais no coeficiente de repasse cambial, ao contrário dos modelos do tipo OLS usados freqüentemente na literatura, pelo menos para um período tão complexo quanto o analisado (1980 a 2002).

Além disto, os resultados encontrados — identificando alterações nos parâmetros em momentos de mudanças no ambiente macroeconômico — mostram que o Filtro de Kalman é capaz de minimizar problemas decorrentes da chamada “crítica de Lucas”. Ainda que não seja possível afirmar que é uma solução à mesma, pois os parâmetros podem se alterar novamente frente a um novo quadro macroeconômico, os resultados revelam que o Filtro de Kalman modela as alterações ocorridas de maneira não captada pelos modelos de parâmetros fixos no tempo.

Em relação à análise das volatilidades, um modelo GARCH bivariado foi aplicado e comparado aos métodos tradicionais, que empregam séries de volatilidade construídas exogenamente. Mostrou-se, com isto, que os métodos tradicionais geram resultados sensíveis a critérios subjetivos de escolha das séries e não revelam características importantes do processo.

No que diz respeito especificamente à relação entre as variáveis envolvidas, os resultados revelam que os efeitos das taxas de câmbio sobre a inflação se dão além da atuação sobre a

média, estendendo-se também aos segundos momentos das séries. Estas relações, no entanto, parecem estar conectadas, uma vez que os resultados encontrados no capítulo 4, que trata da relação entre volatilidades, reforçam os resultados encontrados para o *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação (capítulo 3), como explicaremos a seguir.

No capítulo 3, mostramos que o coeficiente de repasse cambial para os preços não é constante ao longo do tempo. Uma vez que três momentos distintos neste coeficiente para os preços ao consumidor foram identificados — correspondentes aos períodos de inflação elevada (1980:IV a 1994:II), de estabilidade com câmbio controlado (1994:III a 1998:IV) e de estabilidade com câmbio flutuante (1999:I a 2002:IV) — podemos inferir que os efeitos da taxa de câmbio sobre a inflação são afetados pelo ambiente macroeconômico. Especificamente, os resultados obtidos sugerem que o ambiente inflacionário e o regime cambial observado pelos agentes afetam este repasse.

Com relação ao ambiente inflacionário, EINCHEGREEN (2002) observa que se não há credibilidade da autoridade monetária no combate à inflação, os agentes atribuem uma probabilidade maior à validação de um choque cambial, ainda que temporário, reajustando seus preços em frequência maior. De fato, os testes empregados no capítulo encontraram um coeficiente do *pass-through* bem mais elevado para o período inflacionário que para os demais períodos, tal como os resultados em DEVEREAUX e ENGEL (2001), que encontram repasses cambiais mais elevados em países com tradição de política monetária instável. Além disto, este coeficiente apresentou picos próximos a um, reforçando as evidências de validade da PPP em hiperinflações apresentadas FRANKEL (1978). Este coeficiente se reduz levemente e se torna mais estável com a implementação do plano Real e apresenta nova queda, desta vez bem mais significativa, após a implementação do regime de câmbio flutuante nos testes com inflação ao consumidor¹, resultado em linha com a literatura existente para o Brasil no período pós-Real, como exposto no capítulo 3.3.3.4.

A queda significativa no *pass-through* para os preços ao consumidor após a introdução do regime de taxas de câmbio flutuantes, bem como a melhora nos testes com a inclusão de uma *dummy* para o período de câmbio flutuante na equação de estado do coeficiente cambial, mostram que o regime cambial percebido pelos agentes também afeta o *pass-through*. Duas podem ser as justificativas para a redução encontrada no coeficiente. A primeira delas, presente em GOLDFAJN e WERLANG (2000), é o nível mais deprimido de atividade econômica, que inibe o repasse ao consumidor das variações cambiais, tendo que ser absorvida pelos produtores. A segunda explicação pode ser encontrada em DIXIT (1989), que atribui papel determinante à incerteza: quanto maior a incerteza acerca do patamar em que a taxa de câmbio se encontra, maior o estímulo para que as firmas adotem a estratégia de *wait-and-see*, isto é, que elas aguardem até que aquela se estabilize para então tomar a decisão de reajustar (ou não) os preços

¹ Para o IPCA, o coeficiente de repasse cambial calculado foi de 0.49 no período de 1980:I a 1994:II, 0.42 para o período 1994:III a 1998:IV e 0.04 de 1999:I a 2002:IV. Para o IGP-DI, tais coeficientes foram, respectivamente, 0.33, 0.27 e 0.07, enquanto para o IPA a média se alterou pouco: 0.33, 0.27 e 0.31 nos três períodos mencionados.

e em que proporções. Esta postura decorre dos custos — de ajustamento, *menu costs* e, conforme PARSLEY (1995), de reputação — em que a firma incorrerá para reverter sua decisão caso a taxa de câmbio recue para níveis próximos dos anteriores. Assim, como em um período de câmbio fixo as variações cambiais são vista como permanentes, os agentes respondem mais prontamente a elas.

No que diz respeito à análise das volatilidades, os testes aqui empregados mostraram que existe relação entre tais variáveis, nos alinhando ao grupo de autores que reconhecem esta relação. Encontramos ainda que tal relação é semicôncava (podendo se tornar negativa a partir de um determinado momento, dependendo da amostra escolhida), assim como em trabalhos como GHOSH, GULDE, OSTRY e HOLGER (1997), que encontram menor volatilidade da inflação em regimes de câmbio flutuante ou intermediário e inflação baixa, e SUTHERLAND (2002), que encontra um *trade-off* entre volatilidade cambial e inflacionária dependendo dos parâmetros do modelo.

Além disto, os resultados podem explicar o *exchange rate disconnect puzzle*, tal como colocado por OBSTFELD e ROGOFF (2000), pelo menos no que se refere à variação dos preços. Primeiro, porque há uma relação significativa entre as volatilidades da taxa de câmbio e de uma variável macroeconômica (no caso, os preços). Em segundo lugar, se a não-linearidade ocorre, o *puzzle* poderia ser justificado, pois, em períodos de volatilidade muito alta, os *price-setters* não mantêm o mesmo comportamento de resposta devido aos custos de ajuste mais elevados, inibindo reajustes e, portanto, a volatilidade da inflação tem magnitude menor.

Os resultados encontrados no capítulo 4 se combinam à queda do *pass-through* a partir de 1999, encontrada no capítulo 3, reforçando o argumento de que tal redução é fruto do papel da incerteza presente em um regime de câmbio flutuante, em linha com a relação negativa entre *pass-through* e volatilidade cambial encontrada por HAUSSMANN, PANIZZA e STEIN (2001) ou, ainda, com os resultados de CHEN (2004), onde maior volatilidade cambial gera maior *price stickness*. Uma vez que a resposta da volatilidade inflacionária à volatilidade cambial é decrescente, conclui-se que, em ambientes de grande incerteza no mercado cambial, os agentes não respondem na mesma intensidade que em momentos de maior estabilidade. Portanto, o repasse cambial aos preços em um momento de incerteza é menor que aquele observado em momentos de estabilidade.

Desta forma, os capítulos 3 e 4 fundem-se em uma mesma conclusão. Uma vez que o capítulo 3 identificou a alteração nos parâmetros com a mudança do regime cambial em 1999, o capítulo 4 oferece uma modelagem mais completa para relação entre taxas de câmbio e inflação nesse período, aplicando modelos do tipo GARCH multivariados, onde choques passados nas variáveis afetam suas variâncias. É interessante, ainda, destacar que os resultados de ambos os capítulos apontaram para valores semelhantes para o *pass-through* cambial após 1999.

No entanto, alguma cautela é necessária ao analisar estes resultados, dadas as limitações do trabalho. No que se refere à análise do *pass-through*, embora as evidências apontem a queda

observada como fruto do ambiente de maior incerteza, deve-se ter em mente que trabalhamos com o *pass-through* de curto prazo. Assim, não devemos estender estas conclusões para o comportamento de longo-prazo afirmando que os impactos cambiais sobre a inflação sejam sistematicamente menores em regimes de câmbio livre. A evidência empírica disponível na literatura revela coeficientes de repasse menores em países de estabilidade econômica, mas uma análise específica do *pass-through* para horizontes temporais maiores deve ser considerada. Além disto, encontramos que o *pass-through* para os preços ao produtor não se altera muito, ao contrário dos preços ao consumidor. É necessário analisar se este resultado é fruto de pressões retidas pelos produtores que, eventualmente, serão repassadas ao consumidor ou de fatores externos, como a metodologia de cálculo de preços ao produtor baseada em “preços de lista”.

Já no que se refere aos resultados acerca das volatilidades, as principais limitações são o pequeno tamanho da amostra disponível até o momento — uma vez que o regime de câmbio flutuante foi adotado em 1999 — e a não-convergência do modelo sob restrições para as equações de variâncias que não a restrição BEKK. A não-convergência pode ser fruto tanto do tamanho da amostra, ainda que a restrição BEKK tenha mais parâmetros a serem estimados que outras que não geraram convergência, quanto de uma efetiva instabilidade no sinal, tal como discutido no capítulo 4. Todavia, antes de se afirmar que a instabilidade do sinal ocorre, testes adicionais se tornam necessários à medida que mais observações possam ser incluídas à amostra.

Com relação às implicações para a política monetária, os resultados apontam a importância da credibilidade da autoridade monetária com relação ao compromisso de estabilidade de preços, uma vez que em ambientes de inflação mais baixa os efeitos de desvalorizações cambiais sobre a inflação tendem a ser menores. Além disto, os resultados parecem sugerir que é interessante manter a estabilidade da moeda nacional, uma vez que aumentos na volatilidade das taxas de câmbio geram um aumento na volatilidade da inflação. Assim, geram maior incerteza, podendo afetar as expectativas futuras acerca da inflação, variável relevante na formação de preços. No entanto, em períodos de crise onde esta volatilidade seja muito alta, a autoridade monetária não necessitaria intervir fortemente no mercado visando à proteção das metas de inflação e incorrendo em custos tais como perda de reservas, aumento do endividamento público, etc. Isto ocorre porque em momentos de volatilidade muito elevada, os agentes não respondem na mesma intensidade a estes movimentos cambiais.

Finalmente, algumas extensões de pesquisa surgem deste trabalho. A primeira é buscar identificar, de modo claro, as causas por trás da queda acentuada do coeficiente de *pass-through* para os preços ao consumidor no período de câmbio flutuante. Para isto, duas abordagens podem ser adotadas conjunta ou separadamente. Uma é a comparação do *pass-through* para diferentes horizontes temporais nos períodos anterior e posterior à mudança no regime cambial, a fim de verificar se apenas o *pass-through* de curto prazo foi afetado. A outra se refere ao estudo

do *pass-through* para os diferentes setores que compõem os índices de preços, com o intuito de verificar se o grau de competitividade afeta o coeficiente de repasse cambial.

Com relação à análise das volatilidades, a principal extensão, além da incorporação de novas observações aos testes aplicados, é a aplicação de modelos GARCH-M bivariados. Assim, será possível analisar também a relação entre os primeiros e os segundos momentos das séries, possibilitando esclarecer ainda mais os resultados apresentados neste trabalho acerca do papel da incerteza sobre comportamento dos *price-setters*.

BIBLIOGRAFIA

- AMITRANO, A.; de GRAUWE, P.; TULLIO, G. Why has inflation remained so low after the long exchange rate depreciations of 1992?, Journal of common market studies, v. 35, n.3, September, 1997
- ANDERSEN, T. M. Exchange rate volatility, nominal rigidities and persistent deviations from PPP, Journal of the Japanese and International Economies, v.11, p. 584-609, 1997
- ARAUJO, C.H.V.; FILHO, G.B.S. Mudanças de regime no câmbio brasileiro, Banco Central do Brasil, junho, 2002, texto para discussão n. 41
- BARKOULAS, J. T.; BAUM, C.F.; CAGLAYAN, M. Exchange rate effects on the volume and variability of trade flows, Journal of International Money and Finance, v.21, p. 481 – 496, 2002
- BARONE-ADESI, G.; YEUNG, B. Price flexibility and output volatility: the case for flexible exchange rate, Journal of International Money and Finance, v.9, p. 276 – 298, 1990
- BARRO, R.J., GORDON, D.B. Rules, discretion, and reputation in a model of monetary policy, Journal of Monetary Economics, v.12, p. 101-120, 1983
- BASTOURRE, Diego; CARRERA, Jorge. Could the Exchange Rate Regime Reduce Macroeconomic Volatility? In: LATIN AMERICAN MEETING OF THE ECONOMETRIC SOCIETY (LAMES), Santiago, 27-30, July, 2004, ANALLS..., CD-ROM
- BAXTER, M.; STOCKMAN, A.C. Business cycle and the exchange rate system: some international evidence, NBER, working paper n. 2689, August, 1988
- BELAISCH, Agnes. Exchange rate pass-through in Brazil, IMF Working Papers, n. 141, July, 2003
- BETTS, C.; DEVEREAUX, M. B. Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market, Journal of Monetary Economics, v.50, p. 215-244, 2000
- BLEANEY, M. Macroeconomic stability, investment and growth in developing countries, Journal of Development Economics, v. 48, p. 461-477, 1996
- BLEANEY, M.; FIELDING, D. Exchange rate regimes, inflation and output volatility in developing countries, Journal of Development Economics, v. 68, p. 233-245, 2002
- BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A.A.; WERLANG, S.R.C. Implementing inflation targeting in Brazil, Banco Central do Brasil, texto para discussão no. 1, julho, 2000
- BOLLERSLEV T., ENGLE, R. F. e WOOLDRIDGE, J. M. A Capital Asset Pricing Model with Time-varying Covariances, Journal of Political Economy, v. 96, no. 1, 1988
- BOLLERSLEV, TIM. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, Journal of Econometrics, v. 31, p.307-327, 1986
- BOLLERSLEV, TIM. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates, Review of Economics and Statistics, v.72, p. 498–505, 1990
- BORENSZTEIN, E.; de GREGORIO, J. Devaluation and inflation after currency crisis, February, 1999 (mimeo)

- BOWE, M.; SALTVEDT, T. M. Currency invoicing practices, exchange rate volatility and pricing-to-market: evidence from product level data, International Business Review, v.13, p. 281-308, 2004
- CALVO, G.; REINHART, C. Fear of Floating, NBER, november, 2000a, working paper n. 7993
- CALVO, G.; REINHART, C. Fixing for your life, NBER, november, 2000b, working paper n. 8006
- CAPORALE, G. M.; PITTIS, N. Nominal exchange rate regimes and the stochastic behavior of real variables, Journal of International Money and Finance, v. 14, n.3, p. 395-415, 1995
- CARNEIRO, D.; MONTEIRO, A.M.D., WU, T.Y.H. Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA, PUC-RIO, agosto, 2002, texto para discussão n. 462
- CASSEL, G. The world's money problems, New York: MacMillan, 1921
- CASSEL, G. Money and foreign exchange after 1914, New York: MacMillan, 1922
- CASTELLANOS S. Inflation Dynamics' Microfoundations: How Important is Imperfect Competition Really? In: ANNUAL MEETING OF THE LATIN AMERICAN AND CARIBBEAN ECONOMIC ASSOCIATION 9th, LACEA, 4-6, November, 2004. ANNALS..., CD-ROM
- CHEN, N. The behaviour of relative prices in the European Union: A sectoral analysis, European Economic Review, v. 48, p. 1257-1286, 2004
- CHRISTIANSEN, C. Macroeconomic Announcement Effects on the Covariance Structure of Government Bond Returns, Journal of Empirical Finance, n. 7, p. 479-507, 2000
- DE GRAUWE, P.; VANSTEENKISTE, I. Exchange rate and fundamentals: a non-linear relationship, mimeo, September, 2001
- DEMPSTER, A. P.; LAIRD, N. M.; RUBIN, D. B. Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm, Journal of the Royal Statistical Society, B39, 1-38, 1977
- DEVEREUX, M. B.; ENGEL, C. Endogenous Currency of Price Setting in a Dynamic Open Model, NBER, October, 2001, working paper no. 8559
- DEVEREUX, M.B.; ENGEL, C. Exchange rate pass-through, exchange rate volatility and exchange rate disconnect, Journal of Monetary Economics, v. 49, p. 913-940, 2002
- DEVEREUX, M. B.; ENGEL, C. Monetary Policy in the Open Economy Revisited: Price Setting and Exchange Rate Flexibility, The Review of Economic Studies, October, 2003
- DICKEY, D.; FULLER, W.A. Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root, Journal of American Statistical Association, v. 74, June, p. 427-431, 1979
- DICKEY, D.; FULLER, W.A. Likelihood ratio tests for autoregressive time series with a unit root, Econometrica, v. 49, n. 4, July, p. 1057-1072, 1981
- DICKEY, D.; PANTULA, S. Determining the order of differencing in autoregressive processes, Journal of Business and Economic Statistics, v.40, p. 12-26, 1987
- DIXIT, A. Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through, The Quarterly Journal of Economics, CIV, May, p. 205-228, 1989
- DOLDADO, J; JENKINSON, T.; SOSVILLA-RIVERO, S. Cointegration and Unit Roots, Journal of Economic Surveys, v.4, p. 249-273, 1990

- DORNBUSCH, R. Expectations and exchange rate dynamics, Journal of Economic Literature, v. 84, n.6, p.1161-76, December, 1976
- DORNBUSCH, R. Exchange rate and prices The American Economic Review, v. 77, n.1, p. 93-106, March, 1987
- DUARTE, M.; STOCKMAN, A.C. Comment on: Exchange rate pass-through, exchange rate volatility, and exchange rate disconnect, Journal of Monetary Economics, v. 49, n. 5, p. 941-946, July, 2002
- EDWARDS, S.; SUSMEL, R. Volatility dependence and contagion in emerging equity markets, NBER, October, 2001, working papers, n. 8506
- EICHENGREEN, B. Can emerging markets float the way they float? Should they inflation target?, Banco Central do Brasil, fevereiro, 2002, trabalhos para discussão n. 36
- ENDERS, W. Applied Econometric Time Series, Nova York, John Wiley & Sons, 1995
- ENGEL, C.; HAMILTON, J.D. Long swings in the dollar: are they in the data and do markets know it? American Economic Review, v. 80, p.689-713, 1990
- ENGEL, C.; ROGERS, J. H. Deviations from purchasing power parity: causes and welfare costs, Journal of International Economics, v. 55, p. 29-57, 2001
- ENGLE, ROBERT F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom, Econometrica, v. 50, p. 987-1007, 1982
- ENGLE, ROBERT F. Dynamic conditional correlation – a simple class of multivariate GARCH models, Journal of Business and Economic Statistics, v.20, n.3, July, 2002
- ENGLE, R.F.; KRONER, K. F. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH, University of California, San Diego, June, 1993, discussion paper 89-57R
- ESTRELLA, A.; FUHRER, J. C. Are “Deep” Parameters Stable? The Lucas Critique as an Empirical Hypothesis, Federal Reserve Bank of Boston, September, 1999, working paper n. 99-4
- FEENSTRA, R.C.; KENDAL, J.D. Pass-through of exchange rates and purchasing power parity, Journal of International Economics, v. 43, p. 237 – 261, 1997
- FIGUEIREDO, F.M.R.; FERREIRA, T. P. Os preços administrados e a inflação no Brasil, Banco Central do Brasil, Brasília, dezembro, 2002, trabalho para discussão n. 59
- FIORENCIO, A.; MOREIRA, A.R.B. Latent indexation and exchange rate pass-through IPEA, Rio de Janeiro, julho, 1999, texto para discussão n. 650
- FISHER, ERIC A model of exchange rate pass-through, Journal of International Economics, v. 26, p. 119-137, 1989
- FLOOD, R.P.; ROSE, A. K. Fixing exchange rates – a virtual quest for fundamentals, Journal of Monetary Economics, v. 36, p. 3 – 37, 1995
- FRANKEL, J. A. Purchasing Power Parity: doctrinal perspective and evidence from the 1920s, Journal of International Economy, v.8 n.2, p. 169-91, May, 1978

- FRANKEL, J. A. International capital mobility and crowding-out in the US economy: imperfect integration of financial markets or goods markets? In: HAFER, R. W. (ed.) How open is the US economy? Lexington: Lexington Books, p.33-67, 1986
- FRANKEL, J. A. Zen and the art of modern macroeconomics: a commentary, In: WILLET, T.D.; HARAF, W.S. (eds.) Monetary policy for a volatile global economy, Washington, DC: American Enterprise Institute for Public Policy Research, p. 1997-23, 1990
- GHOSH, A. R.; GULDE, A.M.; OSTRY, J. D.; HOLGER, C. W. Does the nominal exchange rate regime matter? NBER, January, 1997, working paper n. 5874
- GOLDBERG, P. K.; KNETTER, M. M.; Goods prices and exchange rates: what have we learned? NBER, December, 1996, working paper n. 5862
- GOLDFAJN, I.; WERLANG, S.R.C. The pass-through from depreciation to inflation: a panel study, Banco Central do Brasil, setembro, 2000, trabalhos para discussão n. 5
- GRANGER, C.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics, Journal of Econometrics, v.2, p. 111-120, 1974
- GREENE, W. H. Econometric Analysis, 4^a ed., New Jersey: Prentice-Hall, 2000
- HAMILTON, J. D. Time series Analysis, Londres: Prentice Hall, 1994
- HAMILTON, J.D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, Econometrica, v.57, n.2, p. 357 – 384, 1989
- HAUSSMANN, R.; PANIZZA, U.; STEIN, E. Why do countries float the way they float? Journal of Development Economics, v. 66, p. 387 – 414, 2001
- KIM, CHANG-JIM; NELSON, C.R. State-space models with regime switching, 2^a ed., MIT Press, 2000
- KIMBROUGH, K.P. Price, output and exchange rate movements in the open economy, Journal of Monetary Economics, v.11, p. 25 – 44, 1983
- KLAASSEN, F. Purchasing Power Parity: Evidence from a new test, Tilburg University, CentER and Department of Economics, January, 1999
- KLEIN, M. W. Macroeconomics aspects of exchange rate pass-through, Journal of International Money and Finance, v.9, p. 376 – 387, 1990
- KNETTER, M. M. Price discrimination by U.S. and German exporters, American Economic Review, v.79, n.1, p.198-210, March, 1989
- KNETTER, M. M. International comparisons of price-to-market behaviour, American Economic Review, v.83, n.3, p.473-486, June, 1993
- KRUGMAN, P. Pricing to market when the exchange rate changes, NBER, May, 1986, working paper no. 1926
- KRUGMAN, P. Exchange Rate Instability, Cambridge, MA: The MIT press, 1988
- LEIDERMAN, L., BAR-OR, H. H. Monetary policy rules and transmission mechanisms under inflation targeting in Israel, Banco Central de Chile, mayo, 2000, documentos de trabajo, n. 71

- LEVY-YEYATI, E.; STURZENEGGER, F. To float or to trail: Evidence on the impact of exchange rate regimes, March, 2002 (mimeo)
- LOSCHIAVO, G.V.; IGLESIAS, C.V. Mecanismos de transmission de la política monetario-cambiaría a precios, Banco Central del Uruguay, Revista de Economía, Segunda Época, v. X, n. 1, mayo, 2003
- LUCAS, Robert E., Econometric policy evaluation: a critique, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, p. 7-33, 1976
- MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M.K. Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges, Banco Central do Brasil, novembro, 2002, trabalhos para discussão n. 53
- MISHKIN, F. S.; SAVASTANO, M. A. Monetary policy strategies for Latin America, NBER, March, 2000, working paper n. 7617
- MUINHOS, M. K. Inflation Targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil, Banco Central do Brasil, agosto, 2001, trabalhos para discussão n. 26
- MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A. L. Medium-size macroeconomic model for the Brazilian economy, Banco Central do Brasil, fevereiro, 2003, trabalhos para discussão n. 64
- OBSTFELD, M; ROGOFF, K. The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause?, NBER, July, 2000, working paper n. 7777
- PARSLEY D. Anticipated future shocks and exchange rate pass-through in the presence of reputation, International Review of Economics and Finance, v.4, n.2, p.99-103, 1995
- PARSLEY, D.; WEI, S. Explaining the border effect: the role of exchange rate variability, shipping costs and geography, August, 2000, NBER, working paper n.7836
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, Econometrica, v.57, n. 6, p.1361-1401, November, 1989
- PHILLIPS, P.; PERRON,P. Testing for a unit root in time series regressions, Biometrika, v.75, junho, p. 335-346, 1988
- PORTUGAL, M.S. Modelos de parâmetros variáveis: uma resenha crítica, Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 23, n.1, p. 99 – 134, abril, 1993
- ROGOFF, K. The purchasing power parity puzzle, Journal of Economic Literature, v.34, p. 647 – 68, June, 1996
- ROGOFF, K. Perspectives on exchange rate volatility In: FELDSTEIN, M. (ed), International Capital Flows, Chicago: University of Chicago Press, p. 441 – 453, 2001
- ROMER, D. Openness and inflation: theory and evidence, The Quarterly Journal of Economics, CVIII, p. 869-903, November, 1993
- ROMER, D. A New Assessment of Openness and Inflation: Reply, The Quarterly Journal of Economics, n. 113, p. 649-652, May, 1998
- SAID, S.; DICKEY, D. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models with unknown order, Biometrika, v.71, p. 599-607, 1984

- SEABRA, F. A relação teórica entre incerteza cambial e investimento: os modelos neoclássico e de investimento irreversível, Política e Planejamento Econômico, v. 26, n. 2, p. 183 – 202, agosto, 1996
- SIMS, C. Macroeconomics and Reality, Econometrica, v.48, p. 1-49, 1980
- SMITH, C. E. Exchange rate variation, commodity price variation and the implications for international trade, Journal of International Money and Finance, v.18, p. 471– 491, 1999
- SUTHERLAND, A. Incomplete pass-through and the welfare effects of exchange rate variability, CEPR, June, 2002, Discussion paper n. 2726
- TAYLOR, J. B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms, European Economic Review, v.44, p.1389 – 1408, 2000
- TERRA, C.T. Openness and inflation: a new assessment, The Quarterly Journal of Economics, n. 113, p. 641-648, May, 1998
- WEI, S.; PARSLEY, D. Purchasing power disparity during the floating rate period: exchange rate volatility, trade barriers and other culprits, NBER, February, 1995, working paper n. 5032

APÊNDICE A – DERIVAÇÕES MATEMÁTICAS

A.1 – DERIVAÇÃO DO MODELO TEÓRICO DO CAPÍTULO 3

$$\underset{p_t, z_t}{Max}\{U[E_{t-1}(\pi_t)] + \frac{1}{2}U''(E_{t-1}(\pi_t)) \text{var}_{t-1}(\pi_t)\} \quad (3.1.2)$$

$$\pi_t = (p_t - c_t) * x_t^{dom}(\cdot) + (s_t p_t^{ext} - c_t^*) * x_t^{ext}(\cdot) + z_t * (f_t - s_t)$$

Logo,

$$E_{t-1}(\pi_t) = p_t * E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot) - E_{t-1}c_t * E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot) + E_{t-1}[s_t p_t^{ext} x_t^{ext}(\cdot) - c_t^* x_t^{ext}(\cdot)] + z_t * E_{t-1}f_t - z_t * E_{t-1}s_t$$

Sendo $E_{t-1}f_t = f_t$, considerando que $E_{t-1}p_t^{ext} = p_t^{ext}$ e $E_{t-1}x_t^{ext} = x_t^{ext}$ e chamando $E_{t-1}s_t = e_t$:

$$\begin{aligned} E_{t-1}(\pi_t) &= p_t E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot) - E_{t-1}c_t E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot) + e_t * p_t^{ext} * x_t^{ext}(\cdot) - c_t^* x_t^{ext}(\cdot) + z_t * f_t - z_t * e_t \\ E_{t-1}(\pi_t) &= E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot) * (p_t - E_{t-1}c_t) + x_t^{ext}(\cdot) * (e_t p_t^{ext} - E_{t-1}c_t^*) + z_t * (f_t - e_t) \end{aligned} \quad (3.1.3)$$

$E_{t-1}(\pi_t)$ é a média condicional do lucro, logo:

$$\begin{aligned} \pi_t - E_{t-1}(\pi_t) &= (p_t - c_t)E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot) + x_t^{ext}(\cdot) * (e_t p_t^{ext} - c_t^*) + z_t * (f_t - s_t) - E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot) * (p_t - E_{t-1}c_t) - \\ &- z_t * (f_t - e_t) - x_t^{ext}(\cdot) * (e_t p_t^{ext} - E_{t-1}c_t^*) \end{aligned}$$

$$\pi_t - E_{t-1}(\pi_t) = E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot) * [p_t - c_t + E_{t-1}c_t] + z_t * (f_t - s_t - f_t + e_t) + x_t^{ext}(\cdot) * (s_t p_t^{ext} - e_t p_t^{ext} - c_t^* + E_{t-1}c_t^*)$$

$$\pi_t - E_{t-1}(\pi_t) = -z_t * (-e_t + s_t) + x_t^{ext}(\cdot) * p_t^{ext} * (s_t - e_t)$$

$$\pi_t - E_{t-1}(\pi_t) = (s_t - e_t) * (x_t^{ext}(\cdot) p_t^{ext} - z_t)$$

Logo, a variância condicional dos lucros pode ser escrita como:

$$\text{var}_{t-1}(\pi_t) = E_{t-1}\{[(s_t - e_t) * (x_t^{ext}(\cdot) p_t^{ext} - z_t)]^2\}$$

$$\text{var}_{t-1}(\pi_t) = E_{t-1}(s_t - e_t)^2 * (x_t^{ext}(\cdot) p_t^{ext} - z_t)^2$$

Chamando a $E_{t-1}(s_t - e_t)^2$, variância condicional da taxa de câmbio, de σ_s^2 , temos que:

$$\text{var}_{t-1}(\pi_t) = \sigma_s^2 * [x_t^{ext}(\cdot) p_t^{ext} - z_t]^2 \quad (3.1.4)$$

Usando as equações (3.1.3) e (3.1.4) na equação (3.1.2), podemos reescrever (3.1.2) como:

$$\begin{aligned} \underset{p_t, z_t}{Max}\{U[E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot) * (p_t - E_{t-1}c_t) + x_t^{ext}(\cdot) * (e_t p_t^{ext} - E_{t-1}c_t^*) + z_t(f_t - e_t)] + \frac{1}{2}U''(E_{t-1}\pi_t) * \\ \sigma_s^2 * (x_t^{ext}(\cdot) p_t^{ext} - z_t)^2\} \end{aligned} \quad (3.1.5)$$

Derivando a equação (3.1.5) em relação a Z_t e encontrando a condição de primeira ordem:

$$U'(E_{t-1}\pi_t) * (f_t - e_t) - U''(E_{t-1}\pi_t) * \sigma_s^2 * (x_t^{ext}(\cdot) p_t^{ext} - z_t) \} = 0$$

$$U'(E_{t-1}\pi_t) * (f_t - e_t) - U''(E_{t-1}\pi_t) * \sigma_s^2 * x_t^{ext}(\cdot) p_t^{ext} + U''(E_{t-1}\pi_t) * z_t = 0$$

$$z_t = - \frac{U'(E_{t-1}\pi_t) * (f_t - e_t)}{U''(E_{t-1}\pi_t) * \sigma_s^2} + x_t^{ext}(\cdot) p_t^{ext}$$

Contudo, sabemos que $-\frac{U'(E_{t-1}\pi_t)}{U''(E_{t-1}\pi_t)}$ é o coeficiente de aversão ao risco absoluto de Arrow-Pratt, que aqui chamaremos de R_U . Logo:

$$z_t^* = \frac{(f_t - e_t)}{R_U * \sigma_s^2} + x_t^{ext}(\cdot) p_t^{ext} \quad (3.1.6)$$

Usando (3.1.3), (3.1.4) e (3.1.6) em (3.1.2), podemos reescrever (3.1.2) como:

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{p_t, z_t} \{ U[E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot) * (p_t - E_{t-1}c_t) + x_t^{ext}(\cdot) * (e_t p_t^{ext} - E_{t-1}c_t^*) + (f_t - e_t) * (\frac{f_t - e_t}{R_U \sigma_s^2} + x_t^{ext}(\cdot) * p_t^{ext})] + \\ & \frac{1}{2} U''(\cdot) * \sigma_s^2 * [x_t^{ext}(\cdot) * p_t^{ext} - \frac{f_t - e_t}{R_U \sigma_s^2} - x_t^{ext}(\cdot) * p_t^{ext}]^2 \} \end{aligned} \quad (3.1.7)$$

De onde se segue que:

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{p_t, z_t} \{ U[E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot) * (p_t - E_{t-1}c_t) + x_t^{ext}(\cdot) * (e_t p_t^{ext} - E_{t-1}c_t^*) + (f_t - e_t) * (\frac{f_t - e_t}{R_U \sigma_s^2} + x_t^{ext}(\cdot) * p_t^{ext})] + \\ & \frac{1}{2} U''(\cdot) * \sigma_s^2 * [(f_t - e_t)^2 R_U^{-2}] \} \end{aligned}$$

Lembrando que R_U depende de p_t , derivamos a equação acima em relação a p_t e obtemos a condição de primeira ordem:

$$\begin{aligned} & U'(\cdot) \left[\frac{\partial E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot)}{\partial p_t} (p_t - E_{t-1}c_t) + E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot) - \frac{(f_t - e_t)^2}{\sigma_s^2} R_U^{-2} \frac{\partial R_U}{\partial p_t} \right] - \frac{1}{2} U''(\cdot) \sigma_s^2 \left[- \frac{2(f_t - e_t)^2}{\sigma_s^2} R_U^{-3} \frac{\partial R_U}{\partial p_t} \right] = 0 \\ & U'(\cdot) p_t \frac{\partial E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot)}{\partial p_t} - U'(\cdot) E_{t-1}c_t \frac{\partial E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot)}{\partial p_t} + U'(\cdot) E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot) - U'(\cdot) \frac{(f_t - e_t)^2}{\sigma_s^2} R_U^{-2} \frac{\partial R_U}{\partial p_t} + \\ & U''(\cdot) \left[- \frac{2(f_t - e_t)^2}{\sigma_s^2} R_U^{-3} \frac{\partial R_U}{\partial p_t} \right] = 0 \end{aligned}$$

$$U'(\cdot) \frac{\partial E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot)}{\partial p_t} p_t = U'(\cdot) E_{t-1}c_t \frac{\partial E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot)}{\partial p_t} - U'(\cdot) E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot) - \frac{(f_t - e_t)^2}{\sigma_s^2} \frac{\partial R_U}{\partial p_t} U'(\cdot) (R_U^{-2} + \frac{U''(\cdot)}{U'(\cdot)} R_U^{-3})$$

No entanto, $(R_U^{-2} + \frac{U''(\cdot)}{U'(\cdot)} R_U^{-3}) = R_U^{-2} + R_U R_U^{-3} = 0$. Logo:

$$p_t = E_{t-1}c_t - \frac{E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot)}{\frac{\partial E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot)}{\partial p_t}}$$

Denominando $\frac{\partial E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot)}{\partial p_t}$, elasticidade-preço da demanda, como η_t , reescrevemos a equação acima como:

$$p_t = E_{t-1}c_t - \frac{E_{t-1}x_t^{dom}(\cdot)}{\eta_t} \quad (3.1.8)$$

Considerando que:

- i. (i) $x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, ope, y) = (\alpha/p_t - \beta/p_t^{imp})y$
 - ii. (ii) $E_{t-1}c_t = As_{t-1}^\theta$
 - iii. (iii) $p_t^{imp} = (P_t^M)^\phi ope_t^{-\nu} y_t^\gamma$, $\phi > 0, \nu > 0, \gamma > 0$
 - iv. (iv) $E_{t-1}x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, ope, y) = (\alpha/p_t - \beta/p_t^{imp})y_{t-1}$, de onde se segue que
- $$\eta_t = \frac{\partial x_t^{dom}(\cdot)}{\partial p_t} = -\alpha y_{t-1} / p_t^2$$

Podemos reescrever (3.1.8) como:

$$p_t^2 = As_{t-1}^\theta (\gamma/\beta) (P_{t-1}^M)^\phi ope_{t-1}^{-\nu} y_{t-1}^\gamma$$

Log-linearizando e generalizando os parâmetros, chegamos que:

$$\ln p_t = \mu + \alpha_1 \ln s_{t-1} + \alpha_2 \ln y_{t-1} + \alpha_3 \ln ope_{t-1} + \alpha_4 \ln p_{t-1}^M + \varepsilon_t \quad (3.1.9)$$

Onde $\mu = \ln(A/2)$, $\alpha_1 = \ln(\theta/2)$, $\alpha_2 = \ln(\gamma/2)$, $\alpha_3 = \ln(\nu/2)$, $\alpha_4 = \ln(\phi/2)$

A.2 – DERIVAÇÃO DO MODELO TEÓRICO DO CAPÍTULO 4

$$Z = -0,5\pi^2 - 0,5b(y - y^* - k)^2 \quad (4.1.1)$$

$$\pi_t = a_0\pi_t^e + a_1\pi_{t-1} + a_2(y - y^*) + a_3\Delta(p_t^{ext} + s_t) + \varepsilon_t \quad (4.1.2)$$

$$s_t = s_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_{\eta_t}^2) \quad (4.1.3)$$

De (4.1.3), temos que $\Delta s_t = s_t - s_{t-1} = \eta_t$. Aplicando, portanto, (4.1.3) em (4.1.2) e reordenando os termos, temos que:

$$(y - y^*) = [\pi_t - (a_0\pi_t^e + a_1\pi_{t-1} + a_2 + a_3\Delta p_t^{ext} + a_3\eta_t + \varepsilon_t)] * \frac{1}{a_2}$$

Substituindo a equação acima em (4.1.1) temos que:

$$Z = -0,5\pi^2 - 0,5b\left\{[\pi_t - (a_0\pi_t^e + a_1\pi_{t-1} + a_3\Delta p_t^{ext} + a_3\eta_t + \varepsilon_t)] \frac{1}{a_2} - k\right\}^2$$

Logo, temos que:

$$\frac{\partial Z}{\partial \pi} = -\pi - b\left\{[\pi_t - (a_0\pi_t^e + a_1\pi_{t-1} + a_3\Delta p_t^{ext} + a_3\eta_t + \varepsilon_t)] \frac{1}{a_2} - k\right\} * \frac{1}{a_2}$$

$$\frac{\partial Z}{\partial \pi} = -\pi - \frac{b}{a_2} \left\{ \frac{\pi_t}{a_2} - \frac{a_0}{a_2} \pi_t^e - \frac{a_1}{a_2} \pi_{t-1} - \frac{a_3}{a_2} \Delta p_t^{ext} - \frac{a_3}{a_2} \eta_t - \frac{\varepsilon_t}{a_2} - k \right\}$$

A condição de primeira ordem, $\frac{\partial Z}{\partial \pi} = 0$, implica:

$$-\pi - \frac{b}{a_2} \left\{ \frac{\pi_t}{a_2} - \frac{a_0}{a_2} \pi_t^e - \frac{a_1}{a_2} \pi_{t-1} - \frac{a_3}{a_2} \Delta p_t^{ext} - \frac{a_3}{a_2} \eta_t - \frac{\varepsilon_t}{a_2} - k \right\} = 0$$

Logo,

$$\pi \left(\frac{a_2^2 + b}{a_2^2} \right) = \frac{b}{a_2^2} (a_0\pi_t^e + a_1\pi_{t-1} + a_3\Delta p_t^{ext} + a_3\eta_t + \varepsilon_t) + \frac{b}{a_2} k$$

Chamando $\beta = \frac{b}{a_2^2} + b$ e $K' = K * \frac{b}{a_2^2}$, temos que:

$$\pi = \beta a_0 \pi_t^e + \beta a_1 \pi_{t-1} + \beta a_3 \Delta p_t^{ext} + \beta a_3 \eta_t + \beta \varepsilon_t + K' \quad (4.1.4)$$

Seja:

$$\pi_t^e = \pi_{t-1} + \nu_t \quad (4.1.5)$$

Temos, portanto:

$$\pi = \beta a_0 \pi_{t-1} + \beta a_0 \nu_t + \beta a_1 \pi_{t-1} + \beta a_3 \Delta p_t^{ext} + \beta a_3 \eta_t + \beta \varepsilon_t + K'$$

Aplicando o operador de expectativas, temos que:

$$E[\pi] = (\beta a_0 + \beta a_1) \pi_{t-1} + \beta a_3 \Delta p_t^{ext} + K' \quad (4.1.6)$$

Sendo $\text{var}(\pi) = E[(\pi - E(\pi))^2]$, de (4.1.4) e (4.1.6), temos que:

$$\text{var}(\pi) = \beta^2 a_0^2 E(\nu_t)^2 + \beta^2 a_3^2 E(\eta_t)^2 + \beta^2 E(\varepsilon_t)^2 \quad (4.1.7)$$

No entanto, de (4.1.2) temos que $E(\varepsilon_t)^2 = \text{var}(\pi)$. Logo:

$$\text{var}(\pi) = \frac{\beta^2 a_0^2}{(1-\beta^2)} E(\nu_t)^2 + \frac{\beta^2 a_3^2}{(1-\beta^2)} E(\eta_t)^2$$

Chamando:

$\mu_0 = \beta^2 a_0^2 / (1 - \beta^2)$ e $\mu_1 = \mu_0 * a_3^2 / a_0^2$, temos que:

$$\text{var}(\pi) = \mu_0 E(v_t)^2 + \mu_1 E(\eta_t)^2 \quad (4.1.8)$$

Considerando que $E(v_t)^2$ é constante e chamando $\mu_0 E(v_t)^2 = \mu_0'$, temos que:

$$\text{var}(\pi) = \mu_0' + \mu_1 E(\eta_t)^2 \quad (4.1.9)$$

ANEXO B – RESULTADOS DOS MODELOS LINEARES

B.1 - MODELOS LINEARES – PERÍODO COMPLETO (TABELAS)

Tabela B.1 - IPCA

Coeficiente	Estimativa	Desvio Padrão	Estatística-t	p-value
μ	0.0508	0.0286	1.7784	0.0789
α_1	0.8398	0.0684	12.2763	0.0000
α_2	2.1079	0.7436	2.8349	0.0057
α_3	-0.3304	0.1884	-1.7534	0.0831
α_4	-0.0007	0.0037	-0.1965	0.8447
R^2		0.6433	Média da var.dependente	0.2891
R^2 ajustado		0.6265	Desv-pad da var. dependente	0.3205
Desv.pad. regressão		3.2603	AIC	-0.3690
Teste LM (1ª ordem)		0.0065†	SIC	-0.2301
Teste ARCH-LM (1ª ordem)		17.6433*	F-statistic	38.3271
Teste Ramsey (2ª ordem)		2.9960*	Prob(F-statistic)	0.0000

Notas: * significativo a 5%; † para ordens superiores a presença de autocorrelação residual também foi rejeitada

Tabela B. 2 – IGP-DI

Coeficiente	Estimativa	Desvio Padrão	Estatística-t	p-value
μ	0.0644	0.0290	2.2220	0.0289
α_1	0.8083	0.0695	11.6346	0.0000
α_2	1.9492	0.7552	2.5812	0.0116
α_3	-0.1666	0.1914	-0.8703	0.3866
α_4	0.0008	0.0038	0.1975	0.8439
R^2		0.6152	Média da var.dependente	0.2955
R^2 ajustado		0.5971	Desv-pad da var. dependente	0.3134
Desv.pad. regressão		0.1989	AIC	-0.3380
Teste LM (1ª ordem)		2.5224**	SIC	-0.1991
Teste ARCH-LM (1ª ordem)		0.5579†	F-statistic	33.9716
Teste Ramsey (1ª ordem)		3.4552*	Prob(F-statistic)	0.0000

Notas: * significativo a 5%; ** significativo a 10%; † para ordens superiores a presença de autocorrelação residual também foi rejeitada

Tabela B.3 – IPA

Coeficiente	Estimativa	Desvio Padrão	Estatística-t	p-value
μ	0.0636	0.0292	2.1778	0.0322
α_1	0.8119	0.0699	11.6112	0.0000
α_2	1.9018	0.7600	2.5024	0.0143
α_3	-0.1830	0.1926	-0.9504	0.3446
α_4	0.0008	0.0038	0.2105	0.8338
R^2		0.6145	Média da var.dependente	0.2955
R^2 ajustado		0.5964	Desv-pad da var. dependente	0.3151
Desv.pad. regressão		0.2002	AIC	-0.3252
Teste LM (2ª ordem)		3.2633*	SIC	-0.1863
Teste ARCH-LM (2ª ordem)		5.6300*	F-statistic	33.8757
Teste Ramsey (1ª ordem)		3.5620*	Prob(F-statistic)	0.0000

Notas: * significativo a 5%

B.2 - MODELOS LINEARES ALTERNATIVOS (TABELAS)

Tabela B.4 – IPCA

Coeficiente	Pré-Real	Pós-Real	Modelo com dummies
μ	0.1415* (0.0516)	0.0173* (0.0032)	0.0554 (0.0269)**
α_1	0.7262* (0.1077)	0.0568 (0.0355)	0.8888 (0.0655)*
α_{14}	-	-	-0.5680* (0.1669)
α_{15}	-	-	-0.8551** (0.3792)
α_2	2.4121* (0.9129)	0.4505* (0.1683)	2.17881* (0.0022)
α_3	-0.1325 (0.2798)	-0.0125 (0.0265)	-0.1591 (0.1824)
α_4	-0.0012 (0.0054)	0.0005 (0.0005)	-0.0008 (0.0035)
R^2	0.4888	0.2304	0.7006
R^2 ajustado	0.4471	0.1164	0.6789
Desv.pad. regressão	2.3945	0.0147	0.1816
Teste LM (1ª ordem)	0.0879†	13.5814*	0.7835†
Teste ARCH-LM (1ª ordem)	7.8165*	6.5385*	23.0965*
Teste Ramsey (1ª ordem)	2.9151*** ^(a)	0.2304**	

Notas: * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; (a) teste em segunda ordem; † para ordens superiores a presença de autocorrelação residual também foi rejeitada;

Tabela B.5 – IGP-DI

Coeficiente	Pré-Real	Pós-Real	Modelo com dummies
μ	0.1808* (0.0526)	0.0222* (0.0042)	0.0707* (0.0282)
α_1	0.6341* (0.1097)	0.0876** (0.04551)	0.8428 (0.0686)*
α_{14}	-	-	-0.4192* (0.1748)
α_{15}	-	-	-0.8658** (0.3971)
α_2	2.2269* (0.9301)	0.0186 (0.21571)	1.9876 (0.7234)
α_3	0.0843 (0.2851)	0.0351 (0.0340)	-0.0184 (0.0394)
α_4	0.0006 (0.0055)	0.0010 (0.006)	-0.0003 (0.0008)
R^2	0.4210	0.2655	0.6564
R^2 ajustado	0.3737	0.1567	0.6316
Desv.pad. regressão	0.2252	0.0189	0.1902
Teste LM (1ª ordem)**	4.2357 ^(a) **	0.3868†	1.3723 **
Teste ARCH-LM (1ª ordem)	0.0830†	0.6568†	1.4793**
Teste Ramsey (1ª ordem)	2.3705 ^(a) ***	3.6850 ^(a) **	0.6564

Notas: * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; (a) segunda ordem; † para ordens superiores a presença de autocorrelação residual também foi rejeitada

Tabela B.6– IPA-DI

Coefficiente	Pré-Real	Pós-Real	Modelo com dummies
μ	0.1721* (0.0536)	0.0252* (0.0055)	0.0688* (0.0284)
α_1	0.6562* (0.1112)	0.1023*** (0.0617)	0.8483* (0.0692)
α_{14}	-	-	-0.4344* (0.1764)
α_{15}	-	-	-0.7943** (0.4007)
α_2	2.2346* (0.9468)	-0.3548 (0.2924)	1.9477* (0.7299)
α_3	0.0242 (0.2902)	0.0599 (0.0461)	-0.0342 (0.1928)
α_4	0.0006 (0.0056)	0.0011 (0.0009)	0.0007 (0.0037)
R^2	0.4256	0.324	0.6541
R^2 ajustado	0.3787	0.2239	0.6291
Desv. pad. regressão	0.2293	0.0256	0.1919
Teste LM (1ª ordem)	3.9428** ^(a)	0.0117†	2.4383†
Teste ARCH-LM (1ª ordem)	4.6245** ^(a)	3.4787*** ^(a)	4.4998**
Teste Ramsey (1ª ordem)	2.8311***	6.4948** ^(a)	

Notas: * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; (a) estatística em segunda ordem

† para ordens superiores a presença de autocorrelação residual também foi rejeitada

B.3 - MODELOS LINEARES (GRÁFICOS)

Gráfico B.1– IPCA - Teste CUSUM dos Quadrados (período completo)

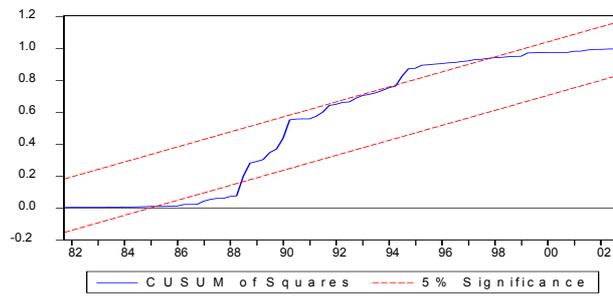


Gráfico B.2 – IPCA - Coeficientes Recursivos (período completo)

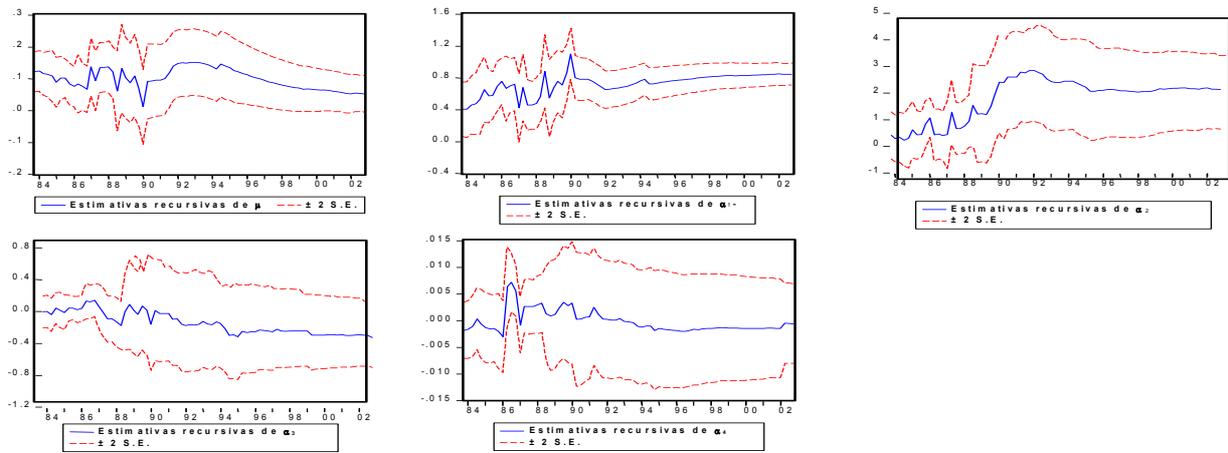


Gráfico B.3 – IPCA - Teste CUSUM dos Quadrados - período pré-Real

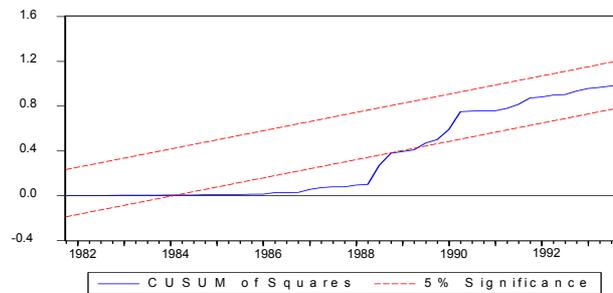


Gráfico B.4 – IPCA - Coeficientes Recursivos período pré-Real

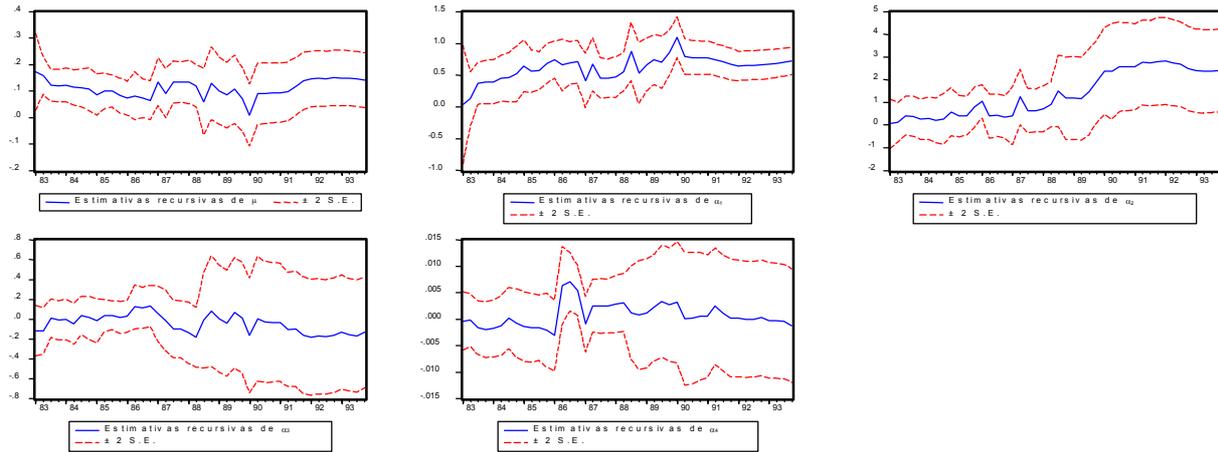


Gráfico B.5 – IPCA - Teste CUSUM dos Quadrados período pós-Real

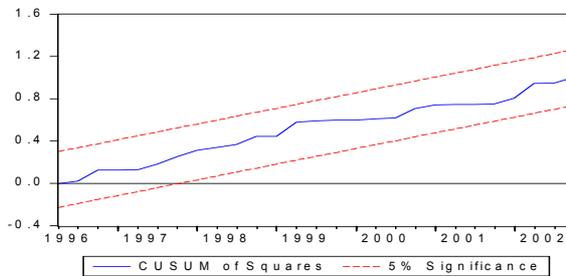


Gráfico B.6 – IPCA - Coeficientes Recursivos- período pós-Real

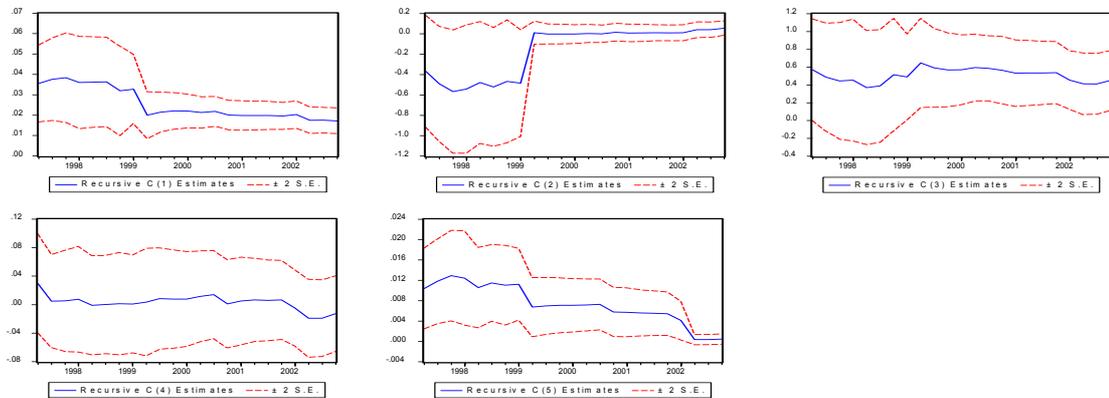


Gráfico B.7 – IPCA - Teste CUSUM dos Quadrados - modelo com dummies

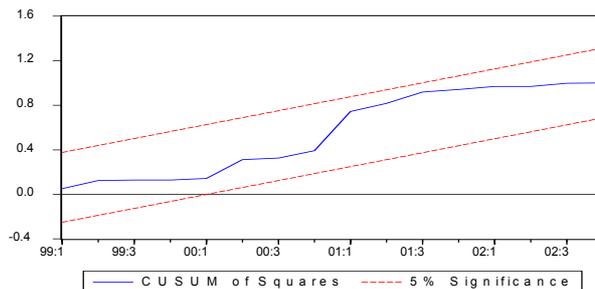


Gráfico B.8 – IPCA - Coeficientes Recursivos - modelo com dummies

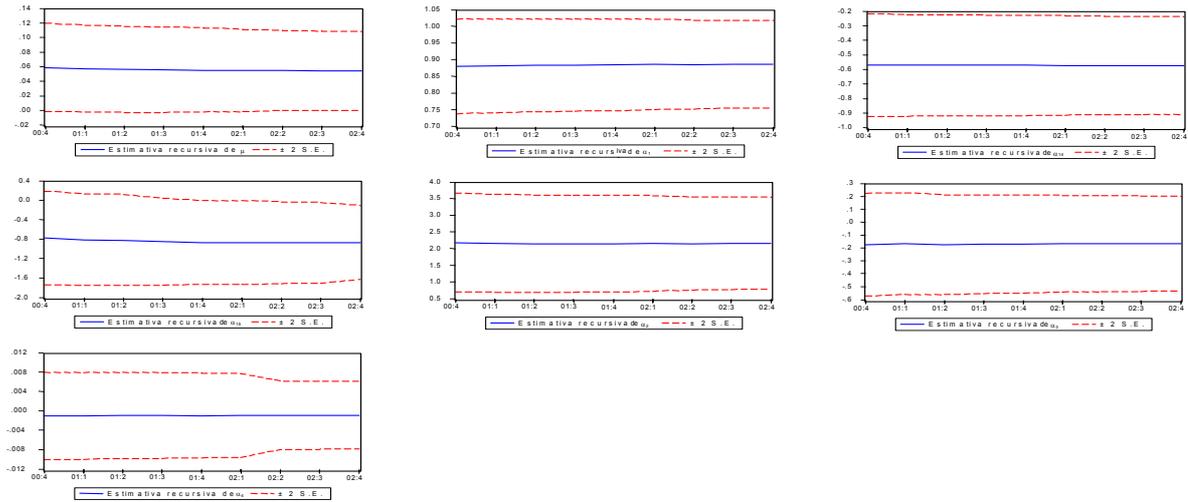


Gráfico B.9 – IGP - Teste Cusum dos Quadrados (período completo)

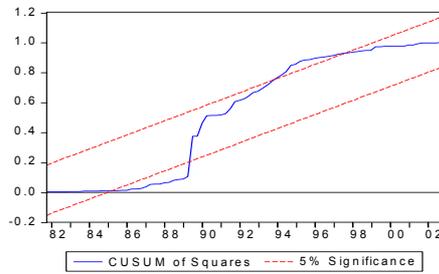


Gráfico B.10 – IGP - Teste dos Coeficientes Recursivos (período completo)

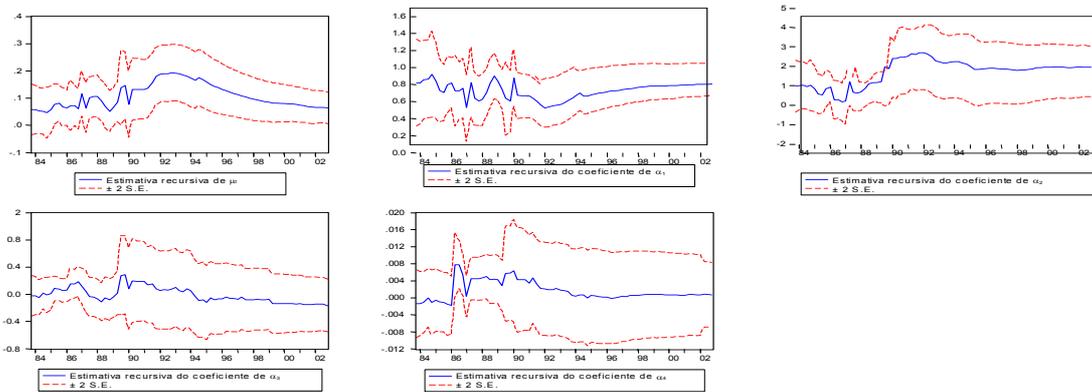


Gráfico B.11 – IGP - Teste Cusum dos Quadrados -Período pré-Real

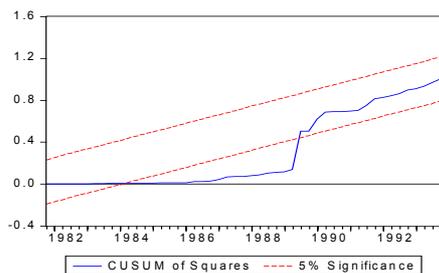


Gráfico B.12 – IGP - Coeficientes Recursivos *Período pré-Real*

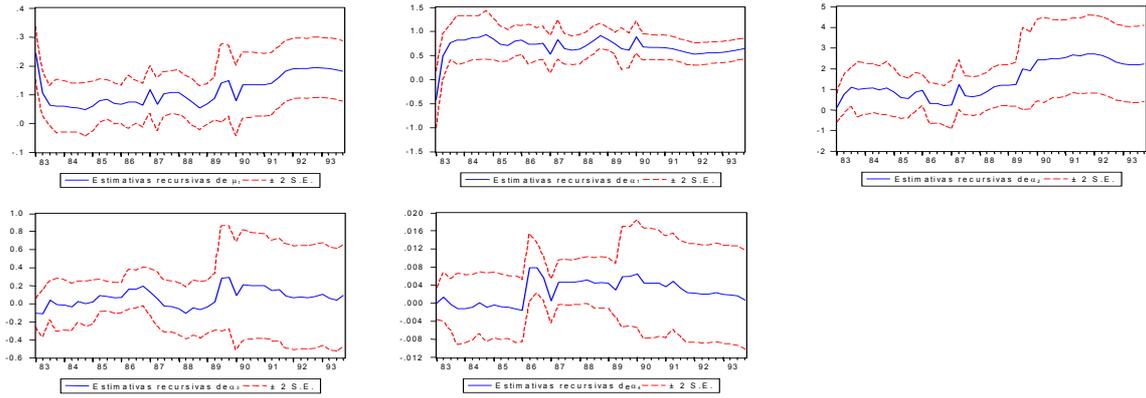


Gráfico B.13 – IGP - Teste Cusum dos Quadrados - Período pós-Real

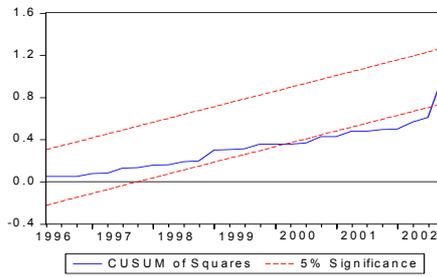


Gráfico B.14 – IGP - Coeficientes Recursivos *Período pós-Real*

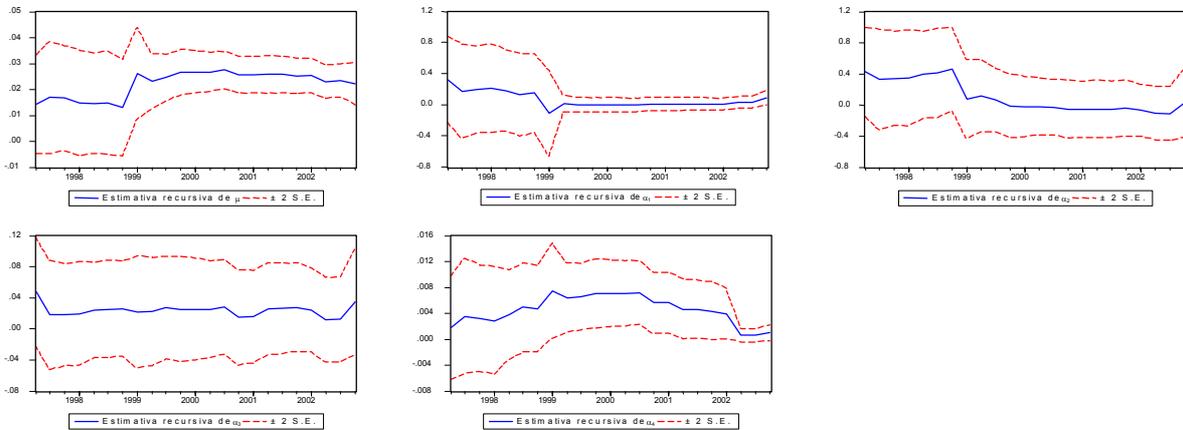


Gráfico B.15 – IGP - Teste CUSUM dos Quadrados - modelo com dummies

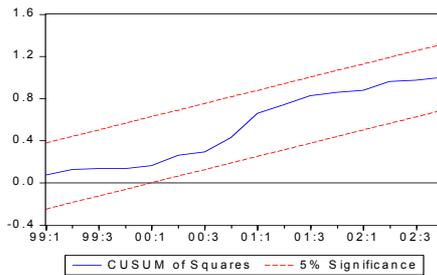


Gráfico B.16 – IGP - Coeficientes Recursivos - modelo com dummies

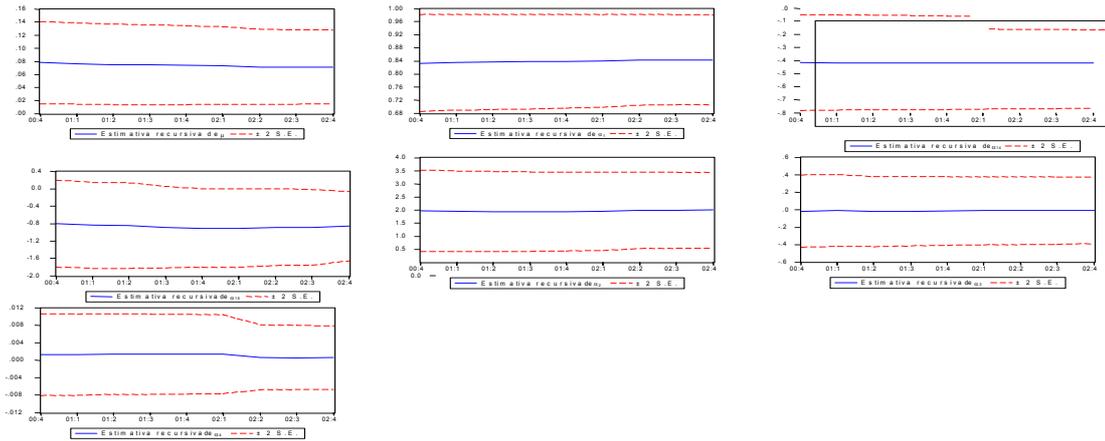


Gráfico B.17 – IPA - Teste Cusum dos Quadrados (período completo)

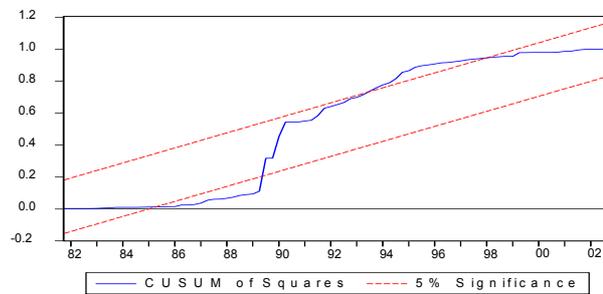


Gráfico B.18 – IPA - Teste dos Coeficientes Recursivos (período completo)

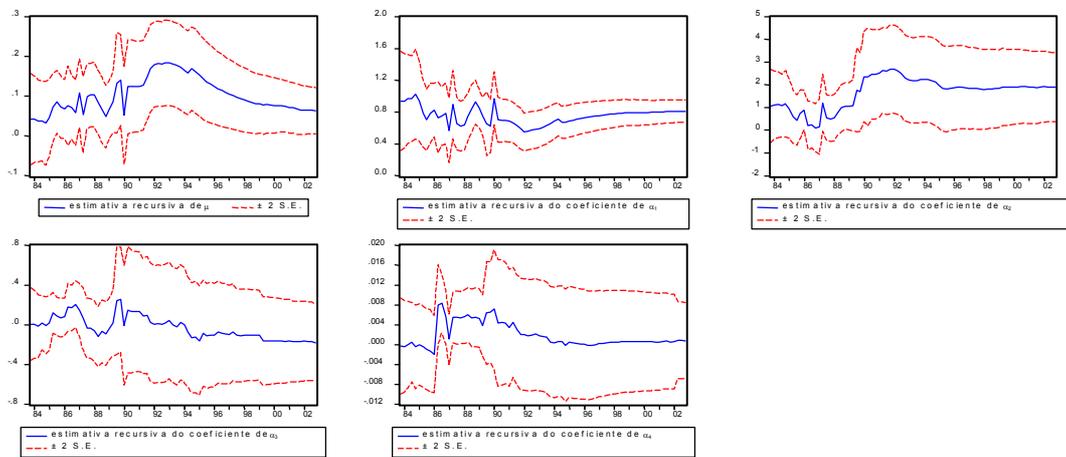


Gráfico B.19 – IPA - Teste Cusum dos Quadrados - Pré-Real

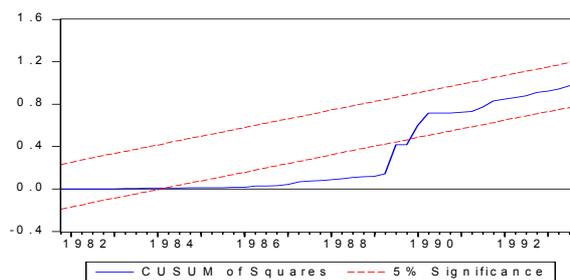


Gráfico B.20 – IPA - Teste dos Coeficientes Recursivos - Pré-Real

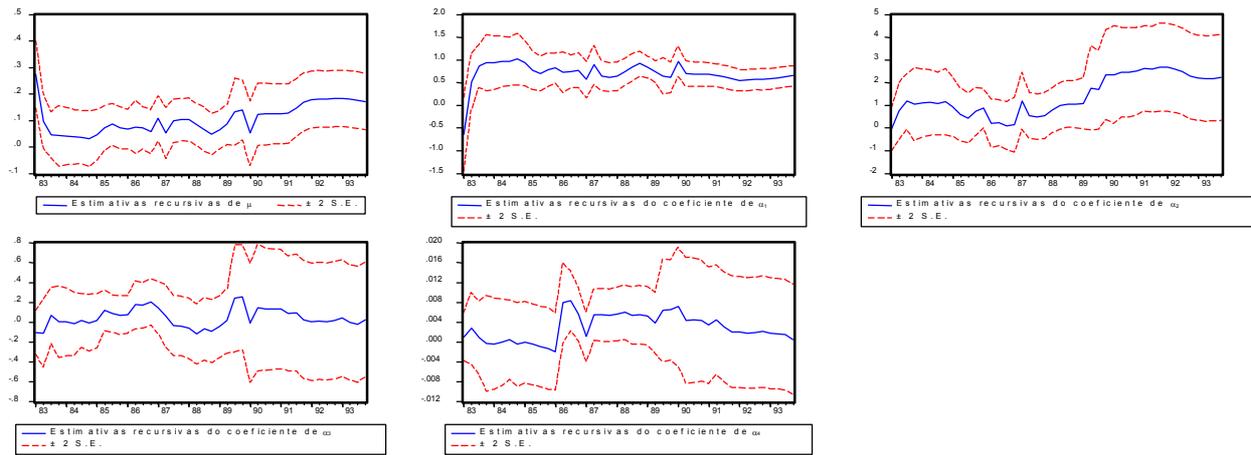


Gráfico B.21 – IPA - Teste Cusum dos Quadrados - Pós- Real

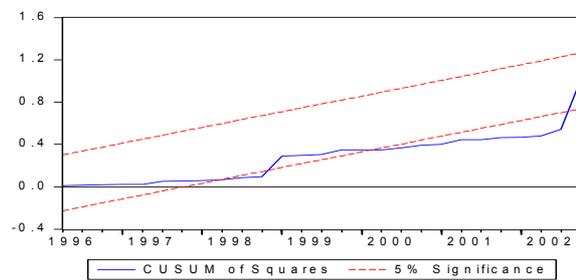


Gráfico B.22 - IPA – Coeficientes Recursivos Pós-Real

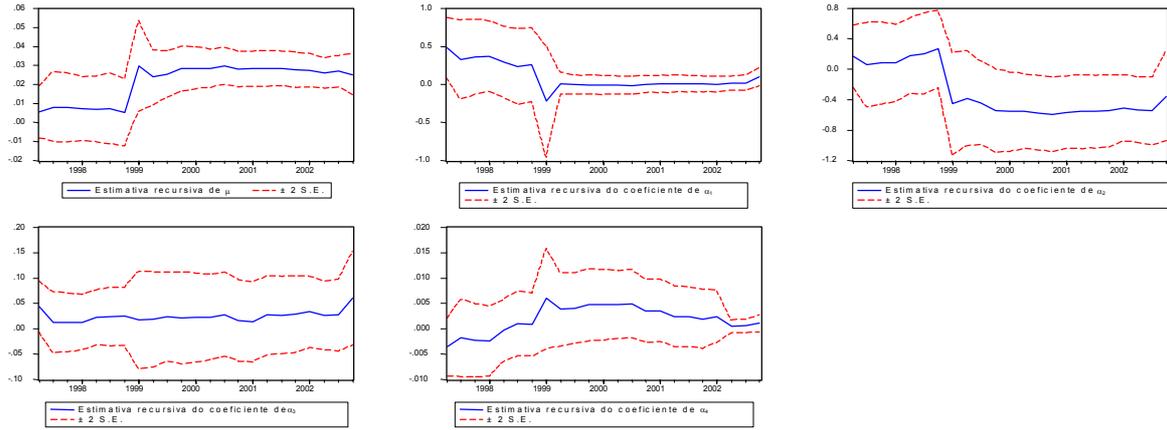


Gráfico B.23 – IPA - Teste CUSUM dos Quadrados - Modelo com dummies

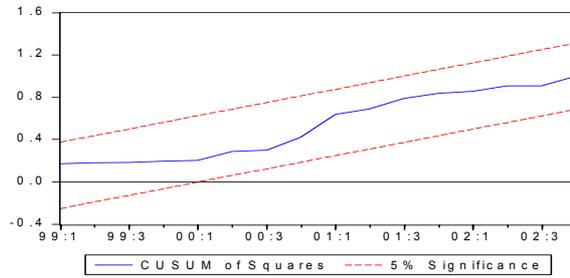
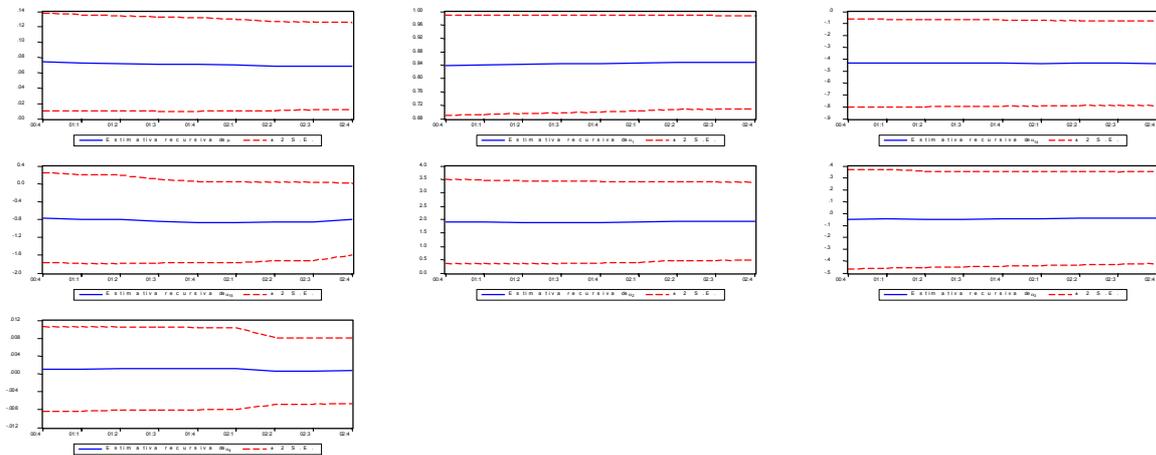


Gráfico B.24 – IPA - Coeficientes Recursivos - Modelo com dummies



ANEXO C – COEFICIENTES FILTRADOS – VALORES E MÉDIAS

C.1 – COEFICIENTES FILTRADOS DE $\alpha_{1,T}$ – IPCA

DATA	Estimativa filtrada do coeficiente	DATA	Estimativa filtrada do coeficiente	DATA	Estimativa filtrada do coeficiente
1980-1	0.0000	1987-4	0.3051	1995-3	0.5409
1980-2	0.4582	1988-1	0.7671	1995-4	0.4747
1980-3	0.4620	1988-2	0.4572	1996-1	0.4550
1980-4	0.5130	1988-3	1.4162	1996-2	0.4481
1981-1	0.3686	1988-4	-0.4444	1996-3	0.4612
1981-2	0.4391	1989-1	0.6641	1996-4	0.4225
1981-3	0.5050	1989-2	0.7343	1997-1	0.4624
1981-4	0.5096	1989-3	0.8732	1997-2	0.4543
1982-1	0.6443	1989-4	0.6297	1997-3	0.4541
1982-2	0.4166	1990-1	1.0293	1997-4	0.4454
1982-3	0.3926	1990-2	0.1772	1998-1	0.4643
1982-4	0.3397	1990-3	0.1075	1998-2	0.4717
1983-1	0.6340	1990-4	0.2846	1998-3	0.4367
1983-2	0.4925	1991-1	0.4021	1998-4	0.4646
1983-3	0.5250	1991-2	0.1042	1999-1	0.0819
1983-4	0.5661	1991-3	0.4583	1999-2	0.0197
1984-1	0.5688	1991-4	0.4620	1999-3	0.0378
1984-2	0.5024	1992-1	0.1729	1999-4	0.0218
1984-3	0.5192	1992-2	0.3231	2000-1	0.0034
1984-4	0.5487	1992-3	0.3244	2000-2	0.1217
1985-1	0.4631	1992-4	0.5412	2000-3	0.0393
1985-2	0.2699	1993-1	0.5287	2000-4	0.0208
1985-3	0.4645	1993-2	0.4926	2001-1	-0.0557
1985-4	0.5364	1993-3	0.5694	2001-2	0.0342
1986-1	0.4541	1993-4	0.6168	2001-3	0.0422
1986-2	-0.1555	1994-1	0.6633	2001-4	0.0649
1986-3	0.3079	1994-2	0.6673	2002-1	0.0301
1986-4	0.4595	1994-3	0.0581	2002-2	-0.0423
1987-1	0.6253	1994-4	-0.2927	2002-3	-0.0421
1987-2	0.7878	1995-1	0.5671	2002-4	0.0570
1987-3	0.0552	1995-2	0.4270		

Período	Média
1980:1 / 1994:2	0.4876
1994:3 / 1998:4	0.4213
1999:1 / 2002:4	0.0346

C.2 – COEFICIENTES FILTRADOS DE $\alpha_{1,T}$ – IGP-DI

DATA	Estimativa filtrada do coeficiente	DATA	Estimativa filtrada do coeficiente	DATA	Estimativa filtrada do coeficiente
1980-1	0.0000	1987-4	0.2429	1995-3	0.3683
1980-2	0.3245	1988-1	0.5097	1995-4	0.3553
1980-3	0.3221	1988-2	0.4317	1996-1	0.2972
1980-4	0.3336	1988-3	0.6012	1996-2	0.3174
1981-1	0.2432	1988-4	0.5513	1996-3	0.3206
1981-2	0.2933	1989-1	0.3359	1996-4	0.3108
1981-3	0.3307	1989-2	0.0694	1997-1	0.3082
1981-4	0.4270	1989-3	1.3132	1997-2	0.3228
1982-1	0.4174	1989-4	-0.4109	1997-3	0.3058
1982-2	0.3100	1990-1	0.5020	1997-4	0.3279
1982-3	0.2353	1990-2	-0.0620	1998-1	0.3114
1982-4	0.2520	1990-3	-0.1438	1998-2	0.3298
1983-1	0.4193	1990-4	-0.1819	1998-3	0.3057
1983-2	0.5477	1991-1	0.0956	1998-4	0.3273
1983-3	0.4818	1991-2	0.1157	1999-1	0.3591
1983-4	0.5161	1991-3	0.3245	1999-2	-0.0370
1984-1	0.2967	1991-4	0.3221	1999-3	0.0658
1984-2	0.3107	1992-1	0.0712	1999-4	0.0754
1984-3	0.3191	1992-2	0.2772	2000-1	0.0256
1984-4	0.4376	1992-3	0.3870	2000-2	0.0929
1985-1	0.2023	1992-4	0.4595	2000-3	0.0525
1985-2	0.2105	1993-1	0.3525	2000-4	0.0456
1985-3	0.3234	1993-2	0.4620	2001-1	0.0115
1985-4	0.3559	1993-3	0.5155	2001-2	0.0584
1986-1	0.2405	1993-4	0.5212	2001-3	0.0347
1986-2	-0.1499	1994-1	0.5229	2001-4	0.0732
1986-3	0.2249	1994-2	0.5412	2002-1	0.0538
1986-4	0.3225	1994-3	0.0797	2002-2	0.0758
1987-1	0.4050	1994-4	-0.5037	2002-3	0.0447
1987-2	0.8969	1995-1	0.4877	2002-4	0.0996
1987-3	0.1352	1995-2	0.3094		
Período		Média			
1980:1 / 1994:2		0.3283			
1994:3 / 1998:4		0.2712			
1999:1 / 2002:4		0.0707			

C.3 – COEFICIENTES FILTRADOS DE $\alpha_{1,T}$ – IPA

DATA	Estimativa filtrada do coeficiente	DATA	Estimativa filtrada do coeficiente	DATA	Estimativa filtrada do coeficiente
1980-1	0.3103	1987-4	0.2402	1995-3	0.3570
1980-2	0.3103	1988-1	0.4901	1995-4	0.3371
1980-3	0.2946	1988-2	0.5054	1996-1	0.2913
1980-4	0.3143	1988-3	0.5800	1996-2	0.3065
1981-1	0.2220	1988-4	0.5522	1996-3	0.3126
1981-2	0.2692	1989-1	0.3087	1996-4	0.2987
1981-3	0.2928	1989-2	0.0689	1997-1	0.3011
1981-4	0.4113	1989-3	1.1884	1997-2	0.3077
1982-1	0.4011	1989-4	-0.2888	1997-3	0.2941
1982-2	0.3045	1990-1	0.7681	1997-4	0.3160
1982-3	0.2409	1990-2	-0.0687	1998-1	0.3010
1982-4	0.2338	1990-3	-0.1301	1998-2	0.3152
1983-1	0.4241	1990-4	-0.1434	1998-3	0.2947
1983-2	0.5415	1991-1	0.0904	1998-4	0.3127
1983-3	0.5179	1991-2	0.1603	1999-1	0.3622
1983-4	0.5236	1991-3	0.3089	1999-2	-0.0139
1984-1	0.2677	1991-4	0.3103	1999-3	0.3118
1984-2	0.2967	1992-1	0.0640	1999-4	0.2908
1984-3	0.3062	1992-2	0.2674	2000-1	0.2885
1984-4	0.4381	1992-3	0.3770	2000-2	0.3177
1985-1	0.2166	1992-4	0.4557	2000-3	0.3064
1985-2	0.1815	1993-1	0.3381	2000-4	0.3006
1985-3	0.2967	1993-2	0.4803	2001-1	0.2639
1985-4	0.3619	1993-3	0.5244	2001-2	0.3220
1986-1	0.2951	1993-4	0.5268	2001-3	0.2230
1986-2	-0.1649	1994-1	0.5301	2001-4	0.3049
1986-3	0.2025	1994-2	0.5259	2002-1	0.3097
1986-4	0.3101	1994-3	0.0836	2002-2	0.3234
1987-1	0.3913	1994-4	-0.3537	2002-3	0.3015
1987-2	1.0162	1995-1	0.4427	2002-4	0.3003
1987-3	0.1382	1995-2	0.2940		0.3570
Período			Média		
1980:1 / 1994:2			0.3310		
1994:3 / 1998:1			0.2674		
1999:1 / 2002:4			0.3050		