FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS

ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

RICARDO SÁVIO DENADAI

HÁ *HYSTERESIS* NO COMÉRCIO EXTERIOR BRASILEIRO? UM TESTE ALTERNATIVO

SÃO PAULO

2007

RICARDO SÁVIO DENADAI

HÁ *HYSTERESIS* NO COMÉRCIO EXTERIOR BRASILEIRO? UM TESTE ALTERNATIVO

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia

Campos de conhecimento: Macroeconomia e Econometria

Orientador: Prof. Dr. Vladimir Kühl Teles

SÃO PAULO

2007

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, gostaria de agradecer ao meu orientador, Prof. Dr. Vladimir Kühl Teles, pela grande dedicação na orientação deste trabalho, que lhe tomou inúmeros sábados de lazer.

À professora Maria Carolina Leme e ao professor Mário Brundo, membros de minha banca de qualificação, pelos comentários e sugestões que contribuíram para a melhoria deste trabalho.

Aos professores do mestrado da EESP-FGV-SP bem como os professores do meu curso de graduação da FEA-USP pelo conhecimento transmitido.

Aos colegas nas disciplinas cursadas no mestrado na EESP-FGV-SP, especialmente ao Otávio, Roberta, Eugênia e Silvia, pelas tardes de estudo compartilhadas.

Aos sócios da LCA, por terem viabilizado o meu mestrado, e aos amigos, por terem contribuído, cada um da sua maneira, para que eu conseguisse realizar este trabalho.

À Votorantim Asset Management, pela compreensão durante a reta final desta dissertação.

Ao amigo Leonardo Sapienza, pelas discussões e comentários produtivos sobre o tema em questão e pelo estímulo dado na etapa final deste trabalho.

À Gabriela, que sempre esteve presente nos momentos importantes da minha vida e que me ajudou em todos os aspectos durante o mestrado.

Aos meus pais por tornarem tudo isso possível.

RESUMO

Esta dissertação tem dois objetivos: (i) propor um novo teste para verificar a existência de *hysteresis* em comércio exterior; (ii) aplicá-lo para o Brasil e analisar o comportamento recente do setor externo deste país à luz desta teoria. O teste sugerido envolve duas etapas. A primeira é a de delimitação da zona de inação ao longo do tempo, utilizando calibrações para o modelo de Dixit (1989, 1994) combinadas com uma aplicação de um modelo de Estado-Espaço de coeficientes variando no tempo para estimar o movimento browniano da taxa de câmbio real com parâmetros variáveis no tempo. Esta etapa nos permitirá identificar, de acordo com a teoria de *hysteresis*, quando a taxa de câmbio real ultrapassou os limiares da zona de inação. A segunda etapa consiste em utilizar estes resultados, juntamente com a metodologia de análise de cointegração com quebra estrutural proposto por Johansen et al. (2000), para testar a hipótese de que variações temporárias no câmbio, desde que sejam suficientemente grandes para ultrapassar os limiares da zona de inação, afetam permanentemente as exportações. Os resultados encontrados não apresentaram evidências fortes de *hysteresis* para o volume total das exportações brasileiras, mas sugeriram que há alguma evidência de *hysteresis* para o volume das exportações de produtos manufaturados.

Palavras-chave: *hysteresis*, comércio exterior, exportação - Brasil, câmbio, cointegração com quebra estrutural

SUMÁRIO

1. Introdução 1

2. *Hysteresys* em comércio exterior: modelos teóricos e testes empíricos 6

2.1. Modelos teóricos 6

2.1.1. Custos irrecuperáveis 7

2.1.2. Incerteza 11

2.2. Testes empíricos 14

2.2.1. Testes de raiz unitária 15

2.2.2. Testes baseados em modelos econométricos de séries de tempo 16

2.2.3. Testes baseados em modelos econométricos de dados em painel 17

2.2.4. Testes baseados na estimação de medidas empíricas para variável histerética 18

3. Estimação dos limiares da zona de inação 21

3.1. Descrição 21

3.2. O modelo de Dixit (1989, 1994) 21

3.3. Os primeiros resultados para o caso brasileiro 24

3.4. A expansão do modelo de Dixit através da aplicação do modelo Estado-Espaço 25

3.4.1. Filtro de Kalman 25

3.5. Aplicação do modelo expandido ao caso brasileiro 26

3.5.1. Dados 26

3.5.2. Estimação 27

3.6. Resultados e conclusões 28

3.6.1. Variância constante para todo o período amostral 28

3.6.2. Variância distinta para dois períodos amostrais 31

4. Um teste alternativo para *hysteresis* em comércio exterior 35
4.1. Descrição 35
4.2. Metodologia e dados 36
4.2.1. Metodologia 36
4.2.2. Dados 41
4.3. Resultados empíricos para o caso brasileiro 44
4.3.1. Teste de cointegração de Johansen com quebra estrutural 44
4.3.2. Estimação dos vetores de cointegração 47
4.3.3. Conclusões 49
5. Considerações Finais 51
6. Referência bibliográfica 54

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Parâmetros estimados da Equação 13 25

Tabela 2. Resultados estimados para o desvio padrão da taxa de câmbio real efetiva 27

Tabela 3. Estatísticas do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) 43

Tabela 4. Estatísticas do teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) 43

Tabela 5. Teste de cointegração de Johansen com e sem quebras para XQTB, E e P 46

Tabela 6. Teste de cointegração de Johansen com e sem quebras para XQMB, E e P 47

Tabela 7. Estimativas de longo prazo dos vetores de cointegração: quebras em set/94 e out/99 48

Tabela 8. Estimativas de longo prazo dos vetores de cointegração: quebras em jan/94 e fev/01 49

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1. Taxa de câmbio real efetiva (média 2000 = 100) 1

Gráfico 2. Taxa de câmbio nominal Iene/US$ 7

Gráfico 3. Comportamento da firma de acordo com o modelo de retorno não ideal: criação da zona de inação 10

Gráfico 4. Estimação do parâmetro μ variável no tempo 28

Gráfico 5. Evolução da Taxa de Câmbio Real Efetiva (TCRE), dos Limiares da Zona de Inação e do *Quantum* Exportado 29

Gráfico 6. Evolução da largura da zona de inação e da taxa real de juros 31

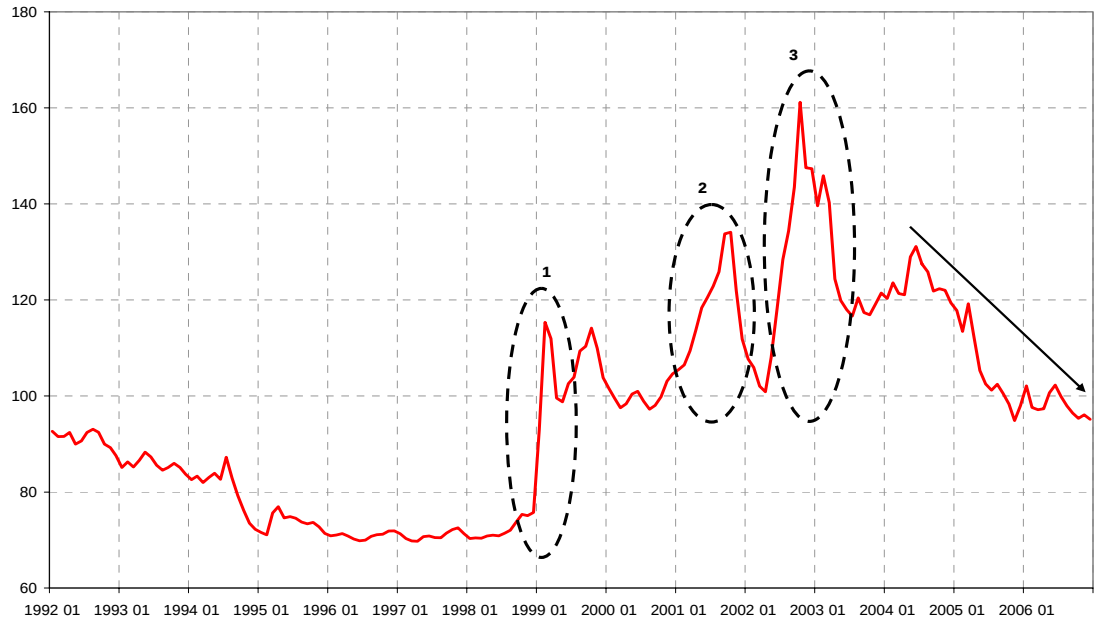
Gráfico 7. Evolução da Taxa de Câmbio Real Efetiva (TCRE), dos Limiares da Zona de Inação e do *Quantum* Exportado 32

Gráfico 8. Evolução da largura da zona de inação e da taxa real de juros: variância constante e variância distinta para dois períodos amostrais 33

1. Introdução

A taxa de câmbio doméstica passou por três importantes choques desde e a introdução do regime de câmbio flutuante em janeiro de 1999: (1) a própria desvalorização da moeda nacional depois de mais de 4 anos de regime de câmbio fixo; (2) a redução das exposições de investidores estrangeiros em países emergentes após a contaminação da crise Argentina, os atentados de 11 de setembro de 2001 e a crise dos balanços financeiros nos EUA (caso Enron); e (3) as incertezas relacionadas às eleições presidenciais brasileiras em 2002 com receio de alteração da política econômica. Estes três eventos produziram expressiva depreciação da taxa de câmbio real efetiva[1] doméstica (ver Gráfico 1).

Gráfico 1. Taxa de câmbio real efetiva (média 2000 = 100)



Fonte: IPEADATA.

[1] Taxa de câmbio real efetiva: medida da competitividade das exportações brasileiras calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil calculada pelo IPEA. A paridade do poder de compra é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preço por Atacado (IPA) do país em caso e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) do Brasil.

Mas desde 2003 a taxa de câmbio real efetiva vem apresentando consistente trajetória de apreciação, motivada pelas condições favoráveis de liquidez internacional e pela melhora dos fundamentos da economia brasileira, com forte controle das expectativas inflacionárias, redução da taxa real de juros e expressiva melhora dos indicadores de solvência externa. Esta trajetória de apreciação prolongada trouxe à tona intensos debates sobre seus possíveis efeitos danosos para o setor exportador, sob o argumento de que esta apreciação implicaria em perda de competitividade dos produtos nacionais perante os concorrentes internacionais, o que resultaria na reversão dos saldos comerciais ora positivos. Contudo, até o final de 2006, os saldos da balança comercial vêm batendo sucessivos recordes, contrariando prognósticos feitos anteriormente.

Em razão desta constatação, surgiram algumas tentativas para explicar este comportamento, apoiadas, sobretudo, no argumento de que o superávit comercial atual é conseqüência do elevado crescimento mundial e dos níveis recordes dos preços das *commodities* internacionais, que tem alta relevância na pauta de exportação brasileira. Avaliamos que esta explicação é relevante, mas incompleta, pois desconsidera aspectos microeconômicos importantes. Com intuito de contribuir para esta discussão, este trabalho visa investigar a evolução do setor externo brasileiro a luz da teoria de *hysteresis*.

O termo *hysteresis* é utilizado para descrever efeitos permanentes advindos de choques temporários. A existência de *hysteresis* em comércio internacional é justificada em razão da existência de custos irrecuperáveis (*sunk costs*) para entrada e/ou saída do mercado externo e da presença de incerteza relacionada ao comportamento da taxa de câmbio, que tem bastante importância na determinação da rentabilidade das exportações. A presença de custos irrecuperáveis e de incerteza permite que variações temporárias no câmbio, desde que sejam suficientemente grandes, afetem permanentemente as exportações. Com custos de entrada irrecuperáveis, nem todas as novas entrantes saem quando a taxa de câmbio volta para o seu nível original. Isto criaria uma zona de inação, onde flutuações da taxa de câmbio dentro deste intervalo não promoveriam movimentos de entrada e saída das firmas. É por esta razão que a teoria de *hysteresis* é micro-fundamentada.

Uma sondagem realizada pela Confederação Nacional das Indústrias (CNI) junto ao setor exportador instiga a investigação desta hipótese para o caso brasileiro.

> *"O principal motivo apontado pelas empresas exportadoras para continuar exportando apesar da valorização do real é a manutenção do cliente: 60,2% de assinalações entre as pequenas e médias empresas e 64,3% das grandes empresas. Isso reflete a mudança estrutural pela qual passou a indústria brasileira. As empresas passaram a considerar o mercado externo como estratégico e não apenas como um escoadouro de excedente de produção." Sondagem Especial CNI – Ano 4, No. 2 – junho de 2006, pág. 4.*

Outro resultado interessante desta mesma sondagem é com relação à perspectiva de investimentos voltados para a exportação. Mesmo com a apreciação cambial, as empresas que já possuem investimentos no exterior pretendem mantê-los e até mesmo ampliá-los. Entretanto, as que ainda não possuem operações fora do país não pretendem realizar investimentos para exportar.

> *"Menos de 5% das empresas não-exportadoras pretendem investir para exportar. Já dentre as empresas exportadoras, 78,6% devem realizar investimentos voltados para exportação." Sondagem Especial CNI – Ano 4, No. 2 – junho de 2006, pág. 5.*

Trata-se de um resultado que ilustra a importância dos supostos limiares da zona de inação: nos preços atuais da taxa de câmbio, quem está dentro do mercado externo deve permanecer dentro, mas quem está fora não tem estímulo para entrar.

As implicações empíricas de *hysteresis* são muito importantes. Baldwin (1989) argumenta que a estimação de equações derivadas de um modelo que impõe um único equilíbrio de longo-prazo pode estar mal especificada se o modelo está sujeito a *hysteresis*. Além do mais, a utilização de estrutura de defasagens com coeficientes fixos para captar os efeitos da história pode ser inapropriada caso *hysteresis* seja uma possibilidade.

Ainda segundo Baldwin (1989), as implicações teóricas, empíricas e de política econômica de *sunk cost hysteresis* foram estudadas por diversos autores. Por exemplo, foi demonstrada que a possibilidade de *hysteresis* afeta: (i) a decisão de entrada e saída da firma sob incerteza (Dixit (1987a), *apud* Baldwin (1989)); (ii) o *pass-though* da taxa de câmbio para

os preços das importações (Dixit (1987b), Baldwin (1988a, 1988b), *apud* Baldwin (1989)); (iii) o desempenho das exportações do Reino Unido nos anos 80 (Bean (1987), *apud* Baldwin (1989)); (iv) o aumento dos casos de *anti-dumping* nos EUA (Dixit (1987a), *apud* Baldwin (1989)); (v) a dinâmica do comportamento e o nível de longo-prazo da taxa real de câmbio (Baldwin e Lions (1988a), Baldwin e Krugman (1989), Krugman (1988), *apud* Baldwin (1989)); e (vi) a persistência do déficit comercial dos EUA nos anos 80 (Krugman e Baldwin (1987), *apud* Baldwin (1989)).

Além de contribuir para o debate sobre o comportamento do setor externo brasileiro utilizando um arcabouço teórico micro-fundamentado, este trabalho também tem como objetivo propor um teste empírico alternativo para verificar a existência de *hysteresis* em comércio exterior. Avaliamos haver amplo espaço na literatura para o desenvolvimento de maneiras mais eficientes para se testar *hysteresis*, como a tentativa feita por Kannebley (2005). Muitos dos testes que são comumente utilizados na literatura não agregam os aspectos teóricos aos quantitativos. A própria afirmação de Göcke (2002) nos estimula a buscar um teste alternativo para a verificação de *hysteresis*:

> *"(...) the empirical treatment of economic persistence or hysteresis effects is far from being mature and requires further research. A variety of methods is applied but none is generally accepted." (p. 185)*

A dificuldade de testar a hipótese de *hysteresis* também é levantada por Hallett e Piscitelli (2002):

> *"Thus, although there is some consensus that hysteresis is an important feature of economic behaviour, the practical difficulty has been that we have no operational tests for hysteresis in a world of nonlinear and stochastic market responses, or where markets might clear to one of several possible equilibria. It is not that research has established that hysteresis does not apply. The problem has been that we have lacked the means to detect it clearly, and separately from other elements of market or institutional behaviour. As always, the problem is to distinguish hysteretic behaviour from other responses which generate rather*

> *similar characteristics—such as nonlinear market responses, cyclical behaviour, or multiple equilibria." (p. 304)*

Portanto, o tema não só é atual para o caso brasileiro como também há inúmeros avanços e aperfeiçoamentos teóricos e empíricos necessários para consolidá-lo. Este trabalho tentará contribuir com a literatura empírica ao integrar as proposições teóricas de *hysteresis* baseadas no modelo de Dixit (1989, 1994) com uma metodologia de análise de cointegração com quebras estruturais proposto por Johansen et al. (2000).

O trabalho que se segue está organizado da seguinte maneira. No segundo capítulo, apresentaremos a evolução dos modelos teóricos de *hysteresis* em comércio exterior e as principais metodologias de testes empíricos. No terceiro capítulo, introduziremos o modelo de *hysteresis* com custos irrecuperáveis e incerteza proposto por Dixit (1989 e 1994) e sua versão expandida através do uso de um modelo de Estado-Espaço com coeficientes variando no tempo para estimar o movimento browniano da taxa de câmbio real com parâmetros variáveis no tempo. Esta etapa nos permitirá identificar, de acordo com a teoria de *hysteresis*, quando a taxa de câmbio real ultrapassou os limiares da zona de inação. No quarto capítulo, apresentaremos a segunda parte do teste, que consiste em utilizar estes resultados, juntamente com a metodologia de análise de cointegração com quebras estruturais proposto por Johansen et al. (2000), para testar a hipótese de que variações temporárias no câmbio, desde que sejam suficientemente grandes para ultrapassar os limiares da zona de inação, afetam permanentemente as exportações. Por fim, no quinto e último capítulo, teceremos as considerações finais sobre nosso trabalho, fazendo sugestões de política econômica a partir dos resultados encontrados, deixando claras as limitações do exercício realizado e apresentando algumas linhas para futuro desenvolvimento.

2. *Hysteresys* em comércio exterior: modelos teóricos e testes empíricos

O termo *hysteresis* é utilizado para descrever efeitos permanentes advindos de estímulos temporários. Göcke (2002) salienta que o termo, originário da física e magnetismo, foi aplicado em economia para descrever a trajetória de dependência (*path dependence*) da taxa "natural" de desemprego e para analisar a relação entre taxa de câmbio e comércio exterior.

O tema foi abordado tanto na construção de modelos teóricos como na aplicação empírica. As seções a seguir apresentarão sua evolução teórica e as principais metodologias utilizadas para a constatação empírica deste efeito.

2.1. Modelos teóricos

Kannebley (2005) resume a existência de *hysteresis* em comércio exterior da seguinte maneira:

> *"Os modelos teóricos justificam a existência de hysteresis em modelos de comércio internacional em razão da existência de custos irrecuperáveis (sunk costs) para entrada e/ou saída do mercado externo e da presença de incerteza na definição das variáveis determinantes da rentabilidade da atividade exportadora. Com isso, a ocorrência de variações cambiais transitórias, porém significativas, poderia levar a movimentos de entrada e saída persistentes das empresas exportadoras que alterariam permanentemente a estrutura de mercado dos países em concorrência internacional. A existência de custos de entrada e/ou saída também seria capaz de criar zonas de inação, onde flutuações da taxa de câmbio dentro desse intervalo não promoveriam incentivos suficientes para os movimentos de entrada e saída das firmas." (pg. 3).*

Em comércio exterior, o conceito de *hysteresis* foi explorado inicialmente por Baldwin (1988, 1989, 1990), Baldwin e Krugman (1989), e Dixit (1989, 1994).

A principal motivação para o avanço do tema no final da década de 80 foi a relevante depreciação do dólar no período (ver Gráfico 2). Na época, muitos argumentavam que o

saldo comercial norte-americano continuaria decadente, já que as firmas que entraram no mercado americano quando o dólar estava muito apreciado não sairiam mesmo com a depreciação do dólar.

Gráfico 2. Taxa de câmbio nominal Iene/US$

Fonte: Bloomberg.

Dixit (1989a) afirma que mesmo a queda do dólar das máximas de 1985, o saldo comercial dos EUA melhorou muito lentamente, e as firmas estrangeiras estavam relutantes em aumentar seus preços no mercado norte-americano. O principal argumento para este fenômeno foi o da existência de *hysteresis*. As seções seguintes apresentam a evolução teórica desenvolvida por Baldwin, Krugman e Dixit.

2.1.1. Custos irrecuperáveis

Baldwin (1988)[2] introduziu a idéia de que grandes alterações da taxa de câmbio poderiam causar *hysteresis* quando os custos de entrada no mercado são *sunk*, isto é, irrecuperáveis.

[2] Baldwin (1988) é uma versão posterior publicada de Baldwin (1986).

Para entrarem em um novo mercado as firmas precisam investir em redes de distribuição, marketing, reputação (reconhecimento da marca), conhecer as particularidades da legislação de cada país, P&D, etc. Caso a firma deixe o mercado, estes custos incorridos na entrada não são recuperados e se desintegram rapidamente. Para voltar, a firma tem de arcar com os mesmos custos novamente.

Baldwin (1988) desenvolveu um modelo simples no qual uma firma estrangeira pode entrar no mercado doméstico apenas se incorrer em custos irrecuperáveis. A firma também teria de arcar com um custo fixo em cada período para se manter no mercado. O trabalho mostra que um choque temporário na taxa de câmbio, desde que suficientemente grande, poderia induzir firmas estrangeiras a entrarem no mercado doméstico. Desde que os custos de entrada sejam irrecuperáveis, nem todas as novas entrantes saem quando a taxa de câmbio volta para o seu nível original. Esta alteração persistente na estrutura de mercado muda a relação entre a taxa de câmbio e importação, levando a quebras estruturais na equação estimada.

Para ilustrar a ocorrência de uma forma elementar de *hysteresis* em modelos econômicos, chamados de modelos de retorno não ideal, Göcke (2002) utiliza o seguinte exemplo. Uma firma *j* deve decidir fornecer ou não uma unidade de seu produto ($x_{j,t} = 1$ ou $x_{j,t} = 0$). Dois componentes de custos são considerados: o custo variável c_j e o custo irrecuperável de entrada no mercado k_j, específico à firma. Se a firma estiver inativa, isto é, fora do mercado ($x_{j,t-1} = 0$) e quiser entrar, ela tem de pagar os dois componentes ($c_j + k_j$). Se a firma estiver ativa, ou seja, se já estiver operando ($x_{j,t-1} = 1$), ela incorre apenas em custos variáveis. Deste modo, a função custo da firma é dada por:

$$K_{j,t} = \begin{cases} c_j & se \quad x_{j,t} = x_{j,t-1} = 1 \\ c_j + k_j & se \quad x_{j,t} = 1 \quad e \quad x_{j,t-1} = 0 \quad com \quad c_j, k_j \geq 0 \\ 0 & se \quad x_{j,t} = 0 \end{cases}$$

Equação 1

Inicialmente, assume-se um horizonte de planejamento de um período e que a firma é tomadora de preço (p_t). A função de oferta desta firma pode ser representada por:

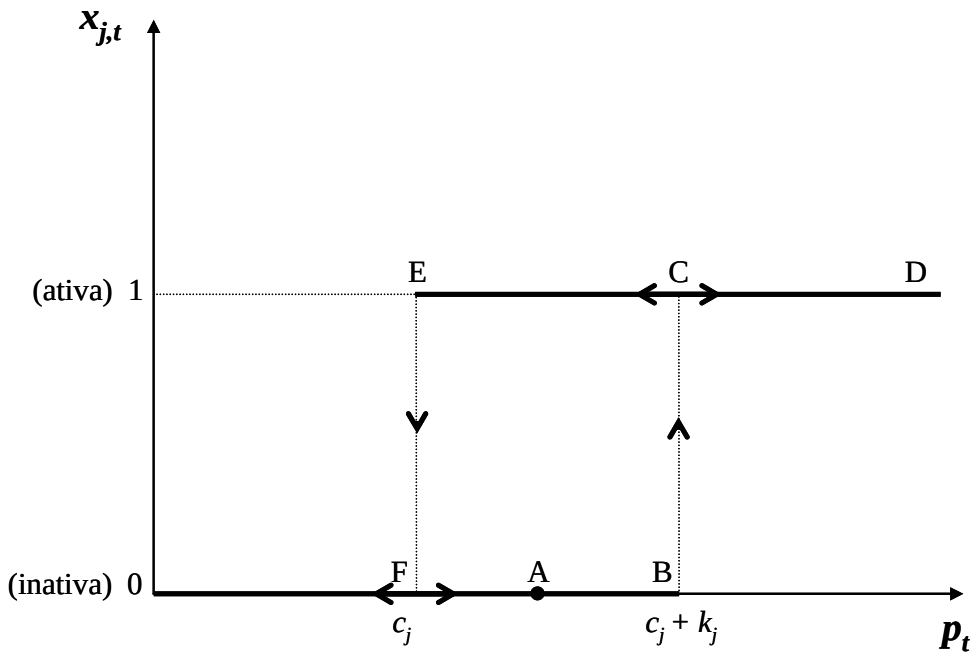
$$x_{j,t} = \begin{cases} 1 \quad se \quad (x_{j,t-1} = 0 \quad e \quad p_t > c_j + k_j) \\ 1 \quad se \quad (x_{j,t-1} = 1 \quad e \quad p_t \geq c_j) \\ 0 \quad se \quad (x_{j,t-1} = 0 \quad e \quad p_t \leq c_j + k_j) \\ 0 \quad se \quad (x_{j,t-1} = 1 \quad e \quad p_t < c_j) \end{cases}$$

Equação 2

O comportamento de oferta da firma pode ser descrito da seguinte maneira. Se a firma estava inativa no período anterior, ela só entra no mercado se o preço superar os dois componentes de custos (c_j + k_j). Caso a firma já estivesse operando, ela só deixará o mercado se o preço cair abaixo de c_j. Portanto, movimentos de preços dentro do intervalo c_j e c_j + k_j não alteram o estado da firma: se ela era inativa permanece inativa; e se era ativa permanece ativa. Dentro deste intervalo, não há incentivo para a firma mudar o seu estado. Esta banda em que a firma permanece em seu estado anterior é chamada de **zona de inação**.

Dois equilíbrios diferentes são possíveis. A mudança de um equilíbrio para outro ocorre apenas quando os valores limites da zona de inação são ultrapassados (Gráfico 3). Assim, uma variação temporária do preço, mas suficientemente grande, pode alterar o status da firma de maneira permanente (remanescência). Cabe destacar que a remanescência não é irreversível, desde que ocorra um segundo choque que leve o preço p_t para baixo de c_j.

Gráfico 3. Comportamento da firma de acordo com o modelo de retorno não ideal: criação da zona de inação



Fonte: Göcke (2002).

Krugman e Baldwin (1989) avançam na formalização teórica e estendem a idéia de que grandes choques na taxa de câmbio podem causar efeitos permanentes no comércio internacional. São três as principais contribuições dos autores. A primeira é pelo fato de substituírem o arcabouço de horizonte finito e previsão perfeita por um horizonte indefinido e um comportamento estocástico para a taxa de câmbio. A segunda contribuição é dada ao examinarem o comportamento agregado das importações, quando há muitas indústrias com potencial de entrantes estrangeiros. A terceira, pelo fato de analisarem o efeito *feedback* das decisões de entrada e saída das firmas sobre a própria taxa de câmbio.

Os autores concluem que mesmo com o avanço teórico proposto os resultados se mantêm favoráveis à existência de *hysteresis* na presença de custos irrecuperáveis. Mesmo no caso de diversas indústrias, grandes choques causam efeitos permanentes, enquanto pequenos choques não causam.

2.1.2. Incerteza

Os trabalhos que se seguiram sempre procuraram maior generalidade, relaxando as hipóteses consideradas pouco realistas. Neste sentido, a presença da incerteza ganhou importância. Os principais trabalhos que desenvolveram o tema foram Baldwin (1989) e Dixit (1989b).

Baldwin (1989) relaxa uma série de hipóteses e demonstra e caracteriza *hysteresis* em razão da existência de custos irrecuperáveis e da incerteza na definição da rentabilidade da atividade exportadora. A zona de inação tende a ficar mais larga quanto maior os custos irrecuperáveis, mas a largura em razão do aumento da incerteza depende da natureza específica do processo gerando a incerteza. O trabalho utiliza técnicas de programação dinâmica para derivar a estratégia ótima de entrada e saída.

Para ilustrar a influência da incerteza sobre a zona de inação, utilizaremos mais um exemplo do trabalho de Göcke (2002). Este expande o exemplo apresentado anteriormente sobre o padrão de oferta da firma caracterizado pelo retorno não ideal utilizando-se otimização multiperíodo em uma situação com incerteza. A análise é feita utilizando a abordagem de opções reais proposta por Dixit (1989b). Os resultados são os mesmos, apenas com alteração dos limiares da zona de inação.

Considere uma firma *j* tomadora de preços e inativa em t-1 que tem de decidir se entra ou não no mercado no período t para ofertar uma unidade de seu produto, levando-se em conta um horizonte infinito em um contexto de incerteza. Suponha que a incerteza está restrita ao primeiro período e é representada por um choque não recorrente no preço. Este choque pode ser positivo $(+\varepsilon)$ ou negativo $(-\varepsilon)$ (com $\varepsilon \geq 0$). Ambas as realizações possuem probabilidade de ½: $p_{t+1} = p_t \pm \varepsilon$ e $E_t(p_{t+1}) = p_t$.

Sob certeza, as firmas precisam decidir se entram ou não. Sob incerteza, há uma terceira possibilidade: a opção de esperar e tomar a decisão de entrar no futuro. Suponha uma taxa de juros livre de risco igual a *i*, com $\delta = (1+i)^{-1}$. O lucro da firma (R_j) em t e nos períodos subseqüentes, considerando um custo de entrada igual a k_j, é dado por:

$$R_{j,t} = p_t - c_j - k_j \quad e \quad R_{j,t+\tau} = p_{t+\tau} - c_j \quad com \quad \tau \geq 1$$

Equação 3

Se a firma decidir entrar no mercado imediatamente, o valor presente esperado é dado por:

$$E_t(V_{j,t}^{entrar}) = \frac{p_t - c_j}{(1-\delta)} - k_j$$

Equação 4

Caso a firma decida por aguardar por um período para tomar sua decisão de entrar no mercado, o valor presente esperado da estratégia "esperar e ver" será dado por:

$$E_t(V_{j,t}^{esperar}) = \frac{1}{2} \cdot \delta \cdot \left(\frac{p_t + \varepsilon - c_j}{(1-\delta)} - k_j \right)$$

Equação 5

O valor da opção da possibilidade de tomar a decisão de entrar no período seguinte pode ser calculado como a diferença entre os dois valores presentes esperados:

$$VO(p, \varepsilon) = E_t(V_{j,t}^{esperar}) - E_t(V_{j,t}^{entrar})$$

Equação 6

Um aumento da incerteza aumenta o valor da opção de esperar para entrar, na medida em que aumenta o potencial de ganho da opção, mantendo a perda potencial inalterada, desde que a firma não exerça a opção caso o preço caia. O preço limite para a entrada sob incerteza é dado por:

$$p_t^* = c_j + (1-\delta) \cdot k_j + \frac{\delta \cdot \varepsilon}{2-\delta} \quad entra\ se \quad p_t > p_t^*$$

Equação 7

Göcke (2002) argumenta que a decisão da firma de entrar no mercado pode ser entendida como um investimento irreversível. Portanto, em uma situação de incerteza com relação aos

preços futuros, pode-se aplicar a abordagem de opções reais. Se a firma tem a opção de decidir sobre a entrada no futuro, o risco é limitado a uma estratégia "*wait and see*" (esperar e ver). Uma firma inativa tem de decidir se entra ou não no mercado agora, incluindo a opção de entrar mais tarde. Permanecendo passiva a firma pode evitar perdas futuras se a trajetória dos preços não for favorável. Entrar instantaneamente elimina a possibilidade de entrar mais tarde e "esperar e ver" se o movimento futuro dos preços se tornará mais favorável. Deste modo, os custos irrecuperáveis somados ao valor da opção de esperar têm de ser considerados na decisão de entrada. Portanto, incerteza implica em um deslocamento para cima do preço limite superior.

Dixit (1989b) deu um importante passo rumo à realidade ao utilizar técnicas de programação dinâmica estocástica em tempo contínuo para resolver a estratégia ótima de entrada e saída quando a incerteza é esperada evoluir de acordo com um movimento Browniano[3], isto é, um passeio aleatório em tempo contínuo.

O autor explora a analogia entre decisões de investimento real e financeiro, pois considera as decisões de entrar como o exercício de opções de compra. Fazer o investimento é como se exercesse a opção, e o custo do investimento é o *strike* da opção.

Dixit (1989b) é capaz de demonstrar analiticamente que *hysteresis* em razão da existência de custos irrecuperáveis é uma possibilidade, mesmo quando estes custos são pequenos. Sua solução numérica permite a caracterização de como a largura da zona de inação se altera em razão de uma série de parâmetros (custos irrecuperáveis, custos variáveis, taxa de juros e média e variância do movimento Browniano da taxa real de câmbio que caracterizam incerteza). Ele demonstra que a largura da banda aumenta quanto maior forem os custos irrecuperáveis e quanto maior for a incerteza. Este modelo será apresentado em detalhe no capítulo 3, pois servirá de base para o desenvolvimento do teste que será proposto.

[3] Dixit (1989a) afirma que o maior benefício da especificação do movimento Browniano é que se pode pensar nas decisões de entrada e saída da firma como opções. Quanto maior a volatilidade da taxa real de câmbio, mais valorizada as opções de entrada e saída e, consequentemente, são menos prontamente exercidas.

Em um outro trabalho Dixit (1989a) expande o modelo anterior (para apenas uma firma) para n firmas (indústria). O autor relaxa as hipóteses de custos do modelo (custos irrecuperáveis e custos variáveis). A alteração destes parâmetros implica em alteração da ordem de entrada e saída das firmas. Para firmas com mesmo *sunk cost*, as primeiras firmas que entram são as que possuem custos variáveis mais baixos e as primeiras que saem são as que possuem custos variáveis mais altos. Para firmas com *sunk costs* diferentes, as primeiras que entram e saem são as com *sunk costs* mais baixos.

Deste modo, a teoria de *hysteresis* traz uma fundamentação microeconômica para a dinâmica do comércio. Esta teoria avançou rumo à realidade unindo as idéias da existência de custos irrecuperáveis para entrada e/ou saída do mercado externo e da presença de incerteza na definição das variáveis determinantes da rentabilidade da atividade exportadora.

2.2. Testes empíricos

Uma das grandes barreiras da disseminação do conceito de *hysteresis* em economia é a dificuldade de testar empiricamente tal fenômeno. A literatura econômica traz alguns testes que vão desde testar a presença de uma raiz unitária até metodologia de dados em painel e modelos não lineares de séries de tempo.

Hallett e Piscitelli (2002) expõem as propriedades que caracterizam e diferenciam um processo histerético. Estas propriedades são importantes para podermos caracterizar os testes empíricos que tentam verificar a presença de *hysteresis*. Os autores argumentam que um processo histerético é um processo com uma memória de choques passados, esta memória sendo *não-linear*, *seletiva* e com *remanescência*. Não-linear significa que a reversão do choque não retorna (geralmente) o sistema de volta para o seu ponto inicial; seletiva, significa que nem todos os choques são lembrados, apenas aqueles que “não são dominados” por choques posteriores; e remanescência, significa que choques temporários podem levar a efeitos permanentes.

A dificuldade está em distinguir o comportamento histerético de outros comportamentos com características similares, tais como: respostas não-lineares, comportamento cíclico e equilíbrios múltiplos. As principais diferenças recairão nas propriedades de remanescência

e seletividade. Se não for possível testá-las, será muito difícil distinguir *hysteresis* de comportamentos não-lineares em geral.

Descreveremos, a seguir, os testes mais frequentemente utilizados. Teceremos comentários e críticas a respeito dos mesmos.

2.2.1. Testes de raiz unitária

Göcke (2002) argumenta que uma maneira simplificada freqüentemente utilizada para tentar descrever uma dinâmica histerética é através de modelos com equações em diferenças lineares contendo uma raiz unitária. A presença de uma raiz unitária caracterizaria o efeito persistente de um choque temporário.

Considere a equação em diferenças não-homogênea de primeira ordem com coeficientes constantes, uma variável de estado Y_t e apenas um determinante exógeno R_t:

$$Y_t = a \cdot Y_{t-1} + R_t$$

Equação 8

Da aplicação do operador defasagem L resulta em:

$$Y_t - a \cdot L \cdot Y_{t-1} = R_t \Rightarrow (1 - a \cdot L) \cdot Y_t = R_t$$

Equação 9

A raiz do polinômio característico $(1 - a \cdot z) = 0$ é $z = 1/a$. Como condição de estabilidade, todas as raízes devem ficar fora do círculo unitário, isto é, $0 < |a| < 1$. Sob esta condição, o equilíbrio estável de estado estacionário (em que: $Y^* = Y_t = Y_{t-1}$ e $R^* = R_t = R_{t-1}$) é:

$$Y^* = \frac{1}{1-a} \cdot R^*$$

Equação 10

Para parâmetros $0 < a < 1$ um equilíbrio estável e para $a > 1$ uma trajetória explosiva. Entretanto, no caso de $a = 1$, temos uma raiz unitária ($z = 1$). Neste caso, a variável de estado pode ser determinada por:

$$Y_t = Y_0 + \sum_{\tau=1}^{t} R_\tau$$

Equação 11

Contudo, Göcke (2002) faz críticas a este tipo de procedimento. Em primeiro lugar, o processo de raiz unitária apresenta uma memória não seletiva dos choques passados (Equação 11), enquanto que a memória de um processo histerético é seletiva, lembrando apenas dos choques "não-dominados".

Um segundo ponto problemático é que as equações lineares em diferenças com raiz unitária implicam que choques de magnitudes iguais, porém opostos, não alteram o equilíbrio. Entretanto, em um processo histerético, dois choques sucessivos com sinais opostos resultam em um novo equilíbrio em uma maneira não linear (efeito remanescência).

2.2.2. Testes baseados em modelos econométricos de séries de tempo

Outra maneira utilizada para se testar *hysteresis* é através de modelos de séries de tempo, que buscam captar o efeito assimétrico das variações e da volatilidade da taxa real de câmbio sobre o *quantum* exportado/importado. Entretanto, muitos dos testes elaborados utilizando séries temporais forneceram escassas evidências a favor da existência de *hysteresis*.

Krugman e Baldwin (1987) conduziram um teste estatístico para *hysteresis* introduzindo uma variável *dummy* para os períodos posteriores a 1984:2 e 1985:2 nas equações de volume de comércio. Entretanto, obtiveram o efeito histerético quantitativamente não importante. Mas Dixit (1989a) argumenta que este é um teste *ad hoc* que leva a resultados provisórios e que exige melhor teoria e trabalho empírico mais bem fundamentado na própria teoria.

Hallett e Piscitelli (2002) afirmam que mesmo os modelos não-lineares existentes na literatura de econometria de séries temporais (modelos com alteração de regime, tais como TAR, STAR, LSTAR) não são capazes de fazer distinção de um comportamento histerético de um comportamento não linear qualquer. Estes modelos são capazes de capturarem o tipo de resposta assimétrica a choques típicos do processo histerético, o que é uma condição necessária, mas não suficiente para o propósito de testar *hysteresis*.

Kannebley (2005) apresenta uma alternativa para um teste formal de *hysteresis* nas exportações industriais brasileiras a partir de estimativas de séries de tempo para dezesseis setores, que correspondiam a 71,6% do total das exportações de produtos industrializados em 2003. Trata-se de uma aplicação da metodologia de cointegração limiar (*threshold cointegration*) para a estimação de modelos com ajustamento assimétrico do termo de correção de erro. Esta metodologia considera a possibilidade de ajustamentos discretos nas relações de longo prazo entre variáveis econômicas.

Dentre os dezesseis setores analisados, foi detectado em nove deles alguma presença de não linearidade nos resíduos dessas equações de longo prazo de oferta e demanda. O autor conclui que a existência observada de assimetrias na relação entre o *quantum* exportado e taxa real de câmbio em alguns setores confirmam as predições dos modelos de *hysteresis* em comércio internacional. Ressalta que os resultados encontrados indicam que a condução da política cambial pode ser um instrumento com efeitos assimétricos, que podem ser extremamente positivos ou deletérios para o equilíbrio comercial do país.

2.2.3. Testes baseados em modelos econométricos de dados em painel

A metodologia de dados em painel busca testar a presença de *hysteresis* através de evidências de custos irrecuperáveis. Roberts e Tybout (1997) propuseram um teste para *sunk-cost hysteresis* através da análise dos padrões de entrada e saída das firmas em dados em painel. Os autores desenvolveram e estimaram um modelo dinâmico de escolha discreta para expressar a situação atual de exportação de cada firma como uma função de sua experiência prévia de exportação, características observáveis que afetam os lucros futuros da atividade exportadora e choques não observados serialmente correlacionados. O efeito

condicional do histórico exportador da firma sobre sua situação exportadora atual permite inferir a importância dos custos irrecuperáveis.

Os autores utilizaram dados do censo industrial colombiano. Selecionaram firmas das quatro principais indústrias exportadoras de 1981 a 1989. Os resultados empíricos rejeitaram a hipótese de que os custos irrecuperáveis são zero. Isto implica que a experiência prévia no mercado exportador afeta significativamente a decisão corrente de exportar, e as implicações sobre política econômica ressaltadas pela literatura de *hysteresis* são empiricamente relevantes. Ademais, embora a experiência em mercados externos seja importante, seu efeito se deprecia rapidamente no tempo. A probabilidade de exportar de uma firma que teve experiência no mercado externo, mas já está fora há dois anos, difere pouco da de uma firma que nunca exportou.

Os testes anteriores utilizavam dados agregados ou setoriais de fluxo comercial e preços. Não testava diretamente a presença de custos irrecuperáveis, hipótese que parecia plausível, mas não havia sido testada. Os testes econométricos rejeitaram a hipótese de que os custos de entrada são irrelevantes, o que implica que os modelos de *sunk cost hysteresis* são empiricamente relevantes. Os autores concluem que políticas voltadas para facilitar o acesso de novas firmas exportadoras devem se concentrar em reduzir os custos de entrada e incerteza, como prover informação sobre mercados em potencial, desenvolver infra-estrutura exportadora e assegurar um ambiente macroeconômico e político estável.

2.2.4. Testes baseados na estimação de medidas empíricas para variável histerética

Hallett e Piscitelli (2002) examinam o poder de dois métodos de testes diferentes para *hysteresis* em comportamento econômico[4]. Ambos são baseados em um teste-*t*, mas aplicados para duas medidas empíricas diferentes da variável histerética. Isto é, para testar o comportamento histerético em uma relação entre *x* e *y*, constrói-se uma transformação de

[4] Neste caso, os testes não se restringem apenas a verificação de *hysteresis* em comércio exterior. Os métodos abrangem *hysteresis* em comportamento econômico em geral.

hysteresis de x – digamos H_t – de acordo com dois procedimentos[5] distintos. Ambos utilizam aspectos computacionais sofisticados.

O primeiro procedimento é proposto por Göcke (1994), *apud* Hallett e Piscitelli (2002), e envolve a construção de uma medida para *hysteresis* forte (*strong hysteresis*), isto é, para *hysteresis* em um nível macro em que os micro elementos também se comportam histereticamente. O autor elaborou um programa que produz aproximações lineares do comportamento histerético de modo a levar em consideração o efeito memória. O segundo é o método de Preisach-Piscitelli. Este também se baseia em um modelo específico para *hysteresis* forte. A proposta é computar a variável *hysteresis* como função de uma seqüência não-dominada de máximos e mínimos, o que contrasta com o primeiro procedimento, pois uma combinação linear dos valores extremos mais recentes (dominados ou não) determina a variável *hysteresis*.

De posse da variável de *hysteresis*, roda-se na seqüência uma regressão para testar a presença de *hysteresis* nesta relação:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot x_t + \alpha_2 \cdot H_t + \varepsilon_t$$

Equação 12

O teste para *hysteresis* é o teste-*t* da hipótese nula de não *hysteresis*: $\alpha_2 = 0$. A justificativa para este procedimento é que qualquer teste para não-linearidade deve, primeiramente, remover qualquer elemento linear via um modelo prescrito. Apenas depois pode utilizar um teste específico para detectar qualquer não-linearidade restante no modelo.

Primeiro, toda a não-linearidade histerética é capturada na transformação *hysteresis*. Esta é uma forma de filtragem. Depois o teste é conduzido para o restante, necessariamente linear – com qualquer não-linearidade não-histerética restante sendo capturada pelos testes

[5] Os métodos computacionais utilizados não fazem parte do escopo deste trabalho. Contudo, julgamos relevante para a nossa discussão a metodologia empregada que propõe a construção de uma variável de transformação para capturar toda a não-linearidade histerética

padrões nos termos de erro. Isto separa o comportamento histerético de todo o resto de uma maneira que não é forma funcional ou *rate dependent*.

Todo o comportamento histerético está contido dentro da variável histerética e o resto do modelo permanece linear. Assim, sob as hipóteses clássicas, o teste permanece não-viesado, consistente e eficiente.

Estes são alguns dos testes disponíveis na literatura econômica. Avaliamos que ainda há espaço e necessidade de novos procedimentos e metodologias de testes.

3. Estimação dos limiares da zona de inação

3.1. Descrição

O primeiro passo para o teste que estamos propondo é o de delimitar a largura da zona de inação ao longo do tempo. Para isso utilizaremos calibrações para o modelo de Dixit (1989, 1994) combinadas com uma aplicação de um modelo de Estado-Espaço com coeficientes variando no tempo para estimar o movimento browniano da taxa de câmbio real com parâmetros variáveis. Este procedimento nos permitirá obter a evolução dos limites inferiores e superiores da zona de inação para o período analisado.

Deste modo, será possível verificar quando a taxa de câmbio real efetiva ultrapassou estes limiares definidos pela teoria de *hysteresis*, isto é, saberemos os momentos em que a taxa de câmbio real efetiva sofreu choques (temporários) de magnitude suficientemente grande para alterar o equilíbrio do setor externo.

A seção a seguir apresentará o modelo teórico de Dixit. Na seqüência discutiremos os primeiros resultados obtidos por Teles (2005) para o caso brasileiro e apresentaremos o modelo expandido com o uso do filtro de Kalman (modelo Estado-Espaço). Por fim, discorreremos sobre os dados utilizados, a metodologia de estimação e os resultados encontrados.

3.2. O modelo de Dixit (1989, 1994)

O modelo apresentado a seguir é o modelo de Dixit (1989, 1994) aplicado por Teles (2005) para o caso brasileiro. Este modelo possibilita a determinação dos limiares da zona de inação.

Considere uma firma que deseja entrar no mercado externo a um custo K. Tendo entrado, esta firma pode ofertar seu produto a um custo de C reais, recebendo um retorno de R dólares. A taxa de câmbio é dada por E reais por dólar. Deste modo, o fluxo de retorno das vendas desta firma em reais é dado por $(E \cdot R - C)$, enquanto que a firma se depara com uma taxa real de juros interna de r.

A taxa de câmbio real segue um movimento browniano geométrico, que é uma formulação contínua de caminho aleatório, dado por:

$$\frac{dE}{E} = \mu \cdot dt + \sigma \cdot dz$$

Equação 13

em que dz é o incremento de um processo padrão de Wiener, não autocorrelacionado, satisfazendo $E(dz) = 0$ e $E(dz^2) = dt$. O valor presente esperado de lucro se a firma permanecer ativa no mercado externo para sempre será de $E \cdot R/(r - \mu) - C/r$. Logo, o valor de uma firma ativa, incluindo o valor de sua opção de sair, toma a forma de:

$$V_A(E) = B \cdot E^{\beta} + \frac{E \cdot R}{r - \mu} - \frac{C}{r}$$

Equação 14

Quando inativa, a firma tem a opção de entrar no novo mercado com o valor:

$$V_I(E) = A \cdot E^{-\alpha}$$

Equação 15

Nessas expressões, A e B são constantes a serem determinadas e $-\alpha$ e β são raízes da equação quadrática:

$$q(x) \equiv \frac{1}{2} \cdot \sigma^2 \cdot x \cdot (x-1) + \mu \cdot x - r = 0$$

Equação 16

Sob condições sobre os parâmetros r e μ que garantam o ajustamento dos valores, nos termos em que $-\alpha < 0$ e $\beta > 1$.

A decisão ótima da firma será estabelecida a partir de dois valores limites da taxa de câmbio, E_H e E_L, com $E_H > E_L$. Uma firma que não entrou no mercado externo decidirá

pela entrada em tal mercado quando a taxa de câmbio alcançar o valor E_H, e uma firma ativa no mercado externo decide sair de tal mercado quando a taxa de câmbio cair abaixo do valor E_L, enquanto para o intervalo entre a duas taxas limite as firmas de ambos os tipos permanecem com as suas decisões iniciais.

Os valores limites E_H e E_L bem como as constantes A e B são definidas pelas condições de *value-matching*:

$$V_I(E_H) = V_A(E_H) - K$$

Equação 17

$$V_I(E_L) = V_A(E_L)$$

Equação 18

e pelas condições de *smooth pasting*:

$$V_I'(E_H) = V_A'(E_H)$$

Equação 19

$$V_I'(E_L) = V_A'(E_L)$$

Equação 20

Dessa forma, o modelo descrito é capaz de alcançar alguns resultados analíticos importantes, tais como a relação entre *hysteresis* e a incerteza relacionada ao mercado externo, em que um aumento da incerteza cambial implica em um aumento do efeito *hysteresis*.

Ademais, é possível realizar exercícios de simulação numérica com base no modelo apresentado. Mas para isto o modelo precisou ser parametrizado, o que tornou necessário determinar as equações chave para a obtenção dos parâmetros. A partir da Equação 16 é possível determinar os valores de α e β, a saber:

$$\beta = \frac{(1-m) + [(1-m)^2 + 4 \cdot \Omega]^{1/2}}{2}$$

Equação 21

$$-\alpha = \frac{(1-m) - [(1-m)^2 + 4 \cdot \Omega]^{1/2}}{2}$$

Equação 22

em que $m = 2 \cdot \mu / \sigma^2$ e $\Omega = 2 \cdot r / \sigma^2$.

Ao mesmo tempo, é possível escrever as condições (17) a (20) em termos de formas funcionais ao usar as Equação 14 e 15, e então resolver os dois sistemas subseqüentes, alcançando os valores de E_H e E_L dados por:

$$E_H = \frac{r-\mu}{r} \cdot \frac{\beta}{\beta - 1} \cdot (C + r \cdot K)$$

Equação 23

$$E_L = \frac{r-\mu}{r} \cdot \frac{\alpha}{\alpha + 1} \cdot C$$

Equação 24

Deste modo, o modelo alcança as formas funcionais necessárias para realizar exercícios de simulação numérica.

3.3. Os primeiros resultados para o caso brasileiro

Este procedimento foi aplicado aos dados da economia brasileira por Teles (2005). O autor estimou os parâmetros μ e σ utilizando dados mensais de julho de 1994 a dezembro de 2004 para a taxa de câmbio real. As principais conclusões obtidas seguem abaixo.

A primeira diz respeito à relação entre taxa de juros e o limite superior E_H. Quanto maior a taxa de juros, maior deve ser a taxa de câmbio para que os agentes decidam exportar. Isto acontece pelo fato dos custos das empresas serem função crescente da taxa de juros,

portanto é preciso um preço mais atrativo do que quando a taxa de juros está em um nível mais baixo.

A segunda conclusão refere-se à transição do regime de câmbio fixo para o regime de câmbio flutuante ocorrida em janeiro de 1999. A depreciação cambial necessária para se incentivar as exportações em um regime de câmbio flexível é muito maior do que a necessária sob o regime de câmbio fixo. A razão para tal efeito é a alteração drástica da variância da taxa de câmbio dos dois períodos (cambio fixo e flutuante).

Tabela 1. Parâmetros estimados da Equação 13

Período	μ	σ
julho/1994 a dez/2004	0,0075	0,1022
julho/1994 a dez/1998	0,0054	0,0108
jan/1999 a dez/2004	0,0077	0,1347

Fonte: Teles (2005).

3.4. A expansão do modelo de Dixit através da aplicação do modelo Estado-Espaço

Nesta seção daremos um passo adiante na realização de simulações numéricas para o caso brasileiro através da aplicação do filtro de Kalman (modelo de Estado-Espaço) ao modelo de Dixit (1989, 1994). Isto permitirá estimar o movimento browniano da taxa de câmbio real com parâmetros variáveis no tempo.

3.4.1. Filtro de Kalman

O filtro de Kalman é um conjunto de equações matemáticas que provê um eficiente método recursivo de estimar o estado de um processo, de modo a minimizar a média do erro quadrado. O filtro permite fazer estimações de estados passados, presentes e futuros, mesmo quando a natureza do sistema modelado não é conhecida. Deste modo, a utilização do filtro nos permitirá obter estimações para μ para cada instante de tempo (Equações 25 e 26).

O método do filtro de Kalman consiste em um algoritmo aplicado a um sistema de equação, que deve ser representado na sua forma Estado-Espaço. Um modelo Estado-Espaço é representado, em geral, por duas equações, de medida e transição, apresentadas a seguir:

Equação de medida

$$\frac{dE}{E} = \mu_t \cdot dt + \sigma \cdot dz$$

Equação 25

Equação de transição

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

Equação 26

Em que $E(\eta_t) = 0$ *e* $V(\eta_t) = Q_t$. O filtro de Kalman produz estimadores ótimos do vetor de estado μ_t.

3.5. Aplicação do modelo expandido ao caso brasileiro

3.5.1. Dados

O período analisado começa em janeiro de 1992 e se encerra em dezembro de 2006, incorporando períodos com regimes cambiais distintos. Os dados serão trabalhados em bases mensais, totalizando 180 observações.

A série da taxa de câmbio real efetiva utilizada é calculada pelo IPEA (disponível no site do IPEADATA[6]). Trata-se de uma medida da competitividade das exportações brasileiras calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil. A paridade do poder de compra é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preço por Atacado (IPA) do país em caso e o Índice Nacional de Preços ao

[6] www.ipeadata.gov.br

Consumidor (INPC/IBGE) do Brasil. As ponderações utilizadas são as participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras em 2001.

A taxa real interna de juros é a taxa Selic efetiva acumulada em 12 meses deflacionada pela inflação medida pelo IPCA (IBGE) acumulada em 12 meses. Os parâmetros de custos de entrada no mercado internacional K = 1 e de custos de produção C = 0,85 (constituem 85% do custo total) seguem os padrões próximos dos apresentados pela literatura (e.g. Dixit 1989, 1994).

3.5.2. Estimação

O primeiro passo consiste em estimar os parâmetros da Equação 13. O parâmetro σ foi estimado através de um modelo univariado de séries de tempo para a taxa de câmbio real efetiva. Foram realizadas três estimações para diferentes períodos amostrais. A primeira foi realizada para a amostra completa. A segunda considerou apenas o período de janeiro de 1992 a dezembro de 1998. A terceira levou em consideração o período mais recente de regime de câmbio flutuante, com início em janeiro de 1999 e término em dezembro de 2006.

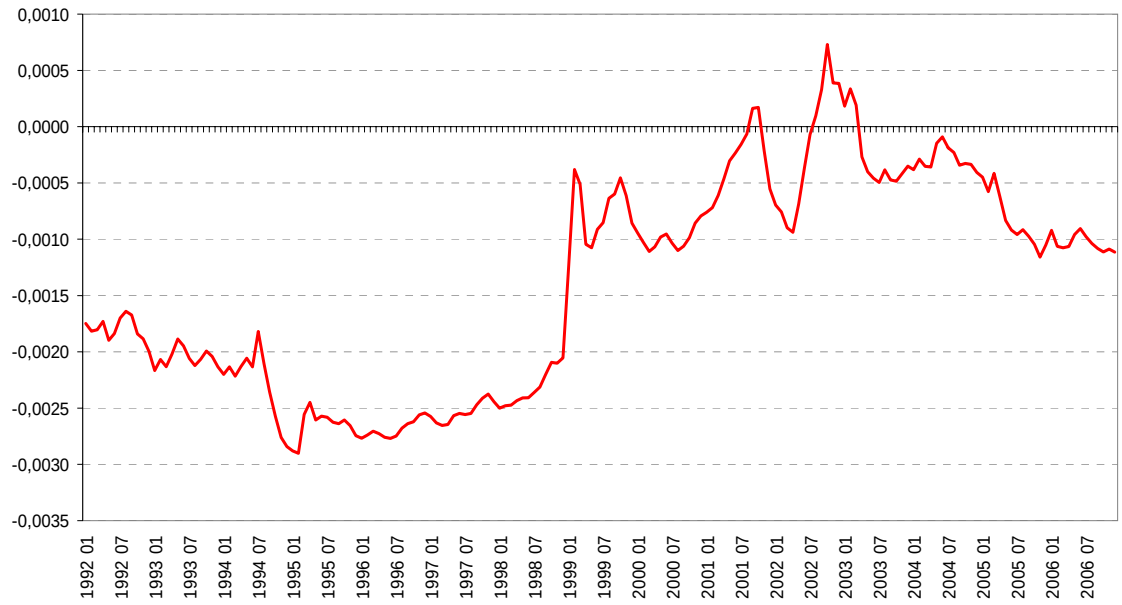
Tabela 2. Resultados estimados para o desvio padrão da taxa de câmbio real efetiva

Período	**Sigma (σ)**
1992:01 a 2006:12 (n=180)	0,0382
1992:01 a 1998:12 (n=84)	0,0176
1999:01 a 2006:12 (n=96)	0,0497

Já o parâmetro μ é obtido através da aplicação do filtro de Kalman (modelo Estado-Espaço) (Gráfico 4).

Portanto, utilizando estes parâmetros variáveis e uma série de taxa real interna de juros mensal foi possível obter limiares variáveis ao longo do tempo (Equação 21 a 24).

Gráfico 4. Estimação do parâmetro μ variável no tempo



3.6. Resultados e conclusões

Apresentamos, a seguir, os gráficos com os resultados obtidos para os limites superiores e inferiores da zona de inação. Os gráficos também comparam a evolução da taxa de câmbio real efetiva com o *quantum* exportado.

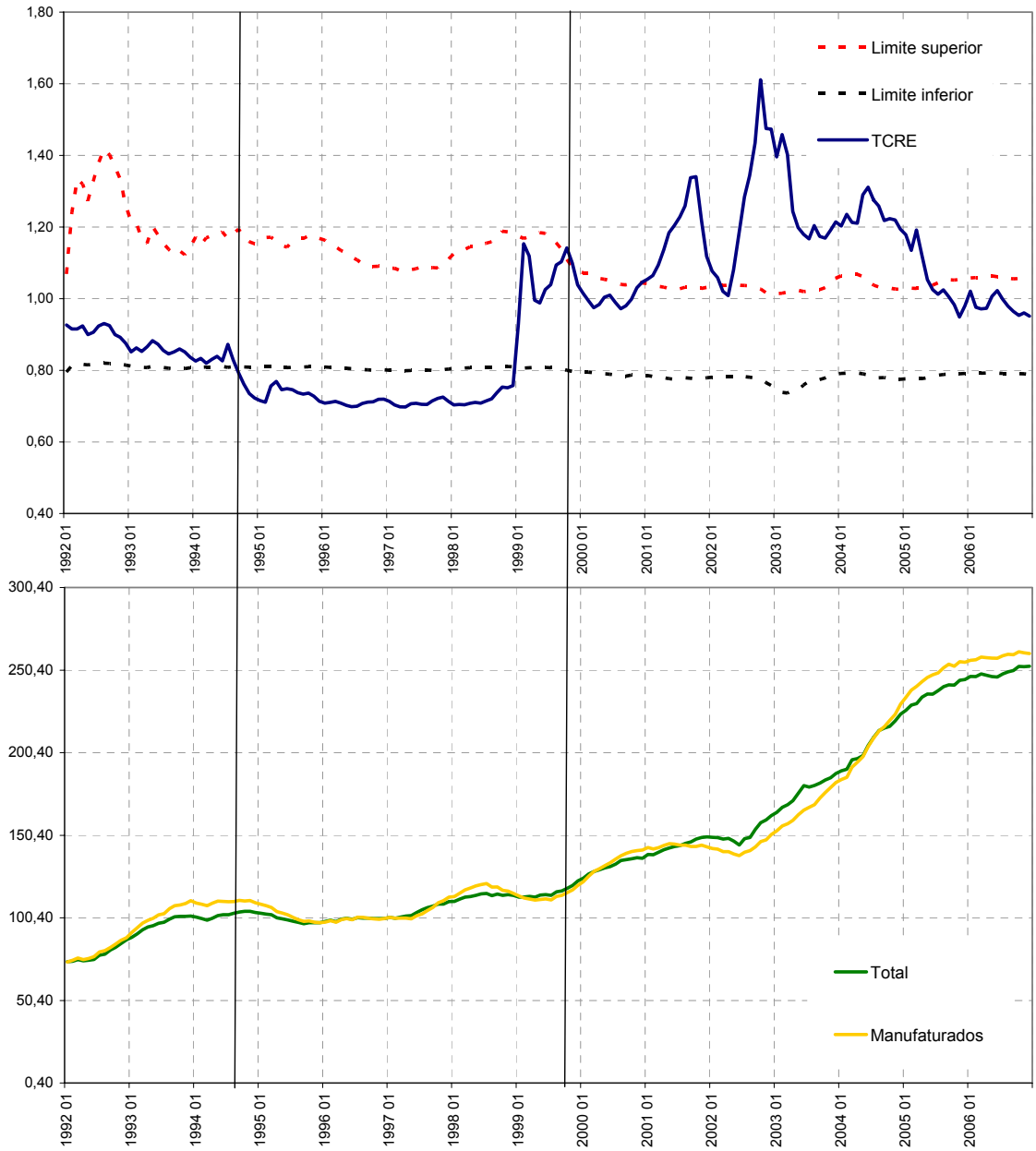
3.6.1. Variância constante para todo o período amostral

Este exercício considera a variância da taxa de câmbio real efetiva constante ao longo do período analisado (esta hipótese será relaxada mais adiante). Apesar disto, podemos tirar conclusões importantes.

A primeira delas diz respeito à relação entre o comportamento da taxa de câmbio real efetiva, os limites da zona de inação e o *quantum* exportado. O Gráfico 5 sugere, à primeira vista, que o comportamento do *quantum* exportado respeita o que diz a teoria de *hysteresis*. Em um primeiro momento, no período que começa em setembro de 1994, quando a taxa de câmbio cai abaixo do limite inferior da zona de inação, o *quantum* exportado cai. Vale destacar que até este momento, o *quantum* exportado seguia trajetória de crescimento. Em um segundo momento, quando a taxa de câmbio real efetiva ultrapassa o limite superior em

outubro de 1999, podemos observar um aumento expressivo e consistente do *quantum* exportado, tanto do total quanto dos produtos manufaturados.

Gráfico 5. Evolução da Taxa de Câmbio Real Efetiva (TCRE), dos Limiares da Zona de Inação e do *Quantum* Exportado



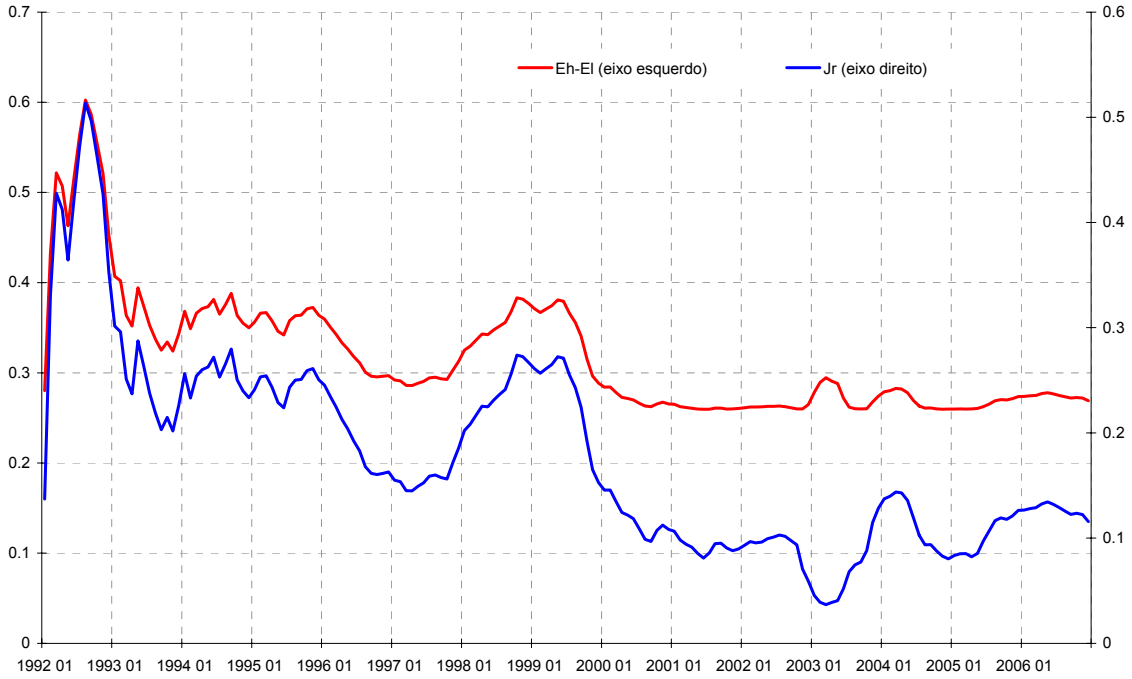
Índice TCRE: média 2000 = 1. Fonte: IPEA.
Índice de *quantum* exportado: média de 1996 = 100. Média móvel 12 meses. Fonte: Funcex.
Parâmetros: K=1; C=0,85; σ =0,0382.

A segunda é a importância do comportamento da taxa de juros real na determinação dos limiares da zona de inação. No Brasil, observamos uma alta volatilidade da taxa real de juros, com oscilações de magnitudes muito intensas. No período pré plano Real, a taxa de juro real *ex post* acumulada em 12 meses atingiu 51,4% a.a. em agosto de 1992. Mesmo no período posterior a implementação do plano, o País seguiu vivenciando taxas de juros reais elevadas, mesmo quando comparadas a outros países emergentes, e períodos de alta volatilidade destas taxas em razão dos choques externos pelos quais a economia brasileira passou. Como exemplo, citamos o pico de 27,4% a.a. em outubro de 1998 no auge da crise da Rússia, dois meses antes da desvalorização do câmbio e da alteração de regime cambial.

A instabilidade macroeconômica e o patamar e a volatilidade dos juros brasileiros impunham sobre as empresas um elevado custo, tanto em termos financeiros, de captação de recursos e de capital de giro, como na dificuldade de planejamento e de decisões de investimentos em um horizonte mais longo. Este impacto sobre a decisão das empresas brasileiras em exportar pode ser medido pelo comportamento dos limiares da zona de inação. Dada a intensidade dos movimentos dos juros, os limiares reagiram de maneira significativa.

O Gráfico 6 ilustra a relação entre a largura da zona de inação, medida pela diferença entre E_H e E_L, e o comportamento da taxa real de juros, sem alteração da incerteza cambial. No período pré plano Real (de janeiro de 1992 a julho de 1994), observamos um aumento expressivo da largura da banda em razão do choque de juros. O aumento da largura da banda aumentou consideravelmente o nível da taxa de câmbio real necessário para que as empresas brasileiras que estavam fora do mercado externo decidissem exportar. Na seqüência do plano Real, fica claro o impacto da volatilidade dos juros – em razão das crises externas enfrentadas – sobre a largura da banda. Vale destacar a elevação expressiva dos juros após a desvalorização de janeiro de 1999 e o conseqüente aumento da largura da zona.

Gráfico 6. Evolução da largura da zona de inação e da taxa real de juros

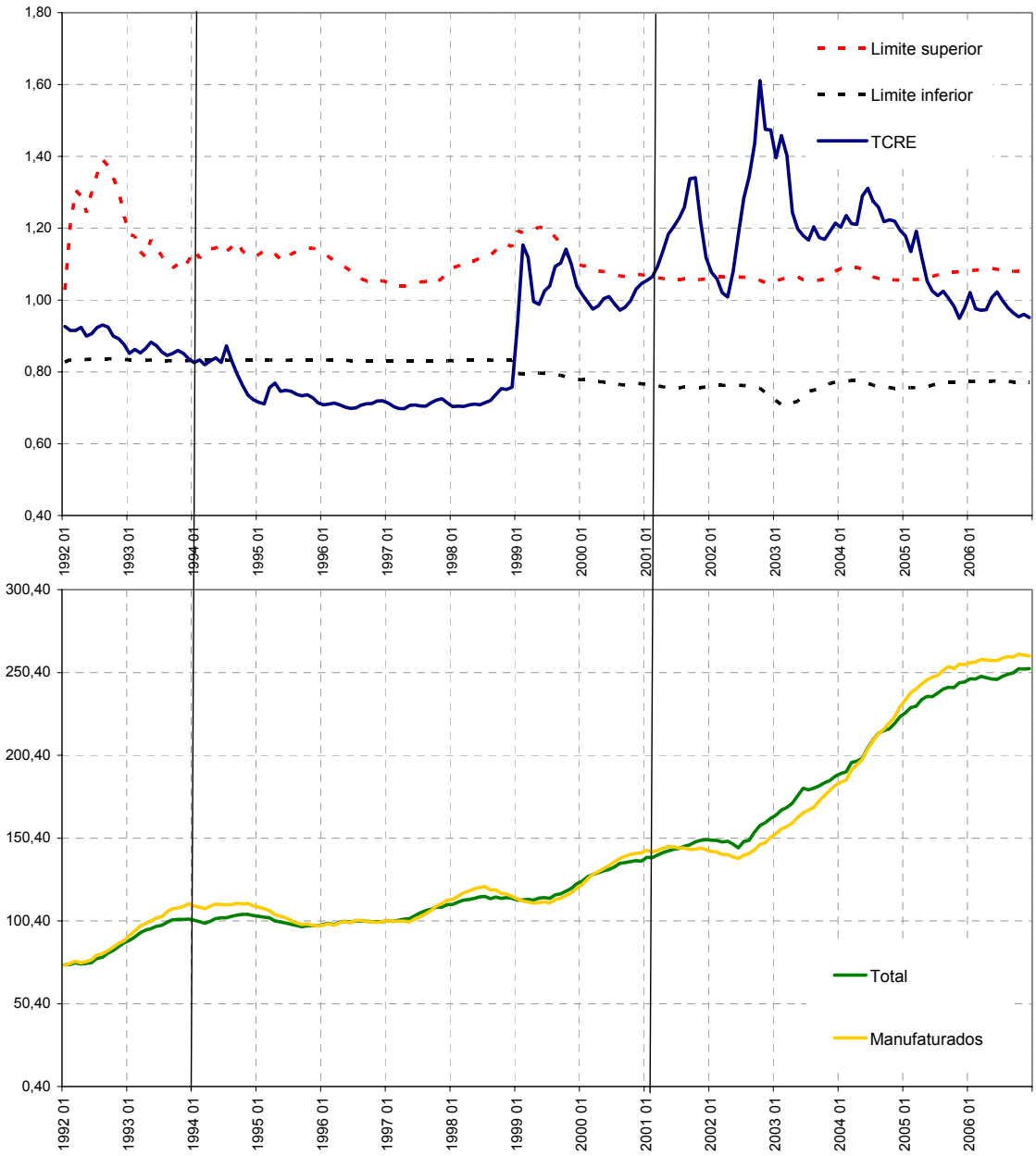


3.6.2. Variância distinta para dois períodos amostrais

Seguindo em busca de uma maior realidade, estimamos os limiares da zona de inação considerando a variância distinta para dois períodos: o período 1, de janeiro de 1992 a dezembro de 1998, que em sua maioria foi marcado pelo regime de câmbio fixo; e o período 2, de janeiro de 1999 a dezembro de 2006, regime de câmbio flexível.

Podemos visualizar pelo Gráfico 7 que, em um primeiro momento, no período que começa em janeiro de 1994, quando a taxa de câmbio cai abaixo do limite inferior da zona de inação, o *quantum* exportado cai. Quando a taxa de câmbio real efetiva ultrapassa o limite superior em fevereiro de 2001, podemos observar uma intensificação do aumento do *quantum* exportado, tanto do total quanto dos produtos manufaturados.

Gráfico 7. Evolução da Taxa de Câmbio Real Efetiva (TCRE), dos Limiares da Zona de Inação e do *Quantum* Exportado

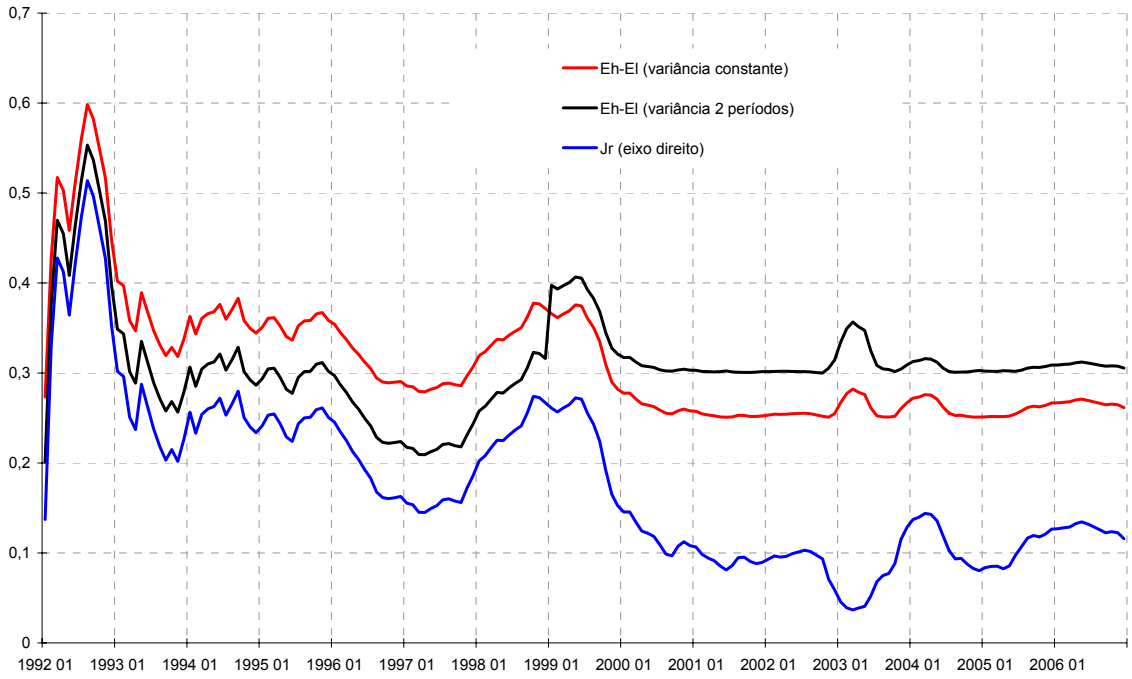


Índice TCRE: média 2000 = 1. Fonte: IPEA.
Índice de *quantum* exportado: média de 1996 = 100. Média móvel 12 meses. Fonte: Funcex.
Parâmetros: K=1; C=0,85; σ_1=0,0176; σ_2=0,0497.

O Gráfico 8, que ilustra a evolução da largura da zona de inação ao longo do tempo, mostra o impacto da alteração do regime cambial em janeiro de 1999. A maior incerteza advinda

de um câmbio flexível faz aumentar a largura da zona de inação. A mudança do regime cambial, ao afetar os parâmetros do processo estocástico ao qual a taxa de câmbio está sujeita, determina os parâmetros de decisão de entrada no mercado externo das firmas. Portanto, a depreciação cambial necessária em um regime de câmbio flexível para incentivar as firmas a entrarem no mercado externo é maior do que em um regime de câmbio fixo.

Gráfico 8. Evolução da largura da zona de inação e da taxa real de juros: variância constante e variância distinta para dois períodos amostrais



Contudo, nos parece razoável afirmar que os ganhos obtidos com uma maior estabilidade econômica, com controle inflacionário e, consequentemente, de taxa real de juros menores, compensam ao menos parcialmente o aumento da incerteza com relação ao processo estocástico ao qual a taxa de câmbio está sujeita em um regime de câmbio flutuante. Isto é, mesmo no período de câmbio fixo, que permite uma maior previsibilidade do comportamento da taxa de câmbio, o elevado nível e, principalmente, a elevada variância da taxa real de juros observados na época mitigavam boa parte do efeito positivo de uma

maior previsibilidade (menor incerteza). Basta observar o comportamento do limiar superior e da largura da zona de inação.

As conquistas obtidas através da estabilidade macroeconômica (controle da inflação e redução consistente da taxa real de juros) permitiram redução expressiva do custo financeiro das empresas o que as torna mais competitivas. Isto facilita a tomada de decisão de exportar mesmo em uma situação de maior incerteza cambial.

De todo modo, fica claro que outra receita importante de política econômica, também destacada por Teles (2005), é que se deve evitar um comportamento excessivamente volátil da taxa de câmbio, estabilizando-a o máximo possível, de modo a diminuir os custos necessários (em forma de desvalorização cambial) para se equilibrar o comércio com o setor externo.

4. Um teste alternativo para *hysteresis* em comércio exterior

4.1. Descrição

No capítulo dois apresentamos e discutimos os principais testes empíricos para a verificação de *hysteresis* em comércio exterior disponíveis na literatura. O teste que será proposto neste capítulo representa uma inovação à maioria deles, pois procura integrar aspectos teóricos dos modelos de *hysteresis* em comércio exterior com incerteza à econometria de séries de tempo através da metodologia de análise de cointegração com quebra estrutural.

O teste é desenvolvido em duas etapas. O ponto de partida é o modelo teórico com incerteza proposto por Dixit (1989, 1994). Da aplicação do modelo de Dixit expandido com o uso do filtro de Kalman (modelo Estado-Espaço) retirou-se a evolução dos limiares da zona de inação ao longo do tempo. Tanto este modelo como suas estimações foram discutidos e apresentados no capítulo anterior.

A comparação da evolução da taxa de câmbio real efetiva com estes limiares resultou em quatro variáveis binárias, duas para cada estimação realizada: (i) setembro de 1994 e outubro de 1999, obtidas com variância constante para todo o período amostral; e (ii) janeiro de 1994 e fevereiro de 2001, com a divisão da variância em dois períodos, pré e pós desvalorização cambial em janeiro de 1999. Deste modo, o comportamento não linear é filtrado, a característica de remanescência é respeitada, bem como a de choques não dominados (memória seletiva). Assim é possível separar o comportamento verdadeiramente histerético do resto.

De posse destas variáveis, a segunda etapa consiste em utilizar a metodologia de análise de cointegração para verificar se há relação estável de longo prazo entre as variáveis determinantes do setor externo incorporando as variáveis de *hysteresis* (*dummies*) originadas no capítulo anterior. Isto é possível através da metodologia de teste de cointegração com quebras estruturais conhecidas proposta por Johansen et al. (2000). A metodologia deste teste será apresentada na seção seguinte deste capítulo.

A bibliografia sobre o tema sugere como possíveis determinantes das exportações brasileiras o crescimento da renda do resto do mundo, o preço das exportações, que para o caso brasileiro tem como *proxy* o índice de preços internacionais de *commodities*, e a taxa de câmbio real efetiva. Todas estas variáveis serão testadas e analisadas juntamente com as *dummies* (quebras) obtidas no capítulo 3, de modo a tornar mais robusta a aplicação do teste que estamos propondo para o caso brasileiro.

A seção a seguir formaliza a metodologia empregada e apresenta os dados utilizados. Na seqüência reportam-se e discutem-se os resultados das estimações realizadas.

4.2. Metodologia e dados

4.2.1. Metodologia

A cointegração requer duas condições básicas: primeiro, deve existir um conjunto de variáveis de mesma ordem de integração; segundo, a combinação linear delas deve resultar em uma série estacionária.

O objetivo do procedimento de cointegração é procurar relações estáveis de equilíbrio de longo prazo entre variáveis econômicas não estacionárias. Se não forem encontrados vetores de cointegração entre elas, significa que não existe relação estável de longo prazo.

É com base nesta premissa que realizaremos o teste de cointegração para testar a hipótese de *hysteresis* no setor externo brasileiro. A não rejeição da hipótese nula de nenhum vetor de cointegração para o teste realizado sem as quebras previstas pela teoria de *hysteresis*, combinada com a rejeição da hipótese nula quando as quebras forem utilizadas, sugerirá evidências de *hysteresis*. Isto é, a hipótese de que há relação estável de longo prazo será aceita somente se considerarmos as quebras (deslocamento do equilíbrio) previstas pela teoria de *hysteresis*.

O procedimento de cointegração empregado foi o de Johansen. Para a realização dos testes de cointegração com quebra estrutural nos baseamos no modelo proposto por Johansen et al. (2000). O procedimento de Johansen provê um arcabouço unificado para a estimação e teste de relações de cointegração no contexto de modelos de correção de erros. Ele permite identificar mais de um vetor de cointegração nos dados calculando estimativas por máxima

verossimilhança e mostra claramente se um sistema consiste de um único vetor ou uma combinação linear de vários vetores de cointegração. Por fim, o procedimento de Johansen permite testar certas restrições sugeridas pela teoria econômica, como o sinal e o tamanho das elasticidades estimadas.

O método de cointegração exige uma checagem de não-estacionariedade dos dados. Há diversos testes de presença de raiz unitária para se determinar estacionariedade (não estacionariedade) dos dados. Neste trabalho optamos pelos testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

Quando se trata de um vetor de variáveis I(1), a identificação das relações de longo prazo é realizada através de estimadores de máxima verossimilhança como propostos em Johansen (1988). Para tanto, parte-se de uma representação das séries como um processo VAR (Vetor Auto-Regressivo).

Um modelo de vetor autoregressivo cointegrado sem quebras é analisado em detalhes em Johansen (1996). O modelo básico consiste em (omitindo defasagens adicionais):

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Pi_1 t + \mu + \varepsilon_t$$

Equação 27

Haverá cointegração se Π tiver posto reduzido e neste caso pode-se escrever $\Pi = \alpha\beta^{'}$. O processo gerado pela Equação 27 tem uma tendência quadrática, a qual é eliminada se assumirmos $\Pi_1 = \alpha\gamma^{'}$. Note que o posto reduzido envolve a matriz combinada $(\Pi, \Pi_1) = \alpha(\beta^{'}, \gamma^{'})^{'}$. Portanto, consideramos:

$$\Delta X_t = \alpha(\beta^{'} X_{t-1} + \gamma^{'} t) + \mu + \varepsilon_t$$

Equação 28

O modelo acima gerará um processo com uma tendência linear. A partir dele, é possível definir sub-modelos restringindo os parâmetros γ e μ.

4.2.1.1 Teste de cointegração com quebra estrutural

Contudo, na análise estatística de séries econômicas é frequentemente necessário permitir quebras estruturais. Tratar este tipo de problema dentro da metodologia de análise de cointegração é ainda mais interessante, sobretudo no teste que estamos propondo. O trabalho de Perron (2005) discute diversas metodologias para tratar este tipo de questão, não só dentro do arcabouço da análise de cointegração.

O procedimento adotado será o proposto por Johansen et al. (2000). A abordagem sugerida é uma generalização da análise de cointegração baseada em verossimilhança em modelos de vetores autoregressivos sugerida por Johansen (1988, 1996). Há poucas diferenças conceituais e a maior repousa na necessidade de novas tabelas assintóticas. O modelo será descrito a seguir.

Johansen et al. (2000) formula um modelo para séries de tempo observadas X_t, $t = 1,...,T$, as quais são divididas em sub-amostras de acordo com a posição dos pontos de quebra. Para cada sub-amostra um VAR é escolhido, os parâmetros dos componentes estocásticos são os mesmos para todas as sub-amostras, enquanto a tendência determinística pode variar entre as sub-amostras. Neste caso o processo pode ser representado e interpretado de maneira simples em cada período e a análise estatística é a mesmo de modelos de vetores autoregressivos.

O modelo desenvolvido por Joahansen et al. (2000) se aplica para qualquer número de períodos amostrais pré-especificados, digamos *q*, de tamanho $T_j - T_{j-1}$ para $j = 1,...,q$ e $0 = T_0 < T_1 < T_2 < ... < T_q = T.$ Disto segue que a última observação da $j^{ésima}$ amostra é T_j enquanto T_{j+1} é a primeira observação do período posterior (*j*+1). Um modelo de vetor autoregressivo de ordem *k* é considerado. Em analogia aos modelos usuais sem quebra estrutural, o modelo é formulado condicionalmente nas primeiras *k* observações de cada sub-período amostral, $X_{T_{j-1}+1},..., X_{T_{j-1}+k}$, e é dado pelas equações:

$$\Delta X_t = (\Pi, \Pi_j)\left(\frac{X_{t-1}}{t}\right) + \mu_j + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

Equação 29

para $j = 1,...,q$ e $T_{j-1} + k < t \leq T_j$. Assume-se que as inovações são independentes e identicamente distribuídas com média zero e variância Ω. Os parâmetros variam livremente, logo Π, Γ_i, Ω relacionados com o componente estocástico das séries de tempo são os mesmos em todas as sub-amostras e de dimensões (*p* x *p*) com Ω sendo simétrica e definida positiva, enquanto os *p* vetores Π_j, μ_j relacionados ao componente determinístico podem ser diferentes nos diferentes períodos amostrais.

Uma hipótese de cointegração pode ser formulada em termos do posto de Π simplesmente, ou em conjunto com $\Pi_1,...,\Pi_q$. Esta última nos dá uma melhor interpretação e algumas vantagens e é dada por

$$H_l(r): \qquad posto(\Pi, \Pi_1,...,\Pi_q) \leq r \qquad ou \qquad (\Pi, \Pi_1,...,\Pi_q) = \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \gamma_1 \\ \vdots \\ \gamma_q \end{pmatrix}',$$

Equação 30

onde os parâmetros variam livremente então α e β são de dimensões (*p* x *r*) e γ_i é de dimensão (1 x *r*). A notação H_l indica que em cada sub-amostra o componente determinista é linear tanto para relações não estacionárias como para relações de cointegração. Uma hipótese relacionada surge no caso de quebra do nível da constante sem tendência linear.

$$H_c(r): \qquad posto(\Pi, \mu_1,..., \mu_q) \leq r \qquad e \qquad \Pi_1,...,\Pi_q = 0$$

Equação 31

Como uma alternativa para os modelos H_l e H_c um hipótese para o posto poderia ser formulada somente para Π.

$$H_{lc}(r): \qquad posto(\Pi) \leq r \qquad e \qquad \Pi_1,...,\Pi_q = 0$$

Equação 32

As hipóteses podem ser reunidas como $H_c(r) \subset H_{lc}(r) \subset H_l(r)$.

Para deixar a equações descritas acima em maior conformidade aos pacotes econométricos, Johansen et al. (2000) introduz algumas variáveis *dummies*. Deixe

$$D_{j,t} = \begin{cases} 1 & para \quad t = T_{j-1} \\ 0 & caso\ contrário \end{cases} \qquad para\ \ j = 2,...,q\ e\ t = ...,-1,0,1,...$$

Equação 33

então $D_{j,t-1}$ é uma função indicadora para a *i^ésima* observação no *j^ésimo* período; ou seja, $D_{j,t-1} = 1$ se $t = T_{j-1} + i$. Ademais,

$$E_{j,t} = \sum_{i=k+1}^{T_j - T_{j-1}} D_{j,t-i} = \begin{cases} 1 & para \quad T_{j-1} + k + 1 \leq t \leq T_j \\ 0 & caso\ contrário \end{cases}$$

Equação 34

é a amostra efetiva do *j^ésimo* período. É conveniente agrupar as *dummies* amostrais e os parâmetros deterministas para os diferentes períodos amostrais

$$E_t = (E_{1,t},...,E_{q,t})', \quad \mu = (\mu_1,...,\mu_q), \quad \gamma = (\gamma_1',...,\gamma_q')',$$

Equação 35

de dimensões (q x 1), (p x q), (q x r), respectivamente. A equação do modelo torna-se:

$$\Delta X_t = \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \gamma \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ tE_t \end{pmatrix} + \mu E_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=2}^{q} k_{j,i} D_{j,t-i} + \varepsilon_t$$

Equação 36

Onde os parâmetros da *dummy* $k_{j,i}$ são vetores *p* e as observações $X_1,...,X_k$ são mantidas fixas como observações iniciais. Note que o efeito das variáveis *dummies* $D_{j,t-1},...,D_{j,t-k}$ correspondentes as observações $X_{T_{j-1}},...,X_{T_{j-1}+k}$ é fazer com que os resíduos correspondentes sejam zero, eliminando essencialmente os fatores correspondentes da função verossimilhança, e, portanto, produzindo a função verossimilhança condicional dados os valores iniciais em cada período.

Portanto, este capítulo utilizará este método – teste de cointegração com quebras estruturais – para testar as variáveis que a literatura econômica sugere como possíveis determinantes do *quantum* exportado, na presença e na ausência de quebras estruturais conhecidas obtidas no capítulo anterior.

Para isso utilizaremos o software econométrico J-Multi[7], utilizado para exemplos práticos no livro de Lütkepohl e Krätzig (2004). Este pacote disponibiliza o teste proposto por Johansen et al. (2000) com até duas quebras estruturais conhecidas.

4.2.2. Dados

O período analisado começa em janeiro de 1992 e se encerra em dezembro de 2006, incorporando períodos com regimes cambiais distintos. Os dados serão trabalhados em bases mensais, totalizando 180 observações.

A série da taxa de câmbio real efetiva utilizada é calculada pelo IPEA e é a mesma utilizada no capítulo anterior.

Para se estimar equações para as exportações, os dados relativos ao *quantum* (volume) das exportações totais e de produtos manufaturados foram obtidos da Fundação Centro de

[7] Este software pode ser obtido livremente pelo site http://www.jmulti.de.

Estudos do Comércio Exterior – FUNCEX. A separação dos valores em quantidades e preços se dá através de índices de Fisher, pois eles possuem a propriedade de causas e reversibilidade de fatores, ou seja, podem ser decompostos sem gerar grandes distorções, em subíndices de quantidades e preços, que, quando novamente combinados, retornam aos valores originais. De posse dos índices de preços, os índices de *quantum* são obtidos implicitamente, por meio do deflacionamento dos valores exportados pelas variações de preços.

Utiliza-se o índice de preços de *commodities* exclusive combustíveis, calculado pelo FMI (Fundo Monetário Internacional), como *proxy* dos preços das exportações brasileiras. Trata-se de um índice de preço base 1995 = 100, que inclui os preços de alimentos e bebidas e produtos industriais. Este índice é utilizado corriqueiramente pelo Banco Central do Brasil.

Os volumes das exportações brasileiras totais e de produtos manufaturados são denotados, respectivamente, por XQTB e XQMB; a taxa de câmbio real efetiva é dada por E; enquanto P é o índice de preços de *commodities* exclusive combustíveis do FMI

Para capturar o efeito do crescimento da renda do resto do mundo (demanda externa), incluímos em todos os modelos testados o termo de tendência determinista. Kannebley (2005) argumenta que, aparentemente, o termo de tendência determinista rivaliza com a variável representativa de demanda, sugerindo que este componente reflita, de alguma forma, o componente tendencial da demanda internacional.

Para se determinar a ordem de integração das variáveis utilizadas, foram realizados testes ADF (Dickey-Fuller “Aumentado”) incluindo, no processo autoregressivo de cada variável, uma constante e uma tendência linear, apenas a constante ou nada. Os resultados reportados na Tabela 3 sugerem a não estacionariedade de todas as variáveis.

Tabela 3. Estatísticas do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

	Sem constante e sem tendência	Constante	Constante e tendência
E	-0,3600	-1,9143	-2,4074
P	2,1972	2,1195	2,1705
XQMB	1,7222	0,6206	-1,5948
XQTB	5,6242	2,7601	-0,5713

Todas as estatísticas da tabela acima indicam não rejeição da hipótese nula para qualquer nível de significância: 1%, 5% ou 10%.
Defasagens escolhidas segundo o critério de informação de Schwarz.

De todo modo, para nos certificarmos da não estacionariedade destas séries, complementamos o teste ADF com o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). A hipótese nula do teste KPSS é oposta a do teste ADF. A hipótese nula testa se a série é estacionária. Portanto, é preciso rejeitar a hipótese nula para corroborar a presença de raiz unitária como foi apontado pelo teste anterior.

A seleção do número de defasagens é automática, segundo critério de Newey-West (utilizando método de estimação espectral Bartlett kernel). Rejeitou-se a hipótese nula de estacionariedade independente da especificação dos termos deterministas. Nos dois modelos (com intercepto e intercepto + tendência), a estatística calculada foi maior que os valores críticos para um nível de significância de 5%, com exceção da variável P para o modelo com apenas a constante (nível de significância de 10%).

Tabela 4. Estatísticas do teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

	Constante	Constante e tendência
E	1.017793*	0.194545**
P	0.409413***	0.290041*
XQMB	1.461785*	0.370572*
XQTB	1.558388*	0.404563*

Estatística do teste rejeita hipótese nula de estacionariedade a: *1%; **5%; ***10%.
Método de estimação espectral: Bartlett kernel.
Bandwidth segundo critério de Newey-West.

Portanto, a possibilidade de que as séries temporais utilizadas sejam não estacionárias permite a estimação de relações de cointegração entre estas variáveis.

4.3. Resultados empíricos para o caso brasileiro

Nesta seção testaremos a relação estável de longo prazo do volume das exportações brasileiras de produtos manufaturados, dos preços internacionais de *commodities* e da taxa de câmbio real efetiva. Como as variáveis explicativas são integradas de ordem um I(1), de acordo com os testes ADF e KPSS, a combinação linear delas pode resultar em uma série estacionária, o que se permite utilizar um vetor de cointegração.

4.3.1. Teste de cointegração de Johansen com quebra estrutural

O modelo do teste de Johansen com quebra estrutural conhecida foi discutido anteriormente. Para aplicá-lo aos dados brasileiros utilizamos o software econométrico J-Multi.

Foram realizados três conjuntos diferentes de teste para o volume de exportações totais e para o volume de exportações de manufaturados. O primeiro teste realizado é a estatística do traço de Johansen sem considerar as quebras. Na seqüência realizamos o teste com dois pares de quebras, obtidos no capítulo 3. O primeiro par, com quebras em setembro de 1994 e outubro de 1999, foi obtido através da hipótese de variância constante para todo o período amostral. O segundo, com quebras em janeiro de 1994 e fevereiro de 2001, foi obtido considerando as variâncias distintas para a TCRE para dois períodos: pré e pós desvalorização cambial de janeiro de 1999. O método permite testar dois tipos de quebras: (i) em nível; (ii) nível e tendência.

Optou-se por utilizar o modelo com dois termos deterministas: constante e tendência. O termo de tendência determinista representaria o crescimento da demanda externa em razão do aumento da renda do resto do mundo ao longo do tempo.

Para iniciar os testes de cointegração, faz-se necessário especificar o número de defasagens do VAR/VEC. Para isso, respeitou-se o seguinte procedimento. Consideramos um máximo de 15 defasagens, dado que estamos trabalhando com dados mensais. O programa disponibiliza quatro critérios: Akaike Info Criterion (AIC); Final Prediction Error (FPE);

Hannan-Quinn Criterion (HQ); e Schwarz Criterion (SC). O número de defasagens adotado foi o sugerido pelo maior número de critérios (estes valores estão em negrito na Tabelas 5 e 6). No caso de cada critério apontar para defasagens diferentes, utilizamos o indicado pelo critério de Schwarz, dado que a amostra é constituída de 180 observações.

Também optamos por incluir *dummies* sazonais em todos os testes realizados, dado a característica da série de *quantum* das exportações brasileiras. Existe uma opção pré definida no J-Multi. Neste caso, o termo determinista tem a seguinte forma:

$$D_t = \mu_0 + \mu_1 t + dummies\ \ sazonais$$

Equação 37

Os valores críticos (e os p-valores) das estatísticas do traço de Johansen são obtidos computando a respectiva superfície de resposta de acordo com Doornik (1998) se não há quebras, ou de acordo com Johansen et al. (2000) para até duas quebras. No caso de quebra apenas no nível, a superfície de resposta também segue o proposto por Johansen et al. (2000). Entretanto, a simulação do limite da distribuição é baseada em uma representação como no Teorema 3.1 para o caso de ausência de quebra na tendência.

A seguir apresentamos os resultados dos testes realizados. O nível de significância adotado foi de 5%.

A Tabela 5 apresenta os resultados das estatísticas do traço para o *quantum* total das exportações brasileiras (XQTB), a taxa de câmbio real efetiva (E) e o índice de preço das *commodities* exclusive combustíveis (P). Dentre as três variáveis há uma possibilidade de zero, um ou dois vetores de cointegração. Em todos os casos, considerando ou não considerando as quebras estruturais, rejeitou-se a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração (r = 0) em detrimento da hipótese alternativa (r > 0). Os resultados sugerem, portanto, que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis mesmo sem consideramos as quebras. Ou seja, embora as variáveis na equação sejam não estacionárias, a combinação linear é estacionária e isso implica que elas não podem se distanciar muito do longo prazo.

Tabela 5. Teste de cointegração de Johansen com e sem quebras para XQTB, E e P

QUEBRAS		TERMOS	DEFASAGENS	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatístca do Traço	5% VC	P-Valor
Não		Costante e Tendência	**6 (AIC, FPE)**; 2 (HQ); 1 (SC)	r = 0	r > 0	49,61	42,77	**0,0081**
				r ≤ 1	r > 1	20,81	25,73	0,1905
				r ≤ 2	r > 2	4,82	12,45	0,6280
Set/1994 e Out/1999	Nível	Costante e Tendência	**2 (FPE, HQ)**; 19 (AIC); 1 (SC)	r = 0	r > 0	81,44	58,48	**0,0001**
				r ≤ 1	r > 1	40,62	36,85	**0,0189**
				r ≤ 2	r > 2	15,28	18,62	0,1417
	Nível e Tendência	Costante e Tendência	**2 (FPE, HQ)**; 20 (AIC); 1 (SC)	r = 0	r > 0	90,82	72,59	**0,0009**
				r ≤ 1	r > 1	40,38	46,75	0,1736
				r ≤ 2	r > 2	19,80	24,21	0,1595
Jan/1994 e Fev/2001	Nível	Costante e Tendência	**1 (SC)**; 20 (AIC); 6 (FPE); 2 (HQ)	r = 0	r > 0	94,58	58,15	**0,0000**
				r ≤ 1	r > 1	36,46	36,55	0,0511
				r ≤ 2	r > 2	10,38	18,6	0,4546
	Nível e Tendência	Costante e Tendência	**2 (AIC, FPE, HQ)**; 1 (SC)	r = 0	r > 0	101.25	71.02	**0.0000**
				r ≤ 1	r > 1	41.45	45.64	0.1179
				r ≤ 2	r > 2	15.98	23.54	0.3260

AIC: Akaike Info Criterion
FPE: Final Prediction Error
HQ: Hannan-Quinn Criterion
SC: Schwarz Criterion

A Tabela 6 apresenta os resultados das estatísticas do traço para o *quantum* das exportações brasileiras de produtos manufaturados (XQMB), a taxa de câmbio real efetiva (E) e o índice de preço das *commodities* exclusive combustíveis (P). Dentre as três variáveis há uma possibilidade de zero, um ou dois vetores de cointegração. Não foi possível rejeitar a hipótese de nenhum vetor de cointegração quando não se consideram as quebras estruturais. Em todos os casos, considerando as quebras estruturais, rejeitou-se a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração (r = 0) em detrimento da hipótese alternativa (r > 0). Os resultados sugerem, portanto, que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis apenas se consideramos as quebras.

Isto sugere existência de *hysteresis* para exportações de manufaturados.

Tabela 6. Teste de cointegração de Johansen com e sem quebras para XQMB, E e P

QUEBRAS		TERMOS	DEFASAGENS	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatístca do Traço	5% VC	P-Valor
Não		Costante e Tendência	**3 (FPE, HQ)**; 4 (AIC); 2 (SC)	r = 0	r > 0	41,35	42,77	0,0697
				r ≤ 1	r > 1	17,27	25,73	0,4028
				r ≤ 2	r > 2	4,50	12,45	0,6731
Set/1994 e Out/1999	Nível	Costante e Tendência	**2 (HQ, SC)**; 6 (AIC); 3(FPE)	r = 0	r > 0	62,05	58,48	**0,0237**
				r ≤ 1	r > 1	34,85	36,85	0,0802
				r ≤ 2	r > 2	14,84	18,62	0,1602
	Nível e Tendência	Costante e Tendência	**6 (AIC, FPE)**; 3 (HQ); 1 (SC)	r = 0	r > 0	74,41	72,59	**0,0357**
				r ≤ 1	r > 1	30,24	46,75	0,6371
				r ≤ 2	r > 2	11,83	24,21	0,6821
Jan/1994 e Fev/2001	Nível	Costante e Tendência	**6 (AIC, FPE)**; 3 (HQ); 2 (SC)	r = 0	r > 0	67,03	58,15	**0,0067**
				r ≤ 1	r > 1	25,94	36,55	0,4092
				r ≤ 2	r > 2	10,87	18,6	0,4115
	Nível e Tendência	Costante e Tendência	**2 (HQ, SC)**; 6 (AIC); 3(FPE)	r = 0	r > 0	74,37	71,02	**0,0265**
				r ≤ 1	r > 1	38,12	45,64	0,2120
				r ≤ 2	r > 2	15,88	23,54	0,3323

AIC: Akaike Info Criterion
FPE: Final Prediction Error
HQ: Hannan-Quinn Criterion
SC: Schwarz Criterion

4.3.2. Estimação dos vetores de cointegração

Além dos testes de cointegração, a estimação dos vetores de cointegração pode trazer informações relevantes sobre a relação entre as quebras estruturais obtidas a partir da teoria de *hysteresis* e o equilíbrio de longo prazo do setor externo.

Foram utilizadas 11 variáveis *dummies* (exógenas) para corrigir a sazonalidade (uma para cada mês do ano mais a constante).

Como o objetivo é testar a hipótese de *hysteresis* no comércio exterior brasileiro, aprofundaremos nossa análise somente para o volume exportado de manufaturados (XQMB), pois há evidências mais claras de *hysteresis* para esta categoria.

A Tabela 7 mostra as estimativas de longo prazo dos vetores de cointegração para os modelos com tendência e constante e somente com constante, utilizando duas quebras: em setembro de 1994 e em outubro de 1999.

Tabela 7. Estimativas de longo prazo dos vetores de cointegração: quebras em set/94 e out/99

Ln(XQMB)	Ln(E)	Ln(P)	Dset94	Dout99	Tendência	Constante
1.00	-0.71	-2.69	1.00	-0.65	-0.01	10.31
	(0,87)	(0,77)	(0,35)	(0,42)	(0,00)	
	[-0,80]	[3,50]	[2,82]	[-1,54]	[1,04]	
1.00	-1.81	-5.83	1.68	-1.51	-	28.85
	(1,78)	(1,42)	(0,57)	(0,80)	-	
	[-1,02]	[-4,11]	[2,97]	[-1,88]	-	

Erro padrão em ( ).
Estatística t em [ ].

As relações de longo prazo expostas na tabela acima, normalizada para XQMB, comprovam os sinais esperados para a taxa de câmbio real e para os preços internacionais de *commodities* como variáveis relevantes do volume das exportações de manufaturados. Estas relações também mostram o papel das quebras estruturais indicadas pela teoria de *hysteresis* no equilíbrio de longo prazo do setor exportador. Quando a taxa de câmbio real efetiva passou para abaixo do limite inferior da zona de inação em setembro de 1994, houve um deslocamento para baixo do equilíbrio de longo prazo das exportações de manufaturados comprovado pelo sinal positivo da variável *dummy* Dset94. Houve também um deslocamento deste equilíbrio, mas desta vez para cima, quando a taxa de câmbio real efetiva ultrapassou o limite superior em outubro de 1999, conforme sugerido pelo sinal negativo da variável *dummy* Dout99.

Cabe destacar que a estatística t sugere que o coeficiente da taxa de câmbio real não é estatisticamente significante.

A Tabela 8 mostra as estimativas de longo prazo dos vetores de cointegração para os modelos com tendência e constante e somente com constante utilizando duas quebras: em janeiro de 1994 e em fevereiro de 2001.

Tabela 8. Estimativas de longo prazo dos vetores de cointegração: quebras em jan/94 e fev/01

Ln(XQMB)	Ln(E)	Ln(P)	Djan94	Dfev01	Tendência	Constante
1.00	2.25	1.87	0.59	-0.10	-0.01	-22.84
	(0.66)	(0.61)	(0.27)	(0.30)	(0.00)	
	[3.41]	[3.05]	[2.21]	[-0.32]	[-4.06]	
1.00	-3.67	-3.40	-0.08	0.59	-	26.86
	(0.78)	(0.73)	(0.25)	(0.34)	-	
	[-4.69]	[-4.65]	[-0.30]	[1.73]	-	

Erro padrão em ( ).
Estatística t em [ ].

As relações de longo prazo expostas na tabela acima para o modelo com constante, normalizada para XQMB, indicam sinais contrários ao esperado para a taxa de câmbio real e para os preços internacionais de *commodities* como variáveis determinantes do volume das exportações de manufaturados.

Já o modelo que não considera a tendência do vetor de cointegração apresenta coeficientes com sinais corretos e estatisticamente significantes para a taxa de câmbio real e para os preços internacionais de *commodities*. Contudo, as variáveis *dummies* Djan94 e Dfev01, que trazem as informações sobre as quebras estruturais advindas da teoria de *hysteresis*, possuem coeficientes com sinais contrários ao esperado e sem significância estatística. Estes resultados sugerem, portanto, que as datas das quebras (janeiro de 1994 e fevereiro de 2001) têm pouca ou nenhuma influência sobre o equilíbrio de longo prazo do setor exportador de produtos manufaturados.

4.3.3. Conclusões

Os resultados encontrados para os testes de cointegração sugerem que há relação estável de longo prazo para o volume total das exportações brasileiras na ausência e na presença das quebras estruturais obtidas pela teoria de *hysteresis*. Esta constatação sugere que a taxa de câmbio real efetiva, o preço internacional das *commodities* e o crescimento da renda do resto do mundo captado pelo termo de tendência determinista são suficientes para

determinar o equilíbrio do volume total das exportações brasileiras. Deste modo, nosso teste rejeitou a hipótese de *hysteresis* para explicar o comportamento do volume total das exportações.

Cabe destacar que a pauta das exportações brasileiras é bastante concentrada em produtos primários, sobretudo minério de ferro e grãos. Dado que são *commodities*, estes produtos não necessitam de investimentos em marca, reputação, conhecimento da legislação local, etc. Ademais, sua produção tem como destino certo o mercado externo, dado que supera sobremaneira a demanda doméstica. Portanto, torna-se difícil aplicar a teoria de *hysteresis* (microfundamentada) ao total das exportações brasileiras. Dada sua fundamentação teórica, o conceito de *hysteresis* está muito mais ligado às exportações de manufaturas. Por isso, avaliamos que este resultado pode ser considerado, em certa medida, em linha com o esperado pela teoria.

Os resultados dos testes de cointegração para o volume de exportação de manufaturados não rejeitou a hipótese nula de ausência de um ou mais vetores de cointegração quando o teste foi realizado sem considerar as quebras estruturais. Contudo, ao inserirmos as quebras obtidas pela teoria de *hysteresis*, a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração passou a ser rejeitada em detrimento da alternativa de um ou mais vetores de cointegração. Estes resultados indicam que o equilíbrio de longo prazo do volume de exportações de manufaturados pode ser explicado quando incluímos as variáveis que representam o efeito de *hysteresis*, corroborando com a teoria.

A análise das estimações dos coeficientes de longo prazo dos vetores de cointegração comprovou, na maioria dos casos, os sinais esperados não só para a taxa de câmbio real e para os preços internacionais de *commodities*, como também das variáveis *dummies* como variáveis relevantes do volume das exportações de manufaturados. Estas relações mostram o papel das quebras estruturais indicadas pela teoria de *hysteresis* no equilíbrio de longo prazo do setor exportador de produtos manufaturados. Estas estimações também apontaram como a melhor hipótese para as datas das quebras previstas pela teoria de *hysteresis* como sendo setembro de 1994, quando o limite inferior foi ultrapassado, e outubro de 1999, quando o limite superior foi ultrapassado.

5. Considerações Finais

Este trabalho não só propôs um novo teste para *hysteresis* em comércio exterior, como também fez sua aplicação ao caso brasileiro na tentativa de ajudar a explicar o comportamento recente do setor externo deste país à luz da teoria de *hysteresis*.

O teste proposto incorporou tanto os aspectos teóricos dos modelos de *hysteresis* com custos irrecuperáveis e incerteza, como a abordagem empírica através do uso da metodologia de análise de cointegração com quebras estruturais. O teste foi desenvolvido em duas etapas. Discutiremos os principais resultados obtidos em cada uma delas.

A primeira etapa delimitou os limiares da zona de inação combinando o modelo teórico de *hysteresis* proposto por Dixit (1989, 1994) com a utilização do filtro de Kalman (modelo Estado-Espaço) para a obtenção de parâmetros variáveis ao longo do tempo.

Chegou-se a dois resultados importantes. O primeiro foi a importância do comportamento da taxa real de juros na determinação dos limiares da zona de inação. A instabilidade macroeconômica e o patamar e a volatilidade dos juros brasileiros impunham sobre as empresas brasileiras um elevado custo, tanto em termos financeiros, de captação de recursos e de capital de giro, como na dificuldade de planejamento e de decisões de investimentos em um horizonte mais longo. Este impacto sobre a decisão das empresas brasileiras pode ser medido pelo comportamento dos limiares da zona de inação. Dada a intensidade dos movimentos dos juros, os limiares reagiram de maneira significativa.

O segundo resultado foi o relevante impacto do aumento da incerteza cambial na alteração do regime de câmbio fixo para flexível sobre os limiares da zona de inação em janeiro de 1999. A depreciação cambial necessária para se incentivar as exportações em um regime de câmbio flexível é maior do que a necessária sob o regime de câmbio fixo. A razão para tal efeito é a alteração drástica da variância da taxa de câmbio dos dois períodos (cambio fixo e flutuante).

Portanto, é possível tirar destes resultados receitas importantes para a condução de política econômica. A primeira é que a obtenção de um ambiente de estabilidade econômica é

fundamental para a competitividade das empresas brasileiras no mercado internacional. Tão importante quanto o câmbio para que as empresas brasileiras sejam competitivas no mercado internacional, é uma política econômica de manutenção da estabilidade macroeconômica, com menor volatilidade e nível das taxas reais de juros. Também fica evidente que outra receita importante de política econômica é que se deve evitar um comportamento excessivamente volátil da taxa de câmbio, estabilizando-a o máximo possível, de modo a diminuir os custos necessários (em forma de desvalorização cambial) para se equilibrar o setor externo.

A segunda etapa do teste consistiu em utilizar os resultados da etapa anterior para encontrar quando a taxa de câmbio real efetiva ultrapassou os limiares da zona de inação. Estas informações foram utilizadas dentro da metodologia de análise de cointegração para testar a hipótese de *hysteresis* no comércio exterior brasileiro.

Os resultados dos testes de cointegração com quebras estruturais proposto por Johansen et al. (2000) não apresentaram evidências fortes de *hysteresis* para o volume total das exportações brasileiras. Contudo, os testes realizados para o volume das exportações de produtos manufaturados sugeriram que há alguma evidência de *hysteresis* para este setor exportador. Por isso, a relação de longo prazo de cointegração é deslocada.

A análise das estimações dos coeficientes de longo prazo dos vetores de cointegração comprovou os sinais esperados para a taxa de câmbio real, para os preços internacionais de *commodities* e para as variáveis *dummies* representado as quebras estruturais como as variáveis relevantes do volume das exportações de manufaturados. Estas relações mostram o papel das quebras estruturais indicadas pela teoria de *hysteresis* no equilíbrio de longo prazo do setor exportador de produtos manufaturados. Estas estimações também apontaram como a melhor hipótese para as datas das quebras previstas pela teoria de *hysteresis* como sendo setembro de 1994, quando o limite inferior foi ultrapassado, e outubro de 1999, quando o limite superior foi ultrapassado.

Deste modo, é possível também tirar outras receitas importantes de política econômica, sobretudo para o setor exportador de produtos manufaturados. Ao invés de políticas cambiais ativas e/ou intervencionistas, fazem-se necessárias medidas que facilitem o acesso

das empresas brasileiras no mercado externo. Medidas voltadas para orientar as empresas brasileiras com relação às particularidades de cada mercado, principalmente sobre legislação e normas, e que facilitem contatos com representantes e distribuidores. Também são fundamentais medidas no sentido de facilitar a logística do processo exportador, de modo a reduzir custos (financeiro, tempo, etc) para as empresas que querem exportar. Fica, uma vez mais, reforçada a importância da estabilidade econômica sobre a competitividade das empresas brasileiras no mercado externo.

Apesar de este trabalho ter investigado o tema com bastante rigor e detalhe, há uma série de melhorias e avanços a serem realizados. Conforme ressaltado por Gocke (2002), "o tratamento empírico da persistência econômica ou efeito *hysteresis* está longe de estar maduro e requer pesquisas futuras. Uma variedade de métodos é aplicada, mas nenhum é totalmente aceito. Portanto, (...) a sugestão é aplicar as várias abordagens existentes e considerar suas limitações". Reconhecendo algumas destas limitações, seguem alguns avanços sugeridos.

A primeira possibilidade é a de trabalhar com dados mais desagregados, setoriais, como os utilizados por Kannebley (2005) para o Brasil, ou até mesmo com micro-dados, como Roberts e Tybout (1997) para a Colômbia. A segunda possibilidade de avanço desta pesquisa é no sentido de estimações das variâncias variáveis ao longo do tempo, como o realizado para a média do movimento browniano da taxa de câmbio real efetiva. Isto tornaria mais robustas as estimações dos limiares da zona de inação. O terceiro aspecto a ser desenvolvido são as estimativas para os parâmetros de custos, sobretudo os custos irrecuperáveis de entrada para a realidade das empresas brasileiras. Por fim, avaliamos que para a análise de cointegração a periodicidade trimestral possa ser a mais adequada. Isto poderia trazer ganhos para os testes econométricos, apesar do encolhimento do tamanho da amostra.

6. Referência bibliográfica

BALDWIN, R. “Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect”. *American Economic Review*, 78, p. 773-785, 1988.

BALDWIN, R. “Sunk-cost Hysteresis”. *NBER Working Paper* 2911, março de 1989.

BALDWIN, R. e KRUGMAN, P. “Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks”. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, n. 4, p. 635-654, novembro de 1989.

CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA. “Valorização do Real Provoca Mudança na Estrutura de Comércio Exterior da Indústria”. *Sondagem Especial*, ano 4, n. 2, junho de 2006

DIXIT, A. “Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through”. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, n. 2, p. 205-228, maio de 1989a.

_____. “Entry and Exit Decisions Under Uncertainty”. *Journal of Political Economy*, vol. 97, n. 3, p. 620-38, junho de 1989b.

_____. “Hysteresis and the Duration of the J-curve”. *Japan and the World Economy*, 6, p.105-115, 1994.

DOORNIK, J. A. “Approximations to the Asymptotic Distributions of Cointegration Tests”. *Journal of Economic Surveys*, 12, p. 573-593, 1998.

ENDERS, W. “Applied Econometrics Time Series”. *John Wiley & Sons*, 2nd edition, 2004.

GOCKE, M. “Various Concepts of Hysteresis Applied in Economics”. *Journal of Economic Surveys*, vol.16, n.2, p.167-88, 2002.

HALLETT, A. J. H. e PISCITELLI, L. “Testing for Hysteresis Against Nonlinear Alternatives”. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 27, p. 303-327, 2002.

HARVEY. A. C. “Forecasting, Structural Time Series and the Kalman Filter”. *Cambridge University Press*, 1989.

JOHANSEN, S. “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231–254, 1988.

_____. “Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models”. Second printing, *Oxford University Press*, 1996.

JOHANSEN, S., MOSCONI, R. e NIELSEN, B. “Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend”. *Econometrics Journal*, vol 3, p.216-249, 2000.

KANNEBLEY, S. Jr. “Testes para Hipótese de Hysteresis em Exportações Industriais Brasileiras: Uma Análise de Cointegração Limiar. *Working Paper* apresentado no seminário de economia da EESP-FGV em 28/09/2005.

KRUGMAN, P. e BALDWIN, R. “The Persistence of the US Trade Deficit”. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1987.

LÜTKEPOHL, H. e KRÄTZIG, M. “Applied Time Series Econometrics”. *Cambridge University Press*, 2004.

MADDALA, G. S. e KIM, In-Moo. “Unit Roots, Cointegration, and Structural Change”. *Cambridge University Press*, 1998.

PERRON, P. “Dealing With Structural Breaks”. Paper preparado para *Palgrave Handbook of Econometrics*, vol 1, Econometric Theory. Versão de 20 de abril de 2005.

ROBERTS, M. J. e TYBOUT, J. R. “The Decision to Export in Colombia: An Empirical Model of Entry with Sunk Costs” *The American Economic Review*, vol. 87, n. 4, p. 545-564, setembro de 1997.

TELES, V. K. “Choques Cambiais, Política Monetária e Equilíbrio Externo da Economia Brasileira em um Ambiente de Hysteresis”. *Economia Aplicada*, vol. 9, n. 3, p. 415-426, jul-set 2005.

WELCH, G. e BISHOP, G. “An Introduction to the Kalman Filter”. University of North Caroline at Chapel Hill, Department of Computer Science, 2004. http://russell-davidson.arts.mcgill.ca/e761/kalman_intro.pdf