UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DE
RIBEIRÃO PRETO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - ÁREA: ECONOMIA
APLICADA

JOÃO PAULO MARTINS TERRA BARONI

Teste de histerese nas exportações brasileiras: uma abordagem de painel com efeitos de
valores limiares

ORIENTADOR: PROF. DR. SÉRGIO KANNEBLEY JÚNIOR

RIBEIRÃO PRETO

2012

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Sigismundo Bialoskorski Neto
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Prof. Dr. Walter Belluzzo Jr
Chefe do Departamento de Economia

JOÃO PAULO MARTINS TERRA BARONI

Teste de histerese nas exportações brasileiras: uma abordagem de painel com efeitos de valores limiares

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências.

ORIENTADOR: PROF. DR. SÉRGIO KANNEBLEY JÚNIOR

Versão corrigida. A original encontra-se disponível na FEA-RP/USP.

RIBEIRÃO PRETO

2012

AUTORIZO A REPRODUÇÃO E DIVULGAÇÃO TOTAL OU PARCIAL DESTE TRABALHO, POR QUALQUER MEIO CONVENCIONAL OU ELETRÔNICO, PARA FINS DE ESTUDO E PESQUISA, DESDE QUE CITADA A FONTE.

FICHA CATALOGRÁFICA

Baroni, João Paulo Martins Terra.

Teste de histerese nas exportações brasileiras: Uma abordagem de painel com efeitos de valores limiares. Ribeirão Preto, 2012.

74 p. : il. ; 30cm

Dissertação de Mestrado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo.

Orientador: Kannebley Júnior, Sérgio.

1. Histerese. 2. Exportações. 3. Econometria. 4. Dados em Painel.

FOLHA DE APROVAÇÃO

João Paulo Martins Terra Baroni

Teste de Histerese nas Exportações Brasileiras: Uma Abordagem de Painel com Efeitos de Valores Limiares.

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências.

Aprovada em: _____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

AGRADECIMENTOS

Agradecer é tarefa difícil aos conscientes. Não pelo medo de esquecer pessoas importantes que auxiliaram no caminho, mas pela difícil tarefa de expressar gratidão à altura da ajuda que foi prestada. Aos aqui citados, saibam que as palavras são modestas, mas o reconhecimento não. A começar pela minha família. Minha mãe, Regina, me ensinou que é preciso ter caráter; e meu pai, João, dedicação; minha irmã, Talita, coragem. Meu irmão, Mateus, apesar de muito jovem, serenidade para lidar com conflitos. Avós, tios, primas e demais familiares também tiveram papel importante e não devo deixar de recordá-los.

Presto gratidão em especial à minha noiva, Andressa - pessoa que andou ao meu lado nos últimos anos e que compartilhará o resto da minha jornada. Crescemos e aprendemos juntos. Sua doce presença me faz mais feliz. Meus sinceros agradecimentos a todos os Police dos Santos. Não carrego o sobrenome, mas sou honrado por fazer farte da família.

Agradeço ao meu orientador e amigo, Prof. Dr. Sérgio Kannebley; não só pelos profundos ensinamentos acadêmicos e horas dedicadas à minha orientação, mas também pela compreensão e pelos conselhos fora da sala de aula. Fico feliz em poder contar contigo e espero poder um dia retribuir. À sua esposa e minha chefe de pesquisa, Profa. Dra. Geciane Porto, pela oportunidade e confiança em mim depositada.

Agradeço também ao Professor Dr. Cláudio Lucinda, pelo trabalho conjunto na disciplina de Finanças, pela participação na banca de qualificação e pelas conversas informais. Ao Prof. Dr. Alex Luiz Ferreira, coordenador do curso e também participante da banca de qualificação, pela disposição e criatividade; em nome de quem saúdo todos os demais professores do programa de Economia Aplicada da FEA-RP; assim como os demais professores que passaram pela minha vida, tendo a certeza de que não chegaria até aqui sem a ajuda de vocês.

Sou grato pelas amizades que fiz durante o curso. Caio Mortatti, admirável caráter e profissional brilhante, compartilho a ideia de que o futuro nos reserva grandes realizações. Leandro Meyer, pelos auxílios, conversas e inesquecíveis momentos de descontração. Anderson Portugal, sua serendidade e espiritualidade me ajudou a encontrar equilíbrio em momentos de necessidade. Cláudia Oshiro, apesar de pequena, você é uma grande notável. Ednilson Ávila, Pedro Camargo e André Guerra; sempre amigáveis e prestativos. Estarei disponível quando precisarem. À todos os demais colegas de turma, obrigado, vocês também fizeram parte do meu percurso.

Tive bons momentos no último ano também com novos amigos: Edson Shimada, Gus-

tavo Crispim, Mariana Bressan, Elder Generozo, Vinícios Poloni, Gustavo Cortes, Gian Paulo, Rodrigo Leifert, Rodrigo Alvarez e Guilherme Lopes.

Por fim, agradeço à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pelo financiamento nos doze meses iniciais de curso e a Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), pela concessão de recursos nos doze meses finais.

RESUMO

BARONI, J. P. M. T. **Teste de Histerese nas Exportações Brasileiras: Uma Abordagem de Painel com Efeitos de Valores Limiars.** 2012, 74f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2012.

Desde que [Markwald e Puga \(2002\)](#) encontram relações assimétricas entre taxa de câmbio e quantidade de empresas exportadoras, diversos autores investigaram a presença de histerese nas exportações de produtos manufaturados brasileiros. Todavia, os testes utilizados limitaram-se à inferência sobre a hipótese de histerese, provendo pouca informação para análise de política. Este trabalho propõe uma metodologia para averiguar a teoria, baseada no modelo econométrico de painel com efeitos de valores limiars de [Hansen \(1999b\)](#); e segue uma linha de testes com previsões teóricas, nos quais choques anormais na taxa de câmbio podem provocar mudanças de elasticidade-preço. O procedimento permite a interpretação direta dos coeficientes para análise de política, captando características de não-linearidade e assimetria. Aplicou-se o método em um modelo de demanda por exportações brasileiras, no período 1999-2010. A hipótese de histerese foi confirmada, sendo os principais resultados: (i) a elasticidade-renda é maior que a elasticidade-preço quando choques recentes no relativo de preços são menores que 5.2% ou maiores que -5.7%; e (ii) quedas absolutas ou relativas nos preços de exportação afetam mais as quantidades exportadas do que aumentos de magnitude semelhante. Tais fatores indicam uma alta competitividade no comércio internacional; e políticas que promovam reduções de custos e aumentos da produtividade são importantes na promoção das exportações.

Palavras-chave: 1. Histerese. 2. Exportações. 3. Econometria. 4. Dados em Painel.

ABSTRACT

BARONI, J. P. M. T. **Hysteresis Test in Brazilian Exports: A Panel Threshold Approach.** 2012, 74f. Dissertation (Master Degree) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2012.

Since [Markwald e Puga \(2002\)](#) found asymmetric relationships between exchange rates and the number of exporting companies, several authors verified the presence of hysteresis on Brazilian exports of manufactured goods. However, the tests used were limited to the inference about the hypothesis, providing little information for policy analysis. This work proposes a methodology to verify the theory, based on [Hansen \(1999b\)](#) panel threshold model and follows the kind of tests concerned about theoretic predictions of the model, in which abnormal shocks in the exchange rate can cause changes in price-elasticity. The procedure allows the direct interpretation of the coefficients for policy analysis, capturing the characteristics of nonlinearity and asymmetry. The method was applied on a model of demand for Brazilian exports in the 1999-2010 period. The hysteresis hypothesis was confirmed and the main results were: (i) the income-elasticity is greater than the price-elasticity when recent shocks in relative prices are less than 5.2% and greater than -5.7% ; and (ii) absolute or relative falls in exports prices affects amounts exported more than increases of similar extent. These factors indicate a high competitiveness in international trade; and policies that promote cost reductions and productivity increases are important in promoting exports.

Keywords: 1. Hysteresis. 2. Exports. 3. Econometrics. 4. Panel Data.

LISTA DE FIGURAS

	Página
Figura 1 - Oferta da firma na presença de histerese.	20
Figura 2 - Representação agregada de um modelo de histerese	22
Figura 3 - Mudança estrutural no total exportado	23
Figura 4 - <i>Loop</i> histerético	27
Figura 5 - <i>Loop</i> histerético linearizado	28
Figura 6 - Agregação de <i>hysterons</i>	29
Figura 7 - Modelo de histerese forte de Preisach	30

LISTA DE TABELAS

	Página
Tabela 1 - Coeficientes estimados do modelo sem parâmetros limiares (desvio padrão robusto entre parênteses)	43
Tabela 2 - Teste para a existência de parâmetros limiares	45
Tabela 3 - Parâmetros estimados (desvio padrão robusto entre parênteses)	46
Tabela 4 - Quantidade de observações (períodos) em cada regime	49
Tabela 5 - Períodos nos regimes inferiores e superiores	50
Tabela 6 - Testes de raiz Unitária em painel para as séries de preços de exportação (PX) e preços internacionais (PI).	59
Tabela 7 - Testes de cointegração em painel entre as variáveis preços de exportação (PX) e preços internacionais (PI). H_0 : ausência de cointegração.	59
Tabela 8 - Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) 1.0	60
Tabela 9 - Participação agregada dos países selecionados no total de importações Brasileiras, por CNAE	62
Tabela 10 - Classificação dos setores de Cardoso et al. (2005) , compatibilidade com CNAE 1.0 e participação dos países selecionados nas exportações destes setores	64
Tabela 11 - Participação dos países selecionados nas exportações de produtos manufaturados brasileiros	64

SUMÁRIO

	Página
RESUMO	8
ABSTRACT	9
LISTA DE FIGURAS	10
LISTA DE TABELAS	11
1 INTRODUÇÃO	14
2 REVISÃO DA LITERATURA	16
2.1 Modelo ilustrativo de micro-histerese	18
2.2 Modelo ilustrativo de macro-histerese	21
2.3 Revisão empírica - testes de histerese forte	23
2.4 Evidências de histerese nas exportações brasileiras	31
3 METODOLOGIA	35
3.1 Painel com efeitos de valores limiares	35
3.2 Forma funcional da função de exportação	37
3.3 Variáveis limiares propostas	39
3.4 Base de dados	42
4 RESULTADOS E DISCUSSÕES	43
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	53
REFERÊNCIAS	55
A Resultados dos testes de raiz unitária e cointegração em painel	59
B Manual da base de dados	60
B.1 <i>Quantum</i> exportado	61
B.2 Preço de exportação	61
B.3 Preço internacional	61

	13
B.4 Renda internacional	61
B.5 Taxa de câmbio efetiva nominal - exportações	63
C Gráfico das séries	65
C.1 Quantidade exportada	65
C.2 Preço relativo	66
C.3 Preço de exportação	67
C.4 Preço internacional	68
C.5 Renda mundial	69
C.6 Taxa de câmbio efetiva nominal	70
C.7 Variáveis limiares construídas a partir do preço relativo	71
C.8 Variáveis limiares construídas a partir do preço de exportação	72
C.9 Variáveis limiares construídas a partir do preço internacional	73
C.10 Variáveis limiares construídas a partir da taxa de câmbio nominal efetiva	74

1 INTRODUÇÃO

As transações correntes do Brasil com o exterior são motivo de preocupação corrente de economistas e formuladores de política e as exportações tem papel de destaque neste contexto. Desde que [Markwald e Puga \(2002\)](#) encontraram um efeito assimétrico da taxa de câmbio sobre a base de empresas exportadoras brasileiras, com maior ampliação em períodos de depreciação face a reduções menos significativas em períodos de apreciação, alguns autores como [Teles \(2005\)](#), [Kannebley e Valeri \(2006\)](#), [Kannebley \(2008\)](#) e [Kannebley et al. \(2011\)](#) investigaram a presença de histerese no comércio exterior. Sob a atual perspectiva de manutenção da taxa de câmbio apreciada, crescimento da demanda interna e desaceleração da externa; torna-se essencial a melhor inferência destas relações assimétricas entre preços e quantidades transacionadas.

A teoria de histerese argumenta que as empresas apresentam um comportamento de “esperar para ver” na decisão de comercializar com mercados internacionais ao se depararem com custos irrecuperáveis de entrada e incerteza cambial. O resultado agregado deste modelo é a configuração de respostas não-lineares e assimétricas das quantidades transacionadas às mudanças da taxa de câmbio. Concomitante ao desenvolvimento teórico de histerese no comércio, desenvolveram-se testes buscando averiguar tais predições, tanto a nível microeconômico quanto a nível macroeconômico.

No segmento de testes macro, duas linhas foram desenvolvidas. A primeira buscava averiguar predições teóricas resultantes do modelo, merecendo destaque os trabalhos de [Krugman e Baldwin \(1987\)](#), [Baldwin \(1988\)](#), [Parsley e Wei \(1993\)](#) e [Penkova \(2005\)](#). Uma segunda linha questionou o poder dos primeiros testes contra a hipótese alternativa: existência de outros processos não-lineares no comércio internacional. [Göcke \(1994\)](#) e [Piscitelli et al. \(2000\)](#), então, resgataram o modelo matemático de histerese e elaboraram testes com maior poder, garantindo as propriedades matemáticas do sistema. Todavia, os testes de histerese disponíveis na literatura utilizam de transformações não-lineares ou linearizadas de variáveis, impossibilitando a interpretação direta dos coeficientes estimados.

Este trabalho propõe uma nova abordagem de teste de histerese, cujo principal avanço é a interpretação direta dos parâmetros estimados, sobretudo para análise de política; e, portanto, segue a linha de testes baseados em predições teóricas. O método baseia-se na estimação de um modelo de painel com efeitos de valores limiares, proposto por [Hansen \(1999b\)](#), permitindo a estimação de diferentes elasticidades em função de choques nas variáveis limiares de

interesse. Os parâmetros limiares estimados podem ser diretamente interpretados como choques (variações percentuais). Aplicou-se a metodologia nas exportações de produtos manufaturados brasileiros no período que vai de 1999 a 2010, com frequência trimestral.

O capítulo seguinte aborda a revisão da literatura teórica e empírica sobre histerese no comércio internacional, contendo uma seção específica sobre os principais testes encontrados na literatura. No capítulo 3 trata-se da metodologia do teste proposto, discutindo a construção econométrica e sua relação com a teoria; e a base de dados. O capítulo 4 contém os resultados e as discussões das aplicações dos testes. Por fim, no capítulo 5 são apresentadas as principais conclusões, limitações e sugestões para as próximas pesquisas.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Os primeiros modelos formais de histerese em comércio internacional são datados de meados da década de 1980, apesar de trabalhos anteriores já atribuírem à teoria efeitos de dependência histórica (*path dependence*) na determinação de múltiplos equilíbrios de longo prazo¹. [Blanchard e Summers \(1986\)](#) e [Baldwin e Krugman \(1986\)](#) resgataram na teoria de histerese uma explicação para o problema de resposta lenta e assimétrica de variáveis econômicas durante os anos 1980. Enquanto a Europa vivia, após 20 anos de desemprego irrisório, um pico de desemprego - da ordem de 12% na Inglaterra; os Estados Unidos viviam uma substancial valorização de sua taxa de câmbio, com importantes reflexos sobre a estrutura do mercado do país.

[Blanchard e Summers \(1986\)](#) argumentaram que as teorias econômicas tradicionais (clássica e keynesiana) não davam explicações convincentes sobre os reflexos permanentes relacionados ao desemprego europeu, já que a existência de contratos com períodos fixos, custos de ajustamento de preços ou quantidades, dentre outras formas de rigidez, não seriam suficientes para explicar desemprego crescente durante uma década ou mais. Já [Baldwin e Krugman \(1986\)](#) sustentaram a ideia da valorização do dólar ser tão forte a ponto de alterar permanentemente a estrutura do mercado importador americano e mesmo uma desvalorização posterior do dólar, de magnitude semelhante, não levaria a uma reversão deste efeito - grandes choques temporários não seriam neutros no longo prazo.

Particularmente para os estudos de histerese no comércio, merecem destaque os trabalhos de [Krugman e Baldwin \(1987\)](#), [Baldwin \(1988\)](#), [Dixit \(1989a\)](#), [Dixit \(1989b\)](#), [Baldwin e Krugman \(1989\)](#) e [Baldwin \(1990\)](#). O primeiro destes busca testar a existência de histerese no comércio americano (volumes importados e exportados) durante o período 1977-1986. Os autores não formalizaram um modelo teórico; apenas verificaram a hipótese de histerese utilizando *dummies ad hoc* em períodos de forte apreciação do dólar e associaram tais quebras de intercepto à teoria.

[Baldwin \(1988\)](#) formaliza um modelo de competição de Cournot com horizonte infinito, estrutura de demanda generalizada e a presença de firmas domésticas, baseado no pressuposto de que a firma pode antecipar a trajetória da taxa de câmbio perfeitamente². Como resultado, grandes choques de curto prazo na taxa de câmbio ou longos períodos de apreciação

¹Para uma contextualização histórica sobre histerese em economia, ver [Franz \(1990\)](#).

²O pressuposto é que a taxa de câmbio é endógena, e que as firmas podem prevê-la com base na avaliação das políticas monetárias e fiscais dos países envolvidos no comércio.

(depreciação) poderiam alterar a estrutura do mercado do país, implicando em histerese tanto nas quantidades quanto nos preços.

Os artigos [Dixit \(1989a\)](#) e [Dixit \(1989b\)](#) traçam um paralelo entre histerese e o mercado de opções, no qual a incerteza associada à taxa de câmbio é o principal determinante de histerese. Neste modelo, a taxa de câmbio segue um processo Browniano e a firma tomadora de preço deve decidir se entra ou sai do mercado baseado no valor presente esperado de sua receita. O modelo de Dixit, apesar de ter pressupostos distintos do modelo de Baldwin, resulta nas mesmas previsões teóricas: presença de uma zona de inação e de respostas assimétricas das quantidades à taxa de câmbio.

Dois modelos de histerese no comércio são apresentados por [Baldwin e Krugman \(1989\)](#). O primeiro deles pressupõe uma empresa monopolista que se depara com uma taxa de câmbio independente e identicamente distribuída (*i.i.d.*), trazendo consigo uma ideia de reversão à média. O segundo permite um *feedback* de histerese do comércio para a taxa de câmbio, considerando uma estrutura de mercado com firma representativa. A taxa de câmbio passa a ser função não somente do fluxo de capitais entre países, mas também da fração de firmas estrangeiras no mercado local. Enquanto o número de empresas estrangeiras no mercado permanece fixo, há uma relação estática entre a taxa de câmbio e o fluxo de capitais. Se um grande choque no fluxo altera a taxa de câmbio, também o faz com a estrutura do mercado. Se o fluxo de capitais volta ao seu patamar inicial, a taxa de câmbio não o faz em função da alteração da estrutura do mercado, provocando efeitos permanentes sobre o balanço de pagamentos.

[Baldwin \(1990\)](#) estabelece um modelo de duopólio de Cournot com três períodos e deseja saber qual é a escolha ótima da firma em subjogos. A firma se depara, a cada período, com a decisão de entrar ou sair do mercado, considerando previsão perfeita da taxa de câmbio. De acordo com o modelo, são duas as explicações possíveis para que choques temporários provoquem quebras estruturais: mudança estrutural na base de empresas ou existência de múltiplos equilíbrios no comércio.

Um modelo de histerese em equilíbrio geral foi posteriormente apresentado em [Ljungqvist \(1994\)](#), pressupondo gerações sobrepostas divididas em dois países. Os resultados foram semelhantes aos de [Baldwin e Krugman \(1989\)](#), com existência de *feedback* do comércio para a taxa de câmbio.

O que é importante notar é que mesmo com suposições diferentes sobre a estrutura do mercado e o comportamento da taxa de câmbio, os resultados dos modelos de histerese no co-

mércio são semelhantes. Em geral, eles são sustentados pela existência de custos irreversíveis de entrada e choques cambiais de grande magnitude; que, conjuntamente, provocam mudanças estruturais no comércio. Com base neste argumento, são apresentados a seguir os modelos teóricos mais simples de micro (seção 2.1) e macro-histerese (seção 2.2) no comércio internacional, desenvolvidos por [Baldwin e Krugman \(1989\)](#). Uma discussão sobre os testes de histerese no contexto agregado está na seção 2.3. Evidências de histerese nas exportações brasileiras são relatadas na seção 2.4.

2.1 Modelo ilustrativo de micro-histerese

Esta seção ilustra um modelo de micro-histerese formalizado por [Baldwin e Krugman \(1989\)](#)³. Supõe-se a existência de uma única indústria monopolista nacional capaz de ofertar mercadorias no mercado internacional. Para simplificar, utiliza-se um contexto com dois países. A demanda por suas mercadorias no período t é dada pela forma inversa:

$$p_t = d(q_t), \quad (1)$$

no qual q_t é a quantidade vendida ao mercado doméstico e p é o preço em moeda estrangeira. Presume-se que os custos marginais, c , sejam constantes também em moeda doméstica. A firma em questão está preocupada com seus lucros medidos em moeda doméstica. Se ela adentra ao mercado exportador, se deparará com a função de lucro corrente, y_t , como

$$y_t = e_t \cdot p_t \cdot q_t - c_t \cdot q_t, \quad (2)$$

sendo e_t a taxa de câmbio, medida em quantidade de moeda doméstica recebida por unidade de moeda estrangeira. O problema da firma monopolista é escolher q para maximizar y , de tal forma que o resultado deste problema é

$$y_t = y(e_t). \quad (3)$$

Logo, o lucro corrente é função crescente da taxa de câmbio⁴. Para adentrar no mercado é suposto um custo único n . Este deve refletir investimentos em marketing, reputação, distribuição,

³No trabalho citado, o modelo é estruturado para uma empresa importadora. A equivalência para uma empresa exportadora é realizada sem perda de consistência teórica.

⁴A empresa monopolista tem poder de mercado, sendo a taxa de câmbio a variável não controlada pela empresa. Notadamente, pode-se debater a capacidade da empresa repassar as variações cambiais para os preços (*pass-through*). [Baldwin \(1988\)](#) desenvolve um modelo considerando este caso.

dentre outros. Se a firma já está no mercado, ela ainda deve manter tais tipos de gastos, os quais resultarão no custo de manutenção m . Assume-se que $n > m$. A diferença entre estes custos é o custo irrecuperável associado à entrada, ponto-chave na análise.

Pode-se definir a receita líquida da empresa por meio de

$$r_t = \begin{cases} 0 & \text{se a firma escolhe não entrar no mercado} \\ y_t - m_t & \text{se a firma já está no mercado} \\ y_t - n_t & \text{se a firma decide entrar no mercado} \end{cases} . \quad (4)$$

Se a firma for neutra em relação ao risco, o objetivo é maximizar o valor presente da receita líquida. Seja δ uma taxa de desconto constante,

$$g = e \left[\sum r_t \cdot \delta^t \right] . \quad (5)$$

A estratégia da firma claramente depende da taxa de câmbio e . Para simplificar a análise, presume-se que e seja *i.i.d.*. Assume-se que a taxa de câmbio é revelada no início de cada período, antes da firma decidir se entra ou não no mercado. Dado que $n > m$, a participação da firma no mercado dependerá se $y(e)$ exceder o custo de entrada.

A análise do comportamento da firma pode começar considerando que a mesma já se encontra no mercado em um período anterior, $(t-1)$. Em t , ela tem duas opções: (i) permanecer no mercado e receber o valor futuro esperado $y(e) - m + \delta v_I$, sendo v_I o valor presente de suas receitas futuras, calculada antes que ela saiba do valor da taxa de câmbio; (ii) sair do mercado, sem receber receita corrente, mas com a opção de entrar novamente no mercado mais tarde e receber δv_O , em que v_O é o valor presente das receitas futuras de uma firma que está fora do mercado.

Caso a firma não esteja no mercado, ela pode adentrar ou permacer fora. No primeiro caso receberia $y(e) - n + \delta v_I$; no segundo, δv_O . A estratégia ótima deve respeitar as seguintes condições:

$$y(e_I) - n + \delta v_I = \delta v_O, \quad (6)$$

$$y(e_O) - m + \delta v_I = \delta v_O, \quad (7)$$

no qual e_I é a taxa de câmbio que induz a empresa fora do mercado a adentrá-lo e e_O é a taxa de

Figura 1: Oferta da firma na presença de histerese.

Fonte: Baldwin e Krugman (1989).

câmbio que induz a empresa exportadora a parar de comercializar com o exterior. Sendo $f(e)$ a função densidade de e , os valores esperados das receitas futuras *ex ante* são

$$v_I = \int_{e_O}^{\infty} [y(e) - m + \delta v_I] f(e) de + \int_{-\infty}^{e_O} [\delta v_O] f(e) de, \quad (8)$$

$$v_O = \int_{e_I}^{\infty} [y(e) - n + \delta v_I] f(e) de + \int_{-\infty}^{e_I} [\delta v_O] f(e) de. \quad (9)$$

O resultado principal é independente de uma solução fechada para e_I , e_O , v_I e v_O . Basta lembrar que $y(e_I) - y(e_O) = n - m > 0$. Sendo $y(e)$ é função crescente em e , isso implica que $e_I > e_O$. Portanto, a taxa de câmbio que induz a entrada é maior que a taxa de câmbio que induz a saída do mercado (BALDWIN; KRUGMAN, 1989, p. 640).

A interpretação do resultado pode ser visualizada na figura 1. Suponha uma empresa que está fora do mercado, com exportações nulas. A empresa estará sob o eixo horizontal ($q = 0$). Nesta situação, se a taxa de câmbio exceder e_I , há um incentivo para a empresa entrar, já que este valor faz com que o valor presente das receitas futuras compensem até os custos de entrada. Uma segunda situação seria a de uma empresa que já atua no mercado. Ela estaria sob a linha II da figura 1 e permaneceria com este *status* enquanto a taxa de câmbio superasse o custo de manutenção, m , *ceteris paribus*. Ou seja, ela só sairia do mercado se a taxa de câmbio fosse inferior a e_O .

O ponto chave na análise da figura não é, todavia, quando $e > e_I$ ou $e < e_O$. O que caracteriza o sistema é a noção de persistência dada pelos valores da taxa de câmbio que estão

no intervalo $[e_O; e_I]$, chamada de zona de inação (DIXIT, 1989a). Enquanto a taxa de câmbio permanecer nessa banda, a empresa tenderá a manter seu *status*, seja ele de exportador ou não. Se a distribuição de e é tal que raramente ela se encontre fora da zona de inação, um choque que leve a taxa de câmbio para pontos extremos levaria a uma entrada ou saída de empresas da base exportadora, originando uma mudança estrutural na relação entre taxa de câmbio e exportações. No entanto, pequenas flutuações da taxa de câmbio não alterariam o *status* destas empresas.

2.2 Modelo ilustrativo de macro-histerese

O modelo agregado de histerese descrito em Baldwin e Krugman (1989) reproduz o resultado do modelo de uma única indústria. As firmas são classificadas por seus valores de taxa de câmbio de entrada, e_I , e saída do mercado, e_O . Supõe-se que cada empresa seja um ponto no plano (e_O, e_I) , no qual as coordenadas representam os valores críticos para cada setor. Espera-se que este ponto seja um indicador de vantagem comparativa de tal forma que se e_I é alto para um setor, e_O também será (os valores são positivamente correlacionados)⁵.

É possível, então, indexar um valor z para as indústrias de tal maneira que e_I e e_O sejam ambas funções crescentes e contínuas em z . O resultado é ilustrado na figura 2. O eixos e_O e e_I representam os respectivos valores da taxa de câmbio de saída e entrada para cada indústria. Como z é função crescente, a distribuição das características das empresas é inclinada para cima, representada pela linha ZZ . O pressuposto de custo irreversível, $n > m$ e o fato de que $e_I > e_O$ implicam no posicionamento da função acima da linha de 45°.

As indústrias irão compor a base exportadora dependendo do histórico individual dos custos. Todavia, há um equilíbrio que após estabelecido, torna-se estável no tempo. Todas as indústrias com um valor de z menor que $\bar{z}$ estarão dentro do mercado, assim como indústrias com z maior não estarão exportando. Os efeitos dos choques na taxa de câmbio passam a ser função de mudanças em z .

Supondo que o ponto A na figura 2 represente a indústria marginal, a qual separa as indústrias que estão ou não na base exportadora. Neste caso, todas as indústrias em ZZ a sudoeste do ponto A estão no mercado exportador, enquanto as indústrias a nordeste do ponto estão fora (a medida que z cresce, mais firmas entram no mercado). Dessa maneira, mudanças na taxa de câmbio podem ter três repercussões. A primeira, quando o valor realizado de e está entre B e C. Enquanto a taxa de câmbio permanecer nesta faixa, a relação entre a taxa de câmbio

⁵Foi excluída a possibilidade destes valores serem negativamente correlacionados para simplificar a análise.

Figura 2: Representação agregada de um modelo de histerese
 Fonte: Baldwin e Krugman (1989).

e a quantidade exportada é estável, já que nenhuma firma entra ou sai do mercado.

A segunda situação ocorre quando a taxa de câmbio fica acima do ponto C, como em C'. Neste caso, a taxa de câmbio será atrativa para as indústrias situadas até o ponto A' na linha ZZ. Haverá alteração na base exportadora e a indústria no ponto marginal estará em A' agora. O terceiro ponto é quando a taxa de câmbio cai abaixo do ponto B. Haveria saída de empresas da base e nova mudança na indústria que representaria o ponto marginal.

Baldwin e Krugman (1989) consideram que a principal implicação do modelo agregado, assim como no individual, é a existência de uma banda para a taxa de câmbio que não induz a entrada nem a saída de empresas na base exportadora. Isso é reflexo da existência dos custos de entrada e saída discutidos na seção anterior. O valor total exportado, T , passa a depender não somente da taxa de câmbio, mas também da distribuição das empresas em z , ou seja,

$$T = T(e, \bar{z}), \quad (10)$$

com $\partial T / \partial \bar{z} > 0$ e $\partial T / \partial e > 0$.

Para analisar como a persistência ocorre no caso agregado, supõe-se um paralelo com o caso de uma única indústria. Na figura 2, para valores da taxa de câmbio entre B e C, não haverá incentivos para que as indústrias entrem ou saiam da base exportadora se a indústria marginal estiver em A. Neste caso, total exportado no país é demonstrado pela linha AA na figura 3. Se a taxa de câmbio mudar para o ponto C', a indústria no ponto marginal mudará pra

Figura 3: Mudança estrutural no total exportado

Fonte: Baldwin e Krugman (1989).

A' , como já fora elucidado, e $\bar{z}$ subirá. Essas alterações provocarão uma mudança estrutural no total exportado, passando de AA para $A'A'$ na figura 3.

O caso agregado é reproduz de maneira semelhante os resultados do caso de uma única empresa (figura 1). Mudanças pequenas da taxa de câmbio mantém a relação entre quantidade exportada e taxa de câmbio estável. Já variações extremas provocam quebras estruturais por alterarem a estrutura do mercado doméstico. A diferença é que AA e $A'A'$ não são os únicos resultados possíveis na figura 3, há um conjunto de resultados possíveis correspondendo ao índice contínuo z . Cada $\bar{z}$ simboliza um possível resultado de equilíbrio.

2.3 Revisão empírica - testes de histerese forte

Krugman e Baldwin (1987) são os primeiros a apresentar uma tentativa de averiguar as predições agregadas dos modelos de histerese no comércio internacional. O trabalho tratou de analisar a persistência dos déficits comerciais americanos dentre o segundo trimestre de 1977 ao último de 1986. Para tal, adotaram a seguinte especificação econométrica:

$$Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \alpha_2 RER_t + \alpha_3 Y_t + \varepsilon_t, \quad (11)$$

no qual Q_t é uma variável de quantidades transacionadas (pode representar exportações ou importações), D_t é uma variável *dummy ad hoc*, RER_t é uma medida de taxa de câmbio real e Y_t é a renda (ou despesa) real. Se a hipótese fosse confirmada os coeficientes associados a cada um dos determinados valores escolhidos (arbitrariamente) da variável D_t seriam significativos.

Ou seja, haveriam quebras estruturais na equação de fluxo comercial.

Paralelamente, [Baldwin \(1988\)](#) estendeu a análise para as equações de preços americanas ao longo dos anos 1980. A relação entre taxa de câmbio e preços poderia ser instável de acordo com as previsões teóricas do modelo de histerese. Haveria uma relação inversa entre o termo constante da equação e a elasticidade da demanda das firmas; causada por alterações na estrutura do mercado (entrada e saída de empresas do mercado). Uma variável *dummy* seria capaz de capturar tal instabilidade:

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \sum_{i=1}^N C_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (12)$$

no qual P_t é o logaritmo do índice de preços e C_{t-i} , $i = 1, \dots, N$, é o logaritmo do índice de custos.

O modelo de [Baldwin \(1988\)](#) também implicava em uma demanda por importações com coeficientes instáveis associados à taxa de câmbio, já que a elasticidade-preço da demanda também apresentava tal comportamento. Após selecionar as quebras das equações de preços, pode-se separar a amostra e avaliar as mudanças nas elasticidades associadas às quantidades. Apesar de apresentar uma análise mais ampla, o autor ainda ressaltou a necessidade de aprimoramento da avaliação empírica em virtude dos problemas de baixo poder dos testes contra a hipótese alternativa: as quebras poderiam ser atribuídas a outros fatores não associados à teoria de histerese.

Questionando o caráter *ad hoc* dos procedimentos anteriores e buscando averiguar os resultados do modelo de [Dixit \(1989b\)](#), [Parsley e Wei \(1993\)](#) desenvolveram dois testes distintos. O primeiro preocupava-se com a possível assimetria dos fluxos comerciais face à mudanças cumulativas na taxa de câmbio; enquanto o segundo tinha a finalidade de inferir se a volatilidade cambial afetaria a o intervalo de decisão (zona de inação) das firmas de entrar ou sair do mercado externo.

Especificamente no que tange à hipótese de assimetria da taxa de câmbio, o primeiro teste de [Parsley e Wei \(1993\)](#) era pautado em três aspectos independentes: (i) somente mudanças significativas na taxa de câmbio podem provocar quebras estruturais nos volumes transacionados; (ii) como a taxa de câmbio varia no tempo, o histórico desta variável influi na expectativa futura; (iii) pode haver assimetria dos fluxos comerciais com relação a alterações no nível da taxa de câmbio. Baseados neste referencial, argumentam que o efeito de uma depreciação seguindo uma sequência de depreciações (apreciações) sucessivas seria diferente do efeito de

uma depreciação (apreciação) seguindo uma série de apreciações (depreciações). Essa variável empírica é representada por um medidor de fase, Ψ , dado pela seguinte equação:

$$\Psi_t = D_t^{PW} \Delta e_t V_t, \quad (13)$$

no qual Δe_t é a variação recente (corrente) da taxa de câmbio real; $V_t = \sum_{i=0}^{\tau} \Delta e_t = e_t - e_{t-\tau-1}$ é a direção acumulada da taxa de câmbio; e a variável *dummy* D_t^{PW} indica se a variação da taxa de câmbio é de mesmo sinal da variação acumulada, ou seja,

$$D_t^{PW} = \begin{cases} 1 & \text{se } \Delta e_t \text{ e } V_t > 0 \\ -1 & \text{se } \Delta e_t \text{ e } V_t < 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} . \quad (14)$$

Assim, essa variável é incluída na equação de demanda por importações e seu coeficiente deve captar o efeito assimétrico da taxa de câmbio sobre as importações; sendo seu sinal esperado negativo, já que apreciações sucessivas levam à entrada de empresas do mercado, enquanto depreciações sucessivas levam à saída.

O segundo teste de [Parsley e Wei \(1993\)](#) examina a hipótese do valor de opção, no qual o aumento da incerteza amplia a banda de decisão da empresa em participar do mercado. O teste consiste em uma regressão dos parâmetros de intercepto do primeiro teste, calculados em cada ponto do tempo (variável explicada) contra uma medida de valor esperado da volatilidade cambial (variável explicativa). Os autores aplicaram os dois procedimentos em dados bilaterais de importações americanas provenientes dos Canadá e Japão, no período de 1975-1988 e os resultados, para ambos os testes, deram pouco suporte à teoria de histerese.

[Penkova \(2005\)](#) avançou na temática, alterando a concepção da variável *dummy* inserida no medidor de fase de [Parsley e Wei \(1993\)](#). Se a taxa de câmbio, em um período subsequente, atingir um máximo (mínimo) após um movimento contínuo de depreciação (apreciação) cambial, os importadores saem (entram) do mercado, levando a uma diminuição (aumento) no volume de importações. Esse ponto extremo (máximo) é a quebra estrutural concebida por [Baldwin \(1988\)](#). A variável binária de [Penkova \(2005\)](#) não é calculada de maneira *ad hoc*, sendo sua forma dada pela equação 15.

$$D_t^{PK} = \begin{cases} 1 & \text{se } \Delta e_t \text{ e } V_t > 0 \text{ e } e_t = \min e_{t+1} \\ -1 & \text{se } \Delta e_t \text{ e } V_t < 0 \text{ e } e_t = \max e_{t+1} \\ 0 & \text{do contrário} \end{cases} \quad (15)$$

Como o objetivo do teste de [Penkova \(2005\)](#) é avaliar a existência de quebras na equação estimada de exportações (ou importações) endogenamente, não é utilizado um medidor de fase. A variável dependente é regredida em um vetor de variáveis de controle e a variável *dummy* (D_t^{PK}) por ela proposta. O teste foi aplicado nas importações bilaterais do Reino Unido no período 1975-1994 e confirmou a presença de histerese.

[Hallett e Piscitelli \(2002, p. 304\)](#) criticaram os testes baseados em previsões teóricas devido à inexistência de uma definição comum para o efeito histerético. Os testes com *dummies* e os testes de [Parsley e Wei \(1993\)](#) e [Penkova \(2005\)](#) partiam de concepções econômicas, não refletindo corretamente a propriedade dos modelos matemáticos de histerese. Os testes de [Parsley e Wei \(1993\)](#) ainda tinham a limitação de tentar captar características intrínsecas ao modelo de forma separada, já que a assimetria e a zona de inação (função da volatilidade) são determinadas conjuntamente no sistema. Essas limitações tornavam os resultados dos testes com baixo poder contra a hipótese alternativa. Efeitos de quebra, não-lineares e assimétricos poderiam ser ocasionados por mudanças na condução de política econômica, por exemplo. [Göcke \(1994\)](#) e [Piscitelli et al. \(2000\)](#) buscaram avançar desenvolvendo testes que partiam dos mesmos conceitos matemáticos do fenômeno, ilustrados no modelo de Preisach - um modelo matemático de histerese forte ([HALLETT; PISCITELLI, 2002](#)).

O teste de [Göcke \(1994\)](#) parte da ideia de que uma agregação de micro-histerese descontínuas, com diferentes custos de entrada e saída, resulta em uma trajetória histerética contínua, chamada de *loop* histerético, conforme a figura 4. Um movimento de desvalorização da taxa de câmbio real, por exemplo, provocaria um aumento das exportações. Esta trajetória é representada pela trajetória AB na figura 4. Se a taxa de câmbio voltasse ao seu patamar anterior à depreciação, o efeito histerético faz com que as exportações não voltem ao seu nível inicial. Em virtude da propriedade de remanescência, se a taxa de câmbio continuasse a se depreciar, a trajetória percorrida seria a BCD. Dependendo dos valores passados da taxa de câmbio, diferentes trajetórias podem ser percorridas representadas na figura pelas linhas pontilhadas. Movimentos inversos (apreciações) também apresentariam comportamento assimétrico semelhante.

O teste de [Göcke \(1994\)](#) faz um algoritmo de aproximação linear deste comportamento para construir uma variável empírica do comportamento histerético. A figura 5 apresenta a apro-

Figura 4: *Loop* histerético

Fonte: Göcke (1994), Göcke (2002).

ximação linear do *loop*, que é dividido em funções parciais lineares com diferentes inclinações. Estas se alternam quando um extremo local ocorre. O efeito de remanescência é capturado pelo teste por meio das diferenças de declividade das retas mais inclinadas ($Q_{1,s}$, $Q_{2,s}$ e $Q_{3,s}$) e das retas menos inclinadas ($Q_{1,f}$, $Q_{2,f}$, $Q_{3,f}$ e $Q_{4,f}$). Essa diferença é expressa pelo parâmetro de remanescência, r , já que a declividade da curva menos inclinada é dada por a e a da mais inclinada é dada por $a + r$. Sendo assim, o objetivo do teste é averiguar se $r = 0$. Neste teste, afastamentos do câmbio corrente, e_t , de seu valor médio, e_m , alteram mais expressivamente as exportações, Q_t ; enquanto aproximações do ponto médio alteram as exportações de modo menos significativo.

Sendo e_t a t -ésima taxa de câmbio (o ponto que troca a seção linear parcial), a trajetória do *loop* é dada por:

$$H_t^G = [\bar{a} - (a + D^S r)e_m + W_t] + (a + D^S r)e_t, \quad (16)$$

em que $\bar{a}$ é o valor inicial das exportações (Q_0). As variáveis D^S e W_t são dadas, respectivamente, pelas expressões 17 e 18, abaixo.

$$D^S = \begin{cases} 0 & \text{se } (e_t - e_m)(e_t - e_{t-1}) \leq 0 \\ 1 & \text{se } (e_t - e_m)(e_t - e_{t-1}) > 0 \end{cases} \Rightarrow D^S = \begin{cases} 0 & \text{se a inclinação é } a \\ 1 & \text{se a inclinação é } a + r \end{cases}, \quad (17)$$

Figura 5: *Loop* histerético linearizado
 Fonte: Göcke (1994), Göcke (2002).

$$W_t = r \left(\sum_{t=1}^T (-1)^{t+1} (e_t - e_m) \right), \quad (18)$$

W_t determina o deslocamento vertical do *loop*, enquanto D^S estabelece em qual inclinação a trajetória está. Logo, D^S reflete se há afastamento (aproximação) do câmbio de seu valor médio. O procedimento de teste passa por incorporar esta variável linearizada de histerese conjuntamente com o desvio do câmbio médio e um conjunto adicional de regressores de controle na equação de interesse. A remanescência é captada por meio de teste de hipótese sobre o coeficiente associado à variável de taxa de câmbio transformada.

A capacidade preditiva do teste de Göcke (1994) foi questionada por Piscitelli et al. (2000) e Hallett e Piscitelli (2002). De acordo com estes autores, a propriedade essencial dos sistemas histeréticos é a remanescência e são dois os requisitos necessários para tal: (i) o produto (exportações) deve responder de maneira não-linear aos choques nos insumos (câmbio); (ii) os demais elementos que compõem o sistema devem ser heterogêneos (custos de entrada e manutenção). Estes dois fatores implicam que estes sistemas apresentam *memória seletiva* (PENKOVA, 2005, p. 60).

O conceito de *memória seletiva* ressaltado por Piscitelli et al. (2000) traz uma importante mudança na interpretação dos efeitos do insumo no produto: somente os valores extremos não-dominados dos choques passados afetam o produto do sistema. A interpretação econômica,

Figura 6: Agregação de *hysterons*
 Fonte: Piscitelli et al. (2000).

no arcabouço do comércio internacional, é de que somente valores considerados relevantes da taxa de câmbio (extremos não-dominados) afetariam significativamente os fluxos comerciais. Além disso, estes valores não se alteram em intervalos constantes de tempo; eles permanecem na memória do sistema até que outro choque mais relevante os domine.

As críticas à variável de Göcke (1994) residem na incapacidade de representar a propriedade de memória seletiva e no pressuposto da existência de um valor central para a variável de insumo (taxa de câmbio). Sendo assim, o teste de Piscitelli et al. (2000) não se baseia em alguma transformação linear do *looping hystérico*. Este é construído não-linearmente a partir da representação triangular do modelo de Preisach. O comportamento agregado das firmas nesse modelo é representado por um operador histerético agregado Γ :

$$q(t) = \Gamma(e(t)), \quad (19)$$

no qual Γ é uma sobreposição paralela de operadores $F_{a,b}$ individuais, chamados de *hysterons*, que compartilham o mesmo insumo, $e(t)$; t representa o tempo. Se cada firma pode ofertar uma unidade de produto, Γ irá sintetizar a quantidade exportada, com a e b sendo os valores dos custos heterogêneos que induzem, respectivamente, entrada e saída da base exportadora. A figura 6 representa essa agregação do sistema, na qual n é a quantidade de firmas potencialmente exportadoras.

Para um conjunto contínuo de hysterons, o modelo de Preisach é descrito pela equação 20.

Figura 7: Modelo de histerese forte de Preisach

Fonte: [Piscitelli et al. \(2000\)](#).

$$H^P(t) = \Gamma(e(t)) = \iint_{a \geq b} g(a, b) F_{a,b} da db, \quad (20)$$

sendo $g(a, b)$ o peso dado a cada histeron $F_{a,b}$. Sejam a_0 o valor máximo da taxa de câmbio no período t e b_0 o valor mínimo, a interpretação geométrica do modelo de Preisach é dada por um somatório de áreas de trapezóides em um triângulo com $a \geq b$, conforme a figura 7. Supõe-se que a taxa de câmbio no período 1 seja e_1 . A esse valor, a quantidade exportada é dada pela área hachurada na figura 7 (a). Em um momento posterior, $t = 2$, a taxa de câmbio cai para e_2 . Esse movimento faz com que algumas empresas permaneçam exportando, mas algumas destas deixam de fazê-lo, reduzindo a área do triângulo para a área do trapézio hachurado em (b). Uma nova alteração da taxa de câmbio para e_3 tem efeito equivalente, com a quantidade exportada voltando a crescer.

É importante notar que os valores extremos não dominados da taxa de câmbio permanecem na memória do sistema, garantindo a propriedade de memória seletiva; já que extremos dominados da taxa de câmbio pouco alteram a área do triângulo hachurado na figura 7. No contexto de histerese no comércio, estes valores podem ser pontos anormais da taxa de câmbio, fruto de um grande choque recente ou um período de variação acumulada. O produto final do modelo de Preisach será dado pelo somatório dessas áreas no tempo, em acordo com a equação 21, com $Q(t)$ representando o trapezóide no tempo t .

$$H^P(t) = \sum_{t=1}^T \iint_{Q(t)} g(a, b) da db. \quad (21)$$

O procedimento utilizado para o teste de [Piscitelli et al. \(2000\)](#) necessita de quatro passos. O primeiro envolve a determinação do vértice (a_0, b_0) do triângulo. O passo dois envolve a determinação dos extremos não dominados da taxa de câmbio no tempo. O terceiro é o cálculo das áreas. O último passo requer a especificação da função $g(a, b)$, com a finalidade de determinar o somatório das áreas dos trapezóides. A variável $H^P(t)$ deve ser incluída no conjunto de regressores da equação de quantidade transacionada e, de acordo com simulações de Monte Carlo descritas em [Hallett e Piscitelli \(2002\)](#), possui maior poder contra hipóteses não-lineares alternativas do que a a variável de [Göcke \(1994\)](#).

2.4 Evidências de histerese nas exportações brasileiras

Ao estudar as exportações brasileiras depois da abertura comercial ocorrida nos anos 1990, [Markwald e Puga \(2002\)](#) encontraram evidência de um fenômeno de baixa resposta das exportações de manufaturados às mudanças do nível da taxa de câmbio real. De acordo com a análise, efeitos das depreciações cambiais provocavam respostas mais intensas das quantidades exportadas do que as apreciações. Esta constatação motivou diversas pesquisas sobre histerese no comércio exterior brasileiro, tanto a nível microeconômico - utilizando dados de empresas - quanto a nível macroeconômico - utilizando dados agregados.

De maneira geral, o grupo de trabalhos que buscou evidência de histerese utilizando microdados baseou-se nos procedimentos de [Roberts e Tybout \(1997\)](#) e [Bernard e Jansen \(2004\)](#), que consistem em testar a presença de custos irreversíveis nos padrões de entrada e saída das empresas na atividade exportadora utilizando modelos dinâmicos de escolha discreta. Neste grupo se inserem os trabalhos de [Kannebley \(2005\)](#)⁶, [Kannebley e Valeri \(2006\)](#) e [Kannebley et al. \(2009\)](#).

O trabalho de [Kannebley \(2005\)](#) utilizou microdados de empresas exportadoras do estado de São Paulo, presentes na SECEX (Secretaria de Estudo do Comércio Exterior) e RAIS (Relação Anual de Informações Sociais), durante o período 1989-1997. Os resultados mostraram forte evidência da presença de custos irrecuperáveis, dados pelos coeficientes associados às variáveis defasadas da atividade exportadora. Também constatou-se que esta atividade é determinada por fatores específicos às empresas e por fatores associados à experiência passada das

⁶Também averiguou a presença de histerese em modelos de séries temporais por meio de testes de não-linearidade nos resíduos, utilizando dados agregados setoriais. Dentre as principais conclusões pode-se citar: nove dos dezesseis setores analisados apresentaram não-linearidades associadas aos resíduos; há forte influência do dinamismo externo nas exportações.

mesmas.

Visando aprofundar as conclusões de [Kannebley \(2005\)](#), [Kannebley e Valeri \(2006\)](#) estimaram um modelo semelhante de painel dinâmico de escolha discreta, com dados de empresas industriais exportadoras de todo o Brasil, no período 1997-2003. As análises foram complementadas com a estimação de modelos *logit* multinomiais de escolha ordenada e não ordenada. Mais uma vez, a existência de custos irrecuperáveis de entrada e saída foram fatores influentes na determinação da persistência das exportações. Outros fatores relevantes para a remanescente foram: salário médio maior; maior produtividade do trabalho, maior tamanho e menor relação custo-receita. Os autores também analisaram o impacto de atividades inovadoras sobre a permanência na base exportadora. Houve indícios de auto-seleção das empresas e de existência de efeitos de aprendizado decorrente da participação da atividade exportadora.

Por fim, [Kannebley et al. \(2009\)](#) realizaram uma análise sobre as hipóteses de auto-seleção e aprendizado na base de empresas exportadoras brasileiras. Os dados foram compostos por empresas industriais brasileiras no período de 2000 a 2006. Os resultados mostraram-se favoráveis às hipóteses de auto-seleção e aprendizado, já que fatores como qualificação e remuneração do trabalho, tempo de permanência na base exportadora e evolução do valor exportado foram significativos. A hipótese de histerese foi confirmada pela forte persistência na atividade exportadora, captada tanto pelos parâmetros defasados do modelo de [Roberts e Tybout \(1997\)](#) quanto pelo parâmetro associado ao valor de estreia da firma no mercado (receita de exportações no primeiro ano de atividade exportadora).

As evidências de histerese a nível agregado são relatadas nos trabalhos de [Teles \(2005\)](#), [Kannebley \(2008\)](#), [Garcia \(2009\)](#), [Scarpelli \(2010\)](#) e [Kannebley et al. \(2011\)](#). O destes primeiro buscou associar a teoria de histerese ao conceito da curva J, analisando o equilíbrio externo brasileiro posterior a mudança de regime cambial em 1999. O trabalho utilizou-se da metodologia de séries temporais com quebras e chegou as seguintes conclusões: (i) depreciações tem efeitos reduzidos sob taxas de juros elevadas; (ii) a mudança de regime cambial elevou o custo de entrada, já que a variância do câmbio (associada ao risco) aumentou. [Teles \(2005\)](#) não testou a hipótese de histerese; apenas associou a teoria à curva J, pressupondo que o modelo fosse adequado ao período no qual se encontrava a economia brasileira.

Utilizando uma metodologia de cointegração com valores limiares para o período 1985-2003, [Kannebley \(2008\)](#) buscou examinar a hipótese de histerese nas exportações de manufaturados brasileiros de maneira mais agregada. A análise foi realizada para 16 setores industriais cuja correspondência no total exportado era de 71,6% em 2003. Novamente houve pre-

dominância de especificação das equações de demanda em detrimento das equações de oferta⁷. Nove destes setores apresentaram alguma forma de não-linearidade, indicando respostas assimétricas e/ou descontínuas das quantidades exportadas com relação à taxa de câmbio real. Em suma, o trabalho mostrou que há uma maior sensibilidade das exportações relativamente a depreciações cambiais. Ou seja, seria provável supor que custos de entrada são menores que os de saída, inibindo as empresas de sair do mercado sob circunstâncias desfavoráveis da taxa de câmbio.

Seguindo a linha de representações agregadas, [Garcia \(2009\)](#) estendeu a amostra dos 16 setores industriais de [Kannebley \(2008\)](#) para 1985-2005 e utilizou-se da metodologia de cointegração com transição suave (*Cointegrating Smooth Transition Regression*) para testar a existência de histerese nas exportações de manufaturados. O autor pretendia captar diretamente, via instabilidade da média condicional do modelo de longo prazo, as mudanças ocorridas nos parâmetros de elasticidade das quantidades exportadas às variações cambiais. Apenas cinco setores apresentaram formas funcionais adequadas para modelo de oferta, sendo rejeitada a hipótese de linearidade para quatro destes. Para especificação via demanda, dos quinze modelos especificados, onze apresentaram não-linearidades. Em suma, os resultados encontrados por [Garcia \(2009\)](#) foram semelhantes ao de [Kannebley \(2008\)](#), ambos indicando evidências a favor da hipótese de histerese.

Os trabalhos de [Kannebley \(2008\)](#) e [Garcia \(2009\)](#) buscaram testar a hipótese de existência de histerese agregada via evidência direta, associando relações não-lineares entre as variáveis de taxa de câmbio (ou preço relativo) à teoria em questão. Estes são procedimentos diferentes dos discutidos na seção 2.3, cuja conduta reside na especificação das propriedades de sistemas histerese, sejam elas: assimetria, não-linearidade e remanescência (memória seletiva). O primeiro trabalho empírico para o Brasil a capturar adequadamente estas propriedades, não sendo tratado por evidência direta, é o de [Scarpelli \(2010\)](#), o qual utilizou-se da metodologia de [Piscitelli et al. \(2000\)](#).

Diferentemente dos trabalhos de histerese agregados anteriores, [Scarpelli \(2010\)](#) utilizou a variável de [Piscitelli et al. \(2000\)](#) com dados setoriais em painel no período 1985-2005. A metodologia de dados em painel apresenta maior variabilidade das informações e a menor colinearidade, resultando em maior eficiência da estimação ([SCARPELLI, 2010](#), p. 11). A autora confirma a existência de histerese nas exportações brasileiras para equações de demanda e

⁷Foram identificados problemas de regressão espúria e sinais invertidos dos coeficientes das regressões de oferta estimadas.

oferta⁸, sendo a demanda influenciada fortemente pelos preços internacionais e a oferta pelos preços domésticos.

Mais recentemente, [Kannebley et al. \(2011\)](#) aplicaram o teste de [Piscitelli et al. \(2000\)](#) em equações de oferta e demanda por exportações de manufaturados brasileiros. Foram analisados dados agregados e setoriais utilizando o método de mínimos quadrados plenamente modificados. Dentre os resultados encontrados, pode-se enumerar: (i) a melhor explicação da quantidade exportada é dada pela relação entre preços internacionais e preços de exportação⁹; (ii) há expressiva participação do componente de demanda internacional na determinação da quantidade transacionada; (iii) não foi encontrada evidência de histerese no modelo agregado, mas a hipótese foi aceita em dez dos 15 setores analisados - setores intensivos em tecnologia.

Em geral, as evidências encontradas na literatura descritas nesta seção apontam a favor da hipótese de histerese nas exportações de produtos manufaturados brasileiros. Os resultados pouco diferem com a mudança na estratégia de avaliação. Todos os modelos que utilizaram microdados tiveram resultados comuns para a abordagem de [Roberts e Tybout \(1997\)](#), mesmo em períodos de tempo distintos; sendo que procedimentos auxiliares reforçaram as conclusões. Os testes que utilizaram dados agregados também diferiram em suas metodologias e bases de dados. Com exceção ao modelo agregado de [Kannebley et al. \(2011\)](#), todos os demais trabalhos agregados não rejeitaram a hipótese para os modelos analisados.

⁸Para a equação de oferta, apenas a estimação via *pooled mean group* teve resultados satisfatórios. Estimações via *dynamic ordinary least squares* e *fully modified ordinary least squares* apresentaram sinais contrários a teoria. Este parece ser um resultado recorrente na literatura, também encontrado em [Kannebley \(2008\)](#) e [Garcia \(2009\)](#).

⁹Variável incluída na equação de demanda por exportações. Para testar a elasticidade-preço na equação de oferta, os autores utilizaram a relação entre preço de exportação e preço doméstico.

3 METODOLOGIA

Conforme relatado no capítulo anterior, há dois grupos distintos de testes de macro-histerese. O primeiro destes, que engloba os trabalhos de [Krugman e Baldwin \(1987\)](#), [Baldwin \(1988\)](#), [Parsley e Wei \(1993\)](#) e [Penkova \(2005\)](#); tem cunho teórico, buscando captar previsões econômicas do sistema. Em geral, estes trabalhos foram conduzidos utilizando metodologia de séries temporais. Entretanto, [Hallett e Piscitelli \(2002\)](#) criticaram a ausência de uma definição matemática de histerese nestes testes, prejudicando seu poder contra hipóteses alternativas não-lineares.

A segunda categoria de testes parte da definição matemática de sistemas histeréticos e, portanto, apresenta maior poder. Enquanto [Göcke \(1994\)](#) constrói uma variável baseada em uma aproximação linear do *loop* histerético; [Piscitelli et al. \(2000\)](#) o faz por meio de um algoritmo não-linear, garantindo a característica de memória seletiva, inexistente em todos os demais testes. A crítica aos testes baseados em transformações não lineares (ou linearizadas) de variáveis reside na informação limitada, para análise de política, dos parâmetros estimados.

Ciente da existência deste *trade-off*, o presente trabalho propõe uma nova metodologia para testes de histerese no comércio exterior, que é aplicada em dados setoriais (em painel) de exportações brasileiras de produtos manufaturados no período 1999-2010, com frequência trimestral. Para alcançar tais objetivos, a descrição dos procedimentos adotados deve passar pelos seguintes aspectos: na seção 3.1 discute-se o método econométrico contido em [Hansen \(1999b\)](#), cuja formulação permite captar relações não-lineares endogenamente. A seção 3.2 especifica a função de demanda por exportações utilizada. A seção seguinte, 3.3, discute as variáveis limiares utilizadas na estimação e suas respectivas correlações teóricas. Por fim, a subseção 3.4 contém um breve resumo das fontes dos dados.

3.1 Painel com efeitos de valores limiares

De acordo com [Hansen \(1999a\)](#), modelos com efeitos de valores limiares são efetivos em capturar não linearidades como custos assimétricos de ajustamento, irreversibilidades, custos de transação e outras formas de rigidez. Sendo assim, o modelo proposto é condizente com a teoria de histerese, que pressupõe a existência de quebras estruturais em virtude de custos irreversíveis e volatilidade cambial. A inovação em relação aos demais testes de histerese reside na capacidade do modelo econométrico captar endogenamente a estrutura não-linear do sistema.

Tomando uma especificação geral, a forma funcional da equação de exportações dada por:

$$Q_{jt} = \mu + \alpha Z_{jt} + \beta_k X_{jt}(w) + \varepsilon_{jt}, \quad (22)$$

em que Q_{jt} é o *quantum* exportado; o subscrito j representa o setor econômico; Z_{jt} é um vetor de variáveis explicativas; e X_{jt} é a variável cujos coeficientes β_k podem variar em função da variável limiar w .

O modelo de painel com efeitos limiares para a equação 22 testa a hipótese de que a resposta das exportações à variável X_{jt} pode ser expressa por um modelo com diferentes inclinações dado por:

$$Q_{jt} = \begin{cases} \mu + \alpha Z_{jt} + \beta_1 X_{jt}(w) + \varepsilon_{jt} & \text{se } w_{jt} \leq \gamma_1 \\ \mu + \alpha Z_{jt} + \beta_2 X_{jt}(w) + \varepsilon_{jt} & \text{se } \gamma_1 < w_{jt} \leq \gamma_2 \\ \vdots & \\ \mu + \alpha Z_{jt} + \beta_K X_{jt}(w) + \varepsilon_{jt} & \text{se } \gamma_{K-1} < w_{jt} \leq \gamma_K \end{cases}, \quad (23)$$

em que $k = 1, 2, \dots, K$, representa o número de equações (e coeficientes β); $t = 1, 2, \dots, T$ representando a trajetória temporal; $j = 1, 2, \dots, J$ são os setores avaliados; w_{jt} é a variável limiar, cujos valores irão definir o parâmetro limiar¹⁰ γ_k .

O parâmetro limiar divide as observações em regimes dependentes da magnitude da variável limiar. Os regimes são caracterizados diferentes inclinações, dadas pelos parâmetros β_k , cujas estimativas, $\hat{\beta}_k$, possuem distribuição assintótica normal. Segundo Hansen (1999b), a estimação de Q_{jt} é realizada com controle para efeitos fixos, sendo a estimativa de γ dada por

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1(\gamma), \quad (24)$$

no qual S_1 é a soma dos quadrados dos resíduos concentrados da regressão de Q_{jt} . Essa metodologia também é passível de controle de endogeneidade nos regressores, já que Caner e Hansen (2004) desenvolveram procedimentos de mínimos quadrados de dois estágios (2SLS) e método generalizado de momentos (GMM) com seus respectivos valores críticos para inferência.

A quantidade de coeficientes (e regimes) limiares são calculadas por intermédio de um teste F sequencial. Primeiro testa-se a hipótese do modelo ser linear, $H_0 : \beta_1 = \beta_2$,

¹⁰Hansen (1999b) chama w_{jt} de variável limiar e γ de limiar. Para evitar problemas, neste trabalho γ será chamado de parâmetro limiar.

sendo a estatística de interesse calculada por uma razão de verossimilhança dada pela seguinte expressão:

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2}, \quad (25)$$

no qual S_0 é a estimativa de mínimos quadrados ordinários (MQO) do modelo linear e $\hat{\sigma}^2$ é dado por

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{S_1(\hat{\gamma})}{n(T-1)}. \quad (26)$$

Hansen (1999b) argumenta que a distribuição assintótica de F_1 é não-padrão e domina a distribuição χ_k^2 ; e demonstra que um procedimento de *bootstrap* produz uma distribuição assintótica válida, fazendo com que os p-valores construídos sejam corretamente calculados. Caso F_1 rejeite a hipótese nula, testa-se para a existência de dois parâmetros limiares por meio da equação 27,

$$F_2 = \frac{S_1(\hat{\gamma}_1) - S_2^r(\hat{\gamma}_2^r)}{\hat{\sigma}^2}, \quad (27)$$

onde S_2^r é a soma dos quadrados dos resíduos concentrados do modelo com três regimes (e dois parâmetros limiares). O sobrescrito r diferencia esta soma por considerar que as estimativas $\hat{\gamma}_1$, $\hat{\beta}_1$ e $\hat{\beta}_2$ já foram calculadas e são mantidas fixas no teste para a existência de dois parâmetros limiares. Neste trabalho, testou-se para a existência de até três regimes.

3.2 Forma funcional da função de exportação

Na seção 2.2 foi demonstrada a extensão do caso de histerese em uma única indústria para o caso agregado. Baldwin e Krugman (1989) mostram que essa generalização pode ser realizada sem perda de consistência teórica. Portanto, é necessário encontrar uma forma funcional adequada para a hipótese de histerese nas exportações. Em Arize (2001), é chamada a atenção para a crucialidade da especificação das funções de comércio e a análise da estabilidade dos parâmetros. A omissão de variáveis relevantes para a análise, por exemplo, além de viesar os demais parâmetros, pode invalidar a inferência sobre aspectos não-lineares da equação.

Boa parte dos trabalhos que analisaram dados agregados discutidos na seção 2.4 encontraram problemas de ajuste com as equações de oferta de exportações brasileiras. Essas evidências são compartilhadas por Barbosa (2006), que faz uma resenha das formas funcio-

nais das funções de exportação brasileiras e suas elasticidades. Optou-se, então, por realizar o teste apenas na função de demanda por exportações, assumindo que problemas de ajuste nas equações de oferta podem distorcer o poder do teste.

Uma especificação de função de exportação muito utilizada na literatura é a de [Braga e Markwald \(1983\)](#). A equação de demanda por exportações brasileiras, que tem a especificação *log-linear*, é descrita pelos autores por meio de:

$$\log Q_{jt} = \mu_0 + \beta \log \left(\frac{PX_{jt}}{PI_{jt}} \right) + \alpha \log YI_{jt}, \quad (28)$$

em que:

- Q_{jt} é a quantidade exportada;
- PX_{jt} é o preço do produto exportado pelo setor j no período t , em dólares;
- PI_{jt} é o preço internacional, em dólares;
- YI_{jt} é um componente de demanda internacional, utilizado como *proxy* da renda internacional.

Como a equação é escrita via modelo *log-linear*, os parâmetros estimados podem ser interpretados como elasticidades, sendo β o parâmetro de elasticidade-preço e α o de elasticidade-renda. Na equação 28, os sinais esperados dos coeficientes são $\beta < 0$ e $\alpha > 0$, já que um aumento nos preços dos produtos exportados pelo Brasil, (PX) relativamente ao preço do produto disponível internacionalmente (PI), diminuiria a demanda externa por produtos nacionais. Em contrapartida, uma elevação na renda do resto do mundo (YI), *ceteris paribus*, deveria provocar um aumento na demanda por produtos brasileiros.

O teste para a hipótese de histerese será conduzido para o parâmetro β na equação 28, assumindo que, em equações de demanda por exportações, os choques temporários nos preços relativos (variável limiar) podem alterar as relações de comércio brasileiras. Ademais, outras especificações para a variável limiar também foram analisadas, sejam elas: choques nos preços de exportação, nos preços internacionais e na taxa de câmbio nominal efetiva¹¹ (E).

Uma consideração importante sobre a escolha da forma funcional é que a relação entre preços de exportação e preços internacionais parece ser estável ao longo do tempo, apesar de

¹¹É a taxa de câmbio ponderada R\$/LCU, no qual LCU (*local currency unit*) é construída com base em uma cesta de moedas de 22 países que mais comercializam com o Brasil. A taxa é calculada setorialmente, levando em consideração a participação de cada país nas exportações brasileiras daquele setor.

ambas as variáveis terem forte evidência da presença de raiz unitária. Isso ocorre porque as variáveis PX e PI são cointegradas¹². Sendo assim, da equação de demanda com parâmetros de elasticidade-preço que variam em função de choques no relativo de preços aproxima-se do modelo teórico de [Baldwin e Krugman \(1989\)](#), o qual pressupõe que a taxa de câmbio segue uma distribuição *i.i.d.* e somente grandes desalinhamentos entre as duas variáveis afetam provocam mudanças estruturais na equação.

3.3 Variáveis limiares propostas

O teste para a significância de $\hat{\beta}_k$ evidencia a existência de uma relação não linear. A escolha da variável limiar w_{jt} é, então, o passo fundamental para associar corretamente a teoria com a evidência não-linear. A variável escolhida será a indutora da mudança estrutural ocorrida no coeficiente β_k , associado a variável PX/PI_{jt} ; e deve ter forte cunho teórico, sendo capaz de captar as características de sistemas com histerese.

A equação de demanda por exportações de [Braga e Markwald \(1983\)](#) considera que os estrangeiros avaliam o relativo de preços (PX/PI) em moeda internacional, já que este reflete diretamente o preço do produto brasileiro comparativamente ao seus concorrentes. Baseando-se no modelo teórico de histerese de [Baldwin \(1988\)](#), pretende-se averiguar como a elasticidade-preço das exportações reage à choques no relativo de preços. Sendo assim, $w_{jt} = f(x)$ deve englobar variações nos preços relativos (PX/PI), preços de exportação (PX) e preço internacional (PI). Pode-se, ainda, verificar se choques cambiais nominais provocam alterações na relação PX/PI , assumindo que os exportadores possuem algum poder de mercado e conseguem repassar variações cambiais aos preços de exportação (*pass-through*).

[Baldwin \(1988\)](#) também demonstrou que tanto grandes choques recentes quanto períodos de apreciação (ou depreciação) acumulada podem provocar histerese nas quantidades comercializadas. Sendo assim, as variáveis limiares propostas, $w = f(x)$, podem ser divididas em dois grupos. O primeiro pretende captar quais choques recentes podem alterar a elasticidade-preço da demanda. A primeira destas é uma variação recente simples, dada pela expressão 29,

¹²Como o escopo do trabalho não é pesquisar a existência de uma relação de longo prazo entre preços de exportação e preços internacionais, optou-se por não apresentar os resultados dos testes de raiz unitária em painel e cointegração no corpo do texto. Os testes de raiz unitária em painel utilizados foram os de [Im et al. \(2003\)](#), [Levin et al. \(2002\)](#) e [Hadri \(2000\)](#). Nenhum destes rejeitou a hipótese de raiz unitária. O teste de cointegração utilizado foi o de [Pedroni \(1999\)](#), sendo que não foi possível rejeitar a hipótese de cointegração. Os valores críticos dos testes em questão estão no anexo A. Sugere-se o aprofundamento desta análise em estudos de *pass-through*.

$$\Delta x_{jt}. \quad (29)$$

O grupo de variáveis limiaries que avaliam choques recentes é complementado por duas que buscam captar as predições teóricas de [Parsley e Wei \(1993\)](#) e [Penkova \(2005\)](#). Para estes autores nem todos os choques provocam histerese e há uma relação entre choques de curto prazo e movimentos acumulados que deve ser considerada¹³. A primeira destas variáveis, é construída com base na variável *dummy* de [Parsley e Wei \(1993\)](#), na qual as variações recentes de sinal contrário à acumulada tem peso irrisório (nulo), dado pela equação 30,

$$\Lambda_{jt}^{PW} = \begin{cases} \Delta x_{jt} & \text{se } |D_{jt}^{PW}| = 1 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}, \quad (30)$$

onde

$$D_{jt}^{PW} = \begin{cases} 1 & \text{se } \Delta x_{jt} \text{ e } V_{jt} > 0 \\ -1 & \text{se } \Delta x_{jt} \text{ e } V_{jt} < 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

e $V_{jt} = \sum_{i=0}^{\tau} \Delta x_{jt} = x_{jt} - x_{j,t-\tau-1}$ é a direção da variação acumulada da variável limiar.

Já a variável de choque recente baseada em [Penkova \(2005\)](#) apenas acrescenta a condicionalidade do choque ser um máximo num período posterior, dado o argumento de que somente os choques extremos provocam mudança estrutural. O choque recente contemplando este caso é dado pela expressão 31,

$$\Lambda_{jt}^{PK} = \begin{cases} \Delta x_{jt} & \text{se } |D_{jt}^{PK}| = 1 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}, \quad (31)$$

onde

$$D_{jt}^{PK} = \begin{cases} 1 & \text{se } \Delta x_{jt} \text{ e } V_{jt} > 0 \text{ e } x_{jt} = \min x_{j,t+1} \\ -1 & \text{se } \Delta x_{jt} \text{ e } V_{jt} < 0 \text{ e } x_{jt} = \max x_{j,t+1} \\ 0 & \text{do contrário} \end{cases}.$$

O segundo grupo de variáveis limiaries é composto por variações acumulados ao longo de um período de tempo maior. As variáveis limiaries acumuladas seguem o mesmo contexto das que capturam choques recentes. A primeira é uma variação acumulada sem condicionalidades (expressão 32). As demais seguem os mesmos argumentos de [Parsley e Wei \(1993\)](#) e [Penkova](#)

¹³“...there is a sense which history (or the evolution of the exchange rates) matters” ([PARSLEY; WEI, 1993](#), p. 609).

(2005), com a ressalva de que agora são choques acumulados condicionais à choques recentes (ver expressões 33 e 34). A partir de um limite máximo de quatro defasagens (trimestres), optou-se por relatar os resultados de variações acumuladas em dois trimestres apenas.

$$V_{jt} = \sum_{t=1}^{\tau} \Delta x_{jt} = x_{j1} - x_{j\tau}. \quad (32)$$

$$\Upsilon_{jt}^{PW} = \begin{cases} V_{jt} & \text{se } |D_{jt}^{PW}| = 1 \\ 0 & \text{do contrário} \end{cases}. \quad (33)$$

$$\Upsilon_{jt}^{PK} = \begin{cases} V_{jt} & \text{se } |D_{jt}^{PK}| = 1 \\ 0 & \text{do contrário} \end{cases}. \quad (34)$$

Lembrando que $w_{jt} = f(PX/PI_{jt})$, $f(PX_{jt})$, $f(PI_{jt})$, $f(E_{jt})$; sendo E_{jt} a taxa de câmbio nominal efetiva nominal. Portanto, as variáveis Δx_{jt} , Λ_{jt}^{PW} e Λ_{jt}^{PK} estão mais associadas a choques de curto prazo, ainda que as duas últimas carreguem consigo a condicionalidade de movimentos semelhantes em um período maior. Em contraponto, as variáveis V_{jt} , Υ_{jt}^{PW} e Υ_{jt}^{PK} captam um movimento acumulado em um período maior (dois trimestres), sendo as duas últimas condicionais a um choque recente de mesmo sinal.

Em suma, as variáveis limiares propostas buscam captar as características de remanescência dos sistemas com histerese. A hipótese de assimetria é captada pela diferença dos coeficientes β_k . Para exemplificar a avaliação empírica, suponha a ocorrência de uma grande queda nos preços de exportação $w = \Delta PX_1$, que implique em uma queda significativa dos preços relativos do período 0 para o período 1, dado que os preços internacionais e a renda sejam mantidos constantes. Se a teoria de histerese é aplicável, tais choques provocam maior impacto nas quantidades exportadas do que choques de menor magnitude. Pode-se esperar, então que em $t = 1$ a quantidade exportada cresça de Q_0 para um montante Q_1 , dado que a variação foi $\Delta Q_1 = \beta_1(\Delta PX_1)Q_0/PX_0$. Se no período seguinte houver um grande aumento no preço de exportação, de magnitude similar ao anterior (mas com sinal contrário), a variação na quantidade exportada pode não ser a mesma (em módulo). A variação na quantidade exportada em Q_2 será $\Delta Q_2 = \beta_2(\Delta PX_2)Q_1/PX_1$. Se $\beta_1 > \beta_2$ e $\Delta PX_1 = -\Delta PX_2$, como exemplificado, tem-se que $|\Delta Q_1| > |\Delta Q_2|$, ou seja, o impacto de uma queda nos preços sobre as exportações é maior do que uma elevação de mesmo tamanho. Como resultado, o choques nos preços de exportação mudaram o nível da quantidade exportada de forma permanente, já que $Q_2 > Q_0$.

A situação ilustrada seria representada por um modelo com dois regimes separados por um parâmetro limiar.

Agora suponha o mesmo caso anterior, mas que em um terceiro período, um choque em PX (mantendo todo o resto constante) seja pouco expressivo. De acordo com a teoria de histerese, tal tipo de choque não altera a estrutura do mercado. Assim, a elasticidade associada à pequenos choques, β_3 seria menor, em módulo do que as duas anteriores. Este caso seria a representação de um modelo com três regimes e dois parâmetros limiares, no qual prevalece β_1 para grandes choques negativos nos preços de exportação (ΔPX negativo e expressivo), β_2 para choques positivos relevantes e β_3 para choques modestos no preço de exportação.

3.4 Base de dados

Foram estimadas equações de demanda por exportações de produtos manufaturados de setores industriais brasileiros no período 1999-2010, utilizando dados trimestrais. A escolha do período reflete um período de estabilidade de políticas macroeconômicas adotadas no Brasil; que se inicia com a adoção do câmbio flexível, no primeiro trimestre de 1999; e o sistema de metas de inflação no segundo trimestre do mesmo ano. Os 19 setores da indústria da transformação utilizados seguiram a classificação do CNAE 1.0 (Classificação Nacional de Atividades Econômicas). Os índices de *quantum* e o preço das exportações (em dólares) foram disponibilizados pela FUNCEX. A taxa de câmbio efetiva nominal e os índices de atividade industrial externa (*proxy* da renda internacional) foram calculados com informações retiradas primariamente da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e do Banco Mundial, sendo as ponderações setoriais obtidas do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), via sistema *AliceWeb*. Índices de preços internacionais foram obtidos no BLS (Bureau of Labor Statistics) e a compatibilização setorial destes com os índices nacionais seguiram a classificação do HS (*Harmonized System*). As fórmulas de cálculo, compatibilização dos setores e detalhamentos da construção da base de dados estão no anexo B. Os gráficos das séries construídas estão no anexo C. Dados agregados das mesmas fontes também foram utilizados para avaliação dos modelos estimados.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Este capítulo aborda os resultados do teste proposto, conduzido em modelos de demanda por exportações de produtos manufaturados brasileiros durante o período 1999-2010. Devido a defasagem na construção de algumas variáveis, a amostra foi composta por 19 setores industriais e a referência temporal foi de 1999Q3 a 2010Q3.

Antes de iniciar o procedimento de teste de histerese, estimou-se um modelo de painel com controle para efeitos fixos, utilizando MQO. O modelo linear serve como base de comparação para os demais resultados. Os coeficientes estimados, desvio-padrão e p-valor estão na Tabela 1. Nota-se que os sinais estão em concordância com o esperado, sendo -0.76 a estimativa da elasticidade-preço. Porém, o coeficiente de elasticidade-renda é estatisticamente insignificante. O modelo linear gera um resultado que é bem desigual do encontrado na literatura sobre histerese nas exportações brasileiras. Em todos os trabalhos citados na seção 2.4, o parâmetro de elasticidade-renda é significativo e em alguns, como [Kannebley et al. \(2011\)](#), a elasticidade-renda da demanda é expressiva - maior que 0.8 no caso agregado e passa da unidade para diversos setores industriais.

O primeiro passo para avaliar a presença de histerese é o teste para a existência de parâmetros limiares (diferentes elasticidades-preço). A tabela 2 apresenta os resultados do teste. A não rejeição da hipótese nula implica na existência de não-linearidades associadas ao parâmetro de preços relativos, ou seja, há resposta assimétrica da quantidade exportada com relação à mudanças nos preços relativos. Como descrito no capítulo anterior, foram quatro variáveis limiares assumidas, sejam elas: preços relativos (PX/PI), de exportação (PX), internacionais (PI) e taxa de câmbio nominal efetiva (E); e seis construções distintas para cada uma destas, sendo três de choques recentes (Δx_{jt} ; Λ_{jt}^{PW} ; Λ_{jt}^{PK}) e três de choques acumulados em dois trimestres (V_{jt} ; Υ_{jt}^{PW} ; Υ_{jt}^{PK}).

Dos 24 modelos testados, 17 apresentaram não-linearidades a um nível de significância de 10%. Isto significa que choques nos preços relativos, de exportação e internacionais podem alterar o parâmetro de elasticidade-preço da demanda, provocando histerese; conforme predição

Tabela 1: Coeficientes estimados do modelo sem parâmetros limiares (desvio padrão robusto entre parênteses)

Variável associada	Estimativa	P-valor
PX/PI	-0.76 (0.32)	0.029
YW	0.65 (0.36)	0.360

feita por Baldwin (1988). Nota-se que choques na variável limiar taxa de câmbio nominal efetiva, E , não mostraram ser bons indutores na alteração da elasticidade-renda da demanda; sugerindo um baixo (ou nulo) repasse de variações cambiais para preços de exportação.

Destes modelos não-lineares, oito foram estimados com três elasticidades-preço distintas (dois parâmetros limiares); e em nove especificações detectou-se um parâmetro limiar, indicando duas elasticidades-preço da demanda diferentes. Resultado semelhante ao encontrado em Kannebley (2008), o qual encontrou a presença de dois ou três regimes distintos nos vetores de cointegração, em detrimento dos modelos lineares convencionais.

Alguns padrões não-lineares podem ser observados na tabela 2: (i) ao utilizar $w = f(PX)$ três elasticidades-preço (regimes) foram estimadas em cinco dos seis modelos; (ii) no caso de $w = f(PI)$, o padrão foi de duas elasticidades em todos os modelos estimados. Os modelos construídos com base nos choques recentes em PX/PI apresentam três elasticidade-preço, enquanto os com base em choques acumulados apresentam duas. É possível que a combinação de (i) e (ii) implique na alternância na quantidade de regimes dos modelos com $w = f(PX/PI)$.

A tabela 3 apresenta o conjunto de resultados para os modelos não-lineares. Todos os parâmetros apresentados na tabela foram significativos à 5% de confiança. Pode-se notar que em modelos com três regimes, os parâmetros de elasticidade-preço no primeiro regime estão no intervalo $[-1.83; -1.24]$ e os do terceiro regime, entre $[-1.27; -0.87]$. Os regimes intermediários são caracterizados por uma elasticidade menor, entre -0.70 e -0.55 . Os valores são bem distintos do modelo linear apresentado anteriormente, em alguns casos o valor absoluto da elasticidade-preço é maior que o dobro do modelo linear. O parâmetro de elasticidade-renda em modelos com três regimes está no intervalo $[0.61; 0.78]$.

Os parâmetros limiares estimados, $\hat{\gamma}$, podem ser diretamente interpretados como choques em valores percentuais e em modelos com três regimes houve um padrão semelhante: Os que separam a primeira elasticidade-preço da segunda são negativos e estão entre -5.7% e -4.7% para variações recentes absolutas ou relativas nos preços de exportação; e -7.5% para variações acumuladas nos preços de exportação (PX). As estimativas de γ_2 , em contrapartida, foram todas positivas, mas com maior amplitude: $[3.8\%; 5.6\%]$ em choques recentes e 6.6% nos acumulados.

Tabela 2: Teste para a existência de parâmetros limiares

x	Informações	Tipo da variável limiar $w = f(x)$				Variações acumuladas	
		Variações recentes		Variações acumuladas			
		Δx_{jt}	Λ_{jt}^{PW}	Λ_{jt}^{PK}	V_{jt}	Υ_{jt}^{PW}	Υ_{jt}^{PK}
$\frac{PX}{PI}$	1 parâmetro limiar						
	F_1	42.7	43.6	26.6	33.8	34.3	8.7
	$P\text{-valor}$	0.000	0.000	0.000	0.003	0.000	0.183
	VC (10%, 5%, 1%)	(11.9; 13.4; 23.6)	(12.5; 14.2; 18.0)	(10.1; 12.3; 18.7)	(14.6; 18.7; 25.8)	(13.4; 16.7; 20.9)	(10.2; 12.4; 14.0)
	2 parâmetros limiares						
E	F_2	15.5	12.0	10.5	14.2	13.3	7.3
	$P\text{-valor}$	0.030	0.097	0.077	0.110	0.103	0.240
	VC (10%, 5%, 1%)	(11.6; 13.1; 17.2)	(11.8; 14.4; 18.2)	(9.3; 12.0; 17.2)	(15.1; 16.9; 23.7)	(13.3; 15.4; 21.4)	(9.1; 10.9; 15.4)
	1 parâmetro limiar						
	F_1	24.8	23.9	12.5	22.9	20.0	15.2
PX	$P\text{-valor}$	0.007	0.007	0.053	0.010	0.033	0.043
	VC (10%, 5%, 1%)	(13.9; 16.2; 21.7)	(12.0; 14.5; 19.9)	(10.6; 12.5; 19.2)	(15.1; 18.3; 22.0)	(14.4; 18.3; 27.5)	(12.1; 14.8; 19.0)
	2 parâmetros limiares						
	F_2	15.2	13.9	14.5	14.8	13.1	6.9
	$P\text{-valor}$	0.060	0.067	0.047	0.073	0.087	0.280
PI	VC (10%, 5%, 1%)	(13.1; 16.1; 27.3)	(12.6; 15.1; 27.4)	(11.2; 14.2; 18.1)	(13.5; 16.3; 24.6)	(12.2; 15.0; 21.5)	(10.6; 13.0; 20.7)
	1 parâmetro limiar						
	F_1	31.7	31.7	22.4	41.5	41.5	29.2
	$P\text{-valor}$	0.013	0.000	0.027	0.003	0.000	0.013
	VC (10%, 5%, 1%)	(17.9; 21.6; 33.6)	(15.7; 19.5; 27.9)	(16.2; 19.6; 25.3)	(19.5; 24.6; 33.3)	(23.6; 28.6; 35.5)	(19.3; 22.3; 31.0)
E	2 parâmetros limiares						
	F_2	10.5	8.6	7.8	10.3	7.6	6.1
	$P\text{-valor}$	0.263	0.410	0.420	0.393	0.520	0.553
	VC (10%, 5%, 1%)	(15.7; 19.9; 27.5)	(15.7; 20.4; 27.3)	(15.3; 18.2; 21.1)	(17.3; 22.5; 33.5)	(18.8; 22.9; 30.9)	(13.5; 16.3; 27.0)
	1 parâmetro limiar						
E	F_1	5.3	4.5	7.1	5.9	5.7	6.5
	$P\text{-valor}$	0.320	0.440	0.127	0.277	0.290	0.113
	VC (10%, 5%, 1%)	(7.8; 8.8; 12.0)	(8.0; 10.0; 13.3)	(7.9; 9.6; 12.9)	(9.2; 10.6; 14.5)	(9.0; 11.1; 16.4)	(6.7; 8.0; 10.6)
	2 parâmetros limiares						
	F_2	11.6	9.9	5.1	6.7	6.6	3.2
E	$P\text{-valor}$	0.047	0.073	0.427	0.277	0.180	0.613
	VC (10%, 5%, 1%)	(8.8; 10.7; 15.0)	(8.8; 10.6; 14.7)	(9.4; 11.2; 14.7)	(11.3; 13.5; 17.7)	(8.6; 10.2; 16.7)	(8.1; 9.3; 14.7)

Notas: (i) foram utilizadas 300 *bootstrap replications* para os testes.

Tabela 3: Parâmetros estimados (desvio padrão robusto entre parênteses)

x	Coeficientes	Tipo da variável limiar $w = f(x)$				
		Variações recentes		Variações acumuladas		
		Δx_{jt}	Λ_{jt}^{PW}	Λ_{jt}^{PK}	V_{jt}	Υ_{jt}^{PK}
$\frac{PX}{PI}$	$\frac{PX}{PI}$ - Regime 1	-1.44 (0.13)	-1.52 (0.14)	-1.66 (0.15)	-1.48 (0.15)	-1.83 (0.16)
	$\hat{\gamma}_1[w]$	-0.047	-0.047	-0.057	-0.075	-0.115
	$\frac{PX}{PI}$ - Regime 2	-0.55 (0.08)	-0.58 (0.08)	-0.70 (0.08)	-0.69 (0.07)	-0.73 (0.07)
	$\hat{\gamma}_2[w]$	0.040	0.040	0.052	-	-
	$\frac{PX}{PI}$ - Regime 3	-0.88 (0.11)	-0.88 (0.11)	-1.15 (0.14)	-	-
PX	YW	0.76 (0.17)	0.70 (0.18)	0.61 (0.19)	0.71 (0.17)	0.66 (0.18)
	$\frac{PX}{PI}$ - Regime 1	-1.28 (0.12)	-1.30 (0.12)	-1.24 (0.14)	-1.37 (0.14)	-0.72 (0.07)
	$\hat{\gamma}_1[w]$	-0.048	-0.048	-0.047	-0.075	0.107
	$\frac{PX}{PI}$ - Regime 2	-0.55 (0.09)	-0.57 (0.08)	-0.68 (0.08)	-0.57 (0.08)	-0.59 (0.08)
	$\hat{\gamma}_2[w]$	0.038	0.040	0.056	0.066	0.066
PI	$\frac{PX}{PI}$ - Regime 3	-0.87 (0.10)	-0.90 (0.11)	-1.27 (0.17)	-0.89 (0.10)	-0.89 (0.10)
	YW	0.78 (0.19)	0.75 (0.19)	0.77 (0.19)	0.76 (0.19)	0.75 (0.19)
	$\frac{PX}{PI}$ - Regime 1	-0.71 (0.07)	-0.72 (0.07)	-0.74 (0.07)	-0.70 (0.07)	-0.73 (0.07)
	$\hat{\gamma}_1[w]$	0.066	0.059	0.058	0.105	0.098
	$\frac{PX}{PI}$ - Regime 2	-1.80 (0.20)	-1.76 (0.20)	-1.85 (0.23)	-1.85 (0.20)	-1.89 (0.23)
$\frac{PX}{PI}$	$\hat{\gamma}_2[w]$	-	-	-	-	-
	$\frac{PX}{PI}$ - Regime 3	-	-	-	-	-
	YW	0.92 (0.19)	0.92 (0.19)	0.87 (0.20)	1.02 (0.19)	0.92 (0.20)

Nota: Foram utilizadas *dummies* de ano nas estimações. Todos os parâmetros associados às *dummies* foram significativos a 10%.

Os resultados dos modelos com três regimes demonstram respaldo nas proposições teóricas de histerese. Primeiro, há uma faixa de menor resposta das exportações com relação às alterações modestas nos preços de exportação, sejam eles relativos ou absolutos, recentes ou acumulados. Este resultado é a reprodução empírica da zona de inação discutida na seção 2.2. Segundo, as reduções mais expressivas, relativas ou absolutas, nos preços de exportação causam maior impacto sobre a quantidade (em módulo) do que ampliações dos preços de dimensão semelhante. Isso ocorre porque choques recentes inferiores à -5.7% implicam em uma elasticidade entre -1.66 e -1.28 ; ao passo que os que ultrapassam os 5.6% envolvem uma elasticidade inferior à -1.27 ; caracterizando respostas assimétricas - choques de magnitude igual e sinais opostos provam impactam de maneira díspar nas quantidades.

Com relação aos modelos com duas elasticidades-preço, os padrões diferem com as variáveis limiares. Se estas baseiam-se em choques nos preços internacionais, o regime inferior possui coeficientes no intervalo $[-0.74; -0.70]$ e o superior $[-1.89; -1.76]$. No caso de variáveis limiares fundamentadas nos preços relativos, os parâmetros foram -1.48 e -1.83 nos regimes inferiores e -0.69 e -0.73 nos superiores. Por fim, se $w = f(PX)$, há um único modelo com dois regimes no qual o regime inferior tem elasticidade-preço de -0.72 e o superior, -1.33 . A elasticidade-renda neste conjunto de modelos situa-se entre 0.66 e 1.02 .

Os parâmetros limiares nos modelos com dois regimes tem padrão bem claro: são todos positivos se $w = f(PI)$ ou $w = f(PX)$; e negativos no modelo de variações de preços relativos. Alterações recentes nos preços internacionais que excedam os 6.6% implicam em elasticidade-preço absoluta maior, por volta de -1.8 . No caso de acréscimos acumulados que ultrapassem 9.8% , as elasticidades-preço estão por volta de 1.9 . Os parâmetros limiares dos modelos com choques no relativo de preços são negativos e iguais a -7.5% se $w = V(PX/PI)$ e -11.5% se $w = \Upsilon^{PW}(PX/PI)$.

Nos modelos com dois regimes a assimetria também está presente, porém os parâmetros de elasticidade-preço de maior valor absoluto ocorrem somente quando os choques são positivos, no caso dos preços internacionais; e negativos no caso do relativo de preços. Os impactos na quantidade exportada serão menos expressivos se os choques forem de sinal contrário, mesmo quando vultosos. [Kannebley \(2008\)](#) também encontrou padrões diferentes de assimetria, dados por modelos com dois ou três regimes.

Há uma diferença na dimensão dos parâmetros limiares relativamente às variações recentes e acumuladas, com os primeiros sempre menores que os últimos. Logo, uma redução

(elevação) gradual das variáveis limiares só altera a elasticidade-renda se seu valor acumulado no tempo é grande. Por exemplo, em variações recentes nos preços relativos, os parâmetros limiares negativos estão entre -5.7% e -4.7% ; ao passo que os parâmetros de variação acumulada estão entre -11.5% e -7.5% . Padrões semelhantes são encontrados nas demais variáveis.

A condicionalidade teórica imposta por [Parsley e Wei \(1993\)](#) não influi na magnitude dos choques; tampouco no valor dos demais coeficientes estimados. Ou seja, os coeficientes estimados com a construção Δx sempre estiveram muito próximos dos estimados com a construção de Λ^{PW} . Situação semelhante também é encontrada nas variações acumuladas (entre V e Υ^{PW}); com exceção dos modelos que utilizam variações acumuladas do relativo de preços como variável limiar ($V[PX/PI]$ e $\Upsilon^{PW}[PX/PI]$).

Já a condicionalidade sugerida por [Penkova \(2005\)](#) provocou maior variabilidade nas estimações - tanto em parâmetros limiares, quanto nos coeficientes de elasticidade-preço e renda. Teoricamente, isso significa que a necessidade do choque recente ser de mesmo sinal do acumulado não é tão relevante; só sendo importante se o preço atingir um máximo (mínimo) em um período posterior.

Aprofundando a análise sobre as variáveis limiares, avalia-se que choques recentes no relativo de preços, inferiores a $-4,7\%$ resultam em uma elasticidade-preço de -1.44 ; ao passo que choques maiores que 4% implicam em uma elasticidade-preço menor (em módulo), de -0.88 . Quando os choques nesta variável são os acumulados, há somente duas elasticidades-preço: -1.48 se a variação acumulada no relativo de preços é inferior a -7.5% ; e -0.69 caso contrário.

Se a variável limiar analisada é o preço de exportação, os resultados são semelhantes aos do relativo de preços. Para variações recentes, $w = \Delta[PX]$, que ultrapassem -4.8% , a elasticidade-preço é de -1.28 ; e para mudanças superiores a 3.8% este coeficiente é -0.87 . Acumulados em dois trimestres, os choques nos preços de exportação necessários para induzir uma maior elasticidade-preço (-1.37 - em módulo) devem ser menores que -7.5% ; e os maiores que 6.6% resultam em um coeficiente de -0.89 .

Os limiares nos preços internacionais possuem sinal positivo, como era de se esperar, já que acréscimos nos preços internacionais, mantidas constantes as demais variáveis, reduzem o relativo de preços. Grandes aumentos recentes, maiores que 6.6% , implicam em elasticidade-preço de -1.8 ; enquanto os choques menores a este valor impactam menos (elasticidade de -0.71). Os coeficientes são semelhantes no caso de variações acumuladas, porém, o choque

Tabela 4: Quantidade de observações (períodos) em cada regime

x		Tipo da variável limiar $w = f(x)$					
		Variações recentes			Variações acumuladas		
		Δx_{jt}	Λ_{jt}^{PW}	Λ_{jt}^{PK}	V_{jt}	Υ_{jt}^{PW}	Υ_{jt}^{PK}
$\frac{PX}{PI}$	Regime 1	4	4	2	5	2	-
	Regime 2	35	36	42	40	43	-
	Regime 3	6	5	1	-	-	-
PX	Regime 1	1	1	1	2	2	45
	Regime 2	37	38	43	35	35	0
	Regime 3	7	6	1	8	8	-
PI	Regime 1	39	39	39	39	39	38
	Regime 2	6	6	6	6	6	7
	Regime 3	-	-	-	-	-	-

que induz a não-linearidade deve ser superior a 10.5%.

Apenas para efeito ilustrativo, utilizou-se os parâmetros estimados em cada modelo conjuntamente de dados agregados (tabela 3) para verificar a quantidade de observações em cada regime¹⁴. Para as variáveis PX/PI , PX e PI , os regimes de menor elasticidade acolhem a maior quantidade de observações, como era previsto pela teoria. Pontos fora do intervalo de pequenos choques são menos frequentes. Outro resultado encontrado é que nos modelos com três elasticidade-preço, em geral, os regimes superiores (3) abrigam mais observações que os inferiores (1).

Combinando tais resultados com os da tabela 3, nota-se que apesar das quedas substantivas nos preços de exportação e preços relativos acontecerem com menor frequência, elas produzem impacto maior sobre a elasticidade-preço da demanda. Em oposição, os aumentos anormais nos preços de exportação e preços relativos são mais frequentes, mas com impacto relativamente menor que o caso anterior. No caso dos preços internacionais, as elevações de preço anormais são menos frequentes e, quando ocorrem, aumentam a magnitude do coeficiente de elasticidade-preço.

Por fim, na tabela 5 demonstra-se os períodos nos quais os choques nas variáveis limiares foram maiores - aqueles que apresentam maior elasticidade-preço. Nota-se que períodos de desalinhamentos anormais nos preços relativos aconteceram, sobretudo durante a crise econômica mundial, em 2008 e 2009. Grandes variações aconteceram tanto no regime inferior

¹⁴Estas informações carecem de muita cautela. O modelo de efeito fixo utilizado na estimação controla a heterogeneidade individual dos setores analisados. Ao utilizar dados agregados para inferir sobre a quantidade de observações em cada regime, pressupõe-se um modelo *pooled*.

Tabela 5: Períodos nos regimes inferiores e superiores

x		Tipo da variável limiar $w = f(x)$					
		Variações recentes			Variações acumuladas		
		Δx_{jt}	Λ_{jt}^{PW}	Λ_{jt}^{PK}	V_{jt}	Υ_{jt}^{PW}	Υ_{jt}^{PK}
$\frac{PX}{PI}$	Regime inferior	1993Q3	1999Q3	1999Q3	1999Q3	1999Q3	-
		2003Q1	2003Q1	2009Q2	1999Q4	2009Q3	
		2008Q2	2008Q2		2003Q1		
		2009Q2	2009Q2		2008Q2		
					2009Q3		
	Regime superior	2001Q1	2001Q1	2008Q4	-	2006Q4	-
		2003Q2	2003Q2			2008Q4	
		2006Q4	2006Q4			2009Q1	
		2008Q3	2008Q4				
		2008Q4	2009Q1				
		2009Q1					
	PX	Regime inferior	2009Q1	2009Q1	2009Q1	2009Q1	2009Q1
					2009Q2	2009Q2	
Regime superior		2004Q3	2004Q3	2008Q2	2004Q3	2004Q3	0
		2006Q2	2006Q2		2006Q2	2006Q2	
		2006Q3	2006Q3		2006Q3	2006Q3	
		2008Q1	2008Q2		2007Q4	2007Q4	
		2008Q2	2008Q3		2008Q1	2008Q1	
		2008Q3	2009Q4		2008Q2	2008Q2	
		2009Q4			2008Q3	2008Q3	
					2009Q4	2009Q4	
PI	Regime superior	2003Q1	2003Q1	2005Q3	2005Q3	2005Q3	2005Q3
		2005Q3	2005Q3	2007Q2	2008Q1	2008Q1	2007Q3
		2007Q2	2007Q2	2007Q4	2008Q2	2008Q2	2007Q4
		2007Q4	2007Q4	2008Q1	2008Q3	2008Q3	2008Q1
		2008Q2	2008Q2	2008Q2	2009Q3	2009Q3	2008Q2
		2009Q2	2009Q3	2009Q3	2009Q4	2009Q4	2009Q3
							2009Q4

Nota: 0 representa os regimes que não continham observações.

quanto no superior nestes anos. Os dois primeiros trimestres de 2003 também aparecem tanto em regimes superiores quanto inferiores, podendo refletir ajustamento de preços em função de mudanças políticas no Brasil em fins de 2002 e início de 2003 ou ainda efeito da crise argentina, um relevante parceiro comercial brasileiro, em fins de 2002. No regime inferior destaca-se o ano de 1999, período posterior a mudanças de política econômica; e no superior, 2006Q4 - período no qual a economia mundial encontrava-se em ascensão, com elevação da renda e dos fluxos comerciais.

Os períodos de elevadas variações nos preços são semelhantes ao considerar apenas o preço de exportação como variável limiar: 2008 e 2009 apresentam observações tanto no regime superior quanto no inferior; 2004Q3, 2006Q2 e 2006Q3 destacam-se por grandes choques positivos (regime superior), refletindo também a aceleração do crescimento econômico

mundial. Grandes choques positivos nos preços internacionais aconteceram também em 2003, 2007, 2008 e 2009.

Para análise de política, os resultados indicam que uma alta volatilidade dos preços relativos traz resultados adversos sobre a quantidade exportada. Se esta é baixa, as exportações de manufaturados são explicadas prioritariamente pela renda internacional. Todavia, reduções no relativo de preços são importantes fontes de promoção das exportações, sugerindo um ambiente de alta competitividade. Portanto, uma política industrial integrada que promova reduções graduais nos preços de exportação é recomendada. Tal política deve focar na redução do custo de produção brasileiro mais que proporcional aos custos dos países que produzem produtos semelhantes. Entende-se que esta política integrada pode ter foco em fatores microeconômicos, que reduzam custos de transação, ou ainda de fomento à inovações tecnológicas que resultem em produtos e processos mais baratos ou com maior produtividade.

Este capítulo abordou os resultados do teste de histerese baseados no modelo econômico de Hansen (1999b). O teste foi efetivo em captar resultados do modelo econômico de histerese, como a assimetria e a zona de inação. Além do teste ser de fácil implementação e interpretação, o modelo ainda apresenta os tamanhos dos choques que alteraram a elasticidade-preço da demanda, considerando choques recentes e/ou acumulados - condicionais ou não.

A aplicação do teste em um modelo de demanda por exportações de produtos manufaturados brasileiros gerou os seguintes resultados: (i) em momentos de baixa volatilidade de preços de produtos comercializáveis, a elasticidade-renda é maior que a elasticidade-preço; (ii) choques recentes nos preços relativos fora do intervalo $[-5.7\%; 5.2\%]$ implicam em uma maior-elasticidade-preço relativamente aos choques dentro do intervalo (zona de inação); (iii) o regime inferior, o qual ocorre para choques recentes nos preços relativos menores do que -5.7% , tem elasticidade-preço entre -1.44 e -1.66 - bem maior, em módulo, do que o regime superior (elasticidade por volta entre -0.88 e -1.15) -, caracterizando a assimetria; (iv) choques acumulados no tempo devem ser maiores que os recentes para alterar o parâmetro de elasticidade-preço; (v) apesar dos choques no regime inferior implicarem em maior impacto sobre as exportações, os choques do regime superior costumam ser mais frequentes; (vi) os anos de 2008 e 2009 mostraram-se como períodos de maior desalinhamento nos preços relativos.

O método permite, ainda, a utilização de variáveis limiares distintas para o melhor entendimento do processo. Neste trabalho optou-se por utilizar variáveis que influenciam no relativo de preços, sejam elas o preço de exportação de produtos manufaturados brasileiros, o

preço internacional dos mesmos e a taxa de câmbio nominal efetiva. A utilização das duas primeiras reforçou os resultados encontrados sobre os preços relativos. Modelos com choques nos preços de exportação como variável limiar exibiram três regimes de resposta, com maior elasticidade-preço para grandes quedas na variável. Se a variável limiar é o preço internacional, a elasticidade-preço mais elevada é encontrada nos choques positivos relevantes. A taxa de câmbio nominal efetiva não demonstrou ser um bom indutor da não-linearidade da equação. Isso pode ocorrer razão do grau de repasse da taxa de câmbio ser baixo no caso do preço das exportações brasileiras.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho objetivou avançar na literatura de testes de histerese no comércio internacional. A motivação para o tema reside na atual conjuntura de desaceleração da economia mundial, com redução da demanda internacional e possível desalinhamento nos preços dos produtos transacionados. No Brasil, soma-se a estes fatores um período relativamente longo de taxa de câmbio apreciada e a perspectiva de crescimento econômico mais sustentado. O teste proposto busca servir de auxílio aos formuladores de política econômica por ser de simples implementação e interpretação, além de apontar o tamanho dos choques necessários para alterar a elasticidade-preço das exportações.

Apresentou-se modelos teóricos ilustrativos de histerese no caso micro e macroeconômico. Uma resenha dos principais testes de histerese encontrados na literatura de comércio internacional apontou duas linhas distintas: uma primeira, baseada em previsões teóricas, abriga os trabalhos pioneiros de [Baldwin e Krugman \(1989\)](#), [Baldwin \(1988\)](#), [Parsley e Wei \(1993\)](#) e [Penkova \(2005\)](#); a segunda possui cunho matemático mais robusto e maior poder contra hipóteses alternativas não-lineares e engloba os trabalhos de [Göcke \(1994\)](#) e [Piscitelli et al. \(2000\)](#), com ênfase de poder para o último. A revisão da literatura foi concluída com um breve relato de trabalhos aplicados sobre o tema para a economia brasileira.

Compreendendo os debates teóricos e aplicados na literatura, foi, então, proposto um teste baseado em um modelo econométrico de painel com efeitos de valores limiares, elaborado em [Hansen \(1999b\)](#). O modelo permite captar diferentes parâmetros endogenamente, utilizando as variações de um termo limiar. Neste sentido, o teste em questão aproxima-se dos encontrados na linha de previsões teóricas. Aplicou-se o procedimento em um modelo de demanda por exportações de produtos manufaturados brasileiros no período 1999-2010. A escolha do período reflete uma relativa estabilidade de política macroeconômica e evidências a favor da hipótese de histerese na literatura.

Os resultados encontrados mostraram-se satisfatórios na detecção das características de sistemas com histerese no comércio exterior, já que captaram não-linearidades, assimetria e uma faixa de menor resposta das exportações à elasticidade-preço (correspondente teórica à zona de inação). Alguns destes resultados foram semelhantes aos encontrados na literatura. Demonstrou-se, ainda, que a omissão destes conceitos pode implicar em subestimar o coeficiente de renda internacional da equação.

Os principais resultados encontrados são: (i) quando há relativa estabilidade de preços

de produtos manufaturados, a renda internacional é maior determinante das exportações brasileiras; (ii) a situação do item anterior ocorre quando os choques recentes no relativo de preços estão no intervalo $[-5.7\%; 5.2\%]$, cujas elasticidades-preço correspondentes situam-se entre -0.55 e -0.70 ; (iii) quando tais choques ficam abaixo de 5.7% , a elasticidade-preço é ainda maior, em módulo (entre -1.44 e -1.66), do que quando os choques são maiores que 5.2% , caracterizando um modelo com respostas assimétricas; (iv) mudanças de elasticidade também podem ser induzidas por variações acumuladas nas variáveis limiares, desde que estas sejam maiores que as recentes; (v) os choques positivos nos preços relativos que resultam em maior elasticidade, em geral, são mais frequentes do que os negativos; (vi) os anos de 2008 e 2009 mostraram-se os de maior desalinhamento no relativo de preços, tanto para grandes variações positivas quanto para negativas.

A utilização das variáveis limiares preço de exportação e preço internacional auxiliaram na compreensão dos choques no relativo de preços, sendo observado um padrão de três regimes (elasticidades) induzidas por mudanças na primeira das variáveis e dois regimes na segunda. A variável de taxa de câmbio nominal efetiva não implicou em não-linearidades associadas ao coeficiente de elasticidade-preço.

O conjunto de fatores debatidos sugerem que há uma competição elevada no mercado internacional e políticas públicas integradas, que promovam reduções nos custos ou elevações na produtividade são convenientes para expandir as exportações.

Para o aperfeiçoamento do método, sugere-se a aplicação em dados de outros países e a comparação com resultados já robustos na literatura. No caso de escassez de evidências comparáveis em um determinado país, a aplicação conjunta com testes com origem na definição matemática de histerese, como o de [Piscitelli et al. \(2000\)](#), é recomendada.

REFERÊNCIAS

- ARIZE, A. C. Traditional export demand relation and parameter instability: An empirical investigation. *Journal of Economics Studies*, v. 28, n. 6, p. 378–396, 2001.
- BALDWIN, R. Hysteresis in import prices: The beachhead effect. *American Economic Review*, v. 78, n. 4, p. 773–785, 1988.
- BALDWIN, R. Hysteresis in trade. *Empirical Economics*, v. 15, p. 127–142, 1990.
- BALDWIN, R.; KRUGMAN, P. Persistent trade effects of large exchange rate shocks. Working Paper 2017 - National Bureau of Economic Research (NBER). September 1986.
- BALDWIN, R.; KRUGMAN, P. Persistent trade effects of large exchange rate shocks. *Quarterly Journal of Economics*, v. 104, n. 4, p. 635–654, 1989.
- BARBOSA, F. H. *Uma Análise das Elasticidades de Bens e Serviços Não Fatores, Sua Estabilidade e o Ajuste Externo Brasileiro Pós-99*. Dissertação (Mestrado) — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. Universidade de São Paulo - FEA/USP, 2006.
- BERNARD, A. B.; JANSEN, J. B. Why some firms export. *The Review of Economics and Statistics*, v. 86, n. 2, p. 561–569, 2004.
- BLANCHARD, O. J.; SUMMERS, L. H. Hysteresis and the European unemployment problem. Working Paper 1950 - National Bureau of Economic Research (NBER). June 1986.
- BRAGA, H. C.; MARKWALD, R. A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no brasil: Estimação de modelo simultâneo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 13, n. 3, p. 707–744, 1983.
- CANER, M.; HANSEN, B. E. Instrumental variable estimation of a threshold model. *Econometric Theory*, v. 20, p. 813–843, 2004.
- CARDOSO, A. S.; SOARES, F. A. R.; MOREIRA, T. B. S.; LOUREIRO, P. R. A. Vantagens comparativas e restrições comerciais: Uma avaliação do comércio Brasil/Alemanha em 2001. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 9, n. 3, p. 583–614, 2005.
- DIXIT, A. Entry and exit decisions under uncertainty. *Journal of Political Economy*, v. 97, n. 3, p. 620–638, 1989.

- DIXIT, A. Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through. *Quartely Journal of Economics*, v. 104, n. 2, p. 205–228, 1989.
- FRANZ, W. Hysteresis in economic relationships: An overview. *Empirical Economics*, v. 15, n. 2, p. 109–25, 1990.
- GARCIA, D. C. C. *Hysteresis nas Exportações Manufaturadas Brasileiras: Um Modelo de Cointegração com Transição Suavizada*. Dissertação (Mestrado) — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto. Universidade de São Paulo - FEA-RP/USP, 2009.
- GÖCKE, M. An approximation of the hysteresis loop by linear partial functions. *Jahrbucher fur Nationalokonomie und Statistik*, v. 52, n. 5, p. 572–596, 1994.
- GÖCKE, M. Various concepts of hysteresis applied in economics. *Journal of Economic Surveys*, v. 16, n. 2, p. 167–188, 2002.
- HADRI, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, v. 3, n. 2, p. 148–161, 2000.
- HALLETT, A. J. H.; PISCITELLI, L. Testing for hysteresis against nonlinear alternatives. *Journal of Economic Dynamics & Control*, v. 27, p. 303–327, 2002.
- HANSEN, B. E. Testing for linearity. *Journal of Economic Surveys*, v. 13, n. 5, p. 551–576, 1999.
- HANSEN, B. E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference. *Journal of Econometrics*, v. 93, n. 2, p. 345–368, 1999.
- IM, K. S.; PESARAN, M.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 115, n. 1, p. 53 – 74, 2003. ISSN 0304-4076.
- KANNEBLEY, S. *Hysteresis nas Exportações Industrializadas Brasileiras: Uma Análise Empírica*. Tese (Livre Docência) — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto. Universidade de São Paulo - FEA-RP/USP, 2005.
- KANNEBLEY, S. Tests for the hysteresis hypothesis in Brazilian industrialized exports. *Economic Modelling*, v. 25, n. 2, p. 171–190, 2008.

KANNEBLEY, S.; ESTEVES, L. A.; SILVA, A. M. P. da; ARAÚJO, B. C. Auto-seleção e aprendizado no comércio exterior das firmas industriais brasileiras. *Revista ANPEC*, v. 10, p. 715–740, 2009.

KANNEBLEY, S.; PRINCE, D. de; SCARPELLI, M. C. Histerese e o comércio exterior de produtos industrializados brasileiros. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 41, n. 3, p. 1–36, 2011.

KANNEBLEY, S.; VALERI, J. de O. As empresas brasileiras e o comércio internacional. In: _____. [S.l.: s.n.], 2006. cap. Persistência e Permanência na Atividade Exportadora, p. 159–187.

KRUGMAN, P.; BALDWIN, R. The persistence of the US trade deficit. *Brooking Papers on Economic Activity*, p. 1–43, 1987.

LEVIN, A.; LIN, C.-F.; CHU, C.-S. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, n. 1, p. 1 – 24, 2002. ISSN 0304-4076.

LJUNGQVIST, L. Hysteresis in international trade: a general equilibrium analysis. *Journal of International Money and Finance*, v. 13, p. 387–399, 1994.

MARKWALD, R.; PUGA, F. P. Focando a política de promoção de exportações. FUNCEX - Texto para discussão 160. set 2002.

PARSLEY, D. C.; WEI, S.-J. Insignificant and inconsequential hysteresis: The case of U. S. bilateral trade. *The Review of Economics and Statistics*, v. 4, n. 4, p. 606–613, 1993.

PEDRONI, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 61, n. 0, p. 653–70, Special I 1999.

PENKOVA, E. An empirical analysis of UK imports: Is there evidence of hysteresis? Discussion Papers on Economics, Universität Dortmund. January 2005.

PISCITELLI, L.; CROSS, R.; GRINFELD, M.; LAMBA, H. A test for strong hysteresis. *Computational Economics*, v. 15, n. 1-2, p. 59–78, 2000.

ROBERTS, M. J.; TYBOUT, J. R. The decision to export on Colombia: An empirical model of entry with sunk costs. *The American Economic Review*, v. 4, n. 4, p. 545–564, 1997.

SCARPELLI, M. C. *Hysteresis nas Exportações Manufaturadas Brasileiras: Uma Análise de Cointegração com Dados em Painel*. Dissertação (Mestrado) — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto. Universidade de São Paulo - FEA-RP/USP, 2010.

TELES, V. K. Choques cambiais, política monetária e equilíbrio externo da economia brasileira em um ambiente de hysteresis. *Revista de Economia Aplicada*, v. 9, n. 3, p. 415–426, jul-set 2005.

A Resultados dos testes de raiz unitária e cointegração em painel

Tabela 6: Testes de raiz Unitária em painel para as séries de preços de exportação (PX) e preços internacionais (PI).

Hipótese	Teste	PX	PI
H_0 : Raiz unitária	Im, Pesaran e Shin W-Stat	5.381 (1.000)	3.469 (1.000)
H_0 : Raiz unitária	Levin, Lin e Chu t-Stat	3.238 (0.999)	-0.2549 (0.399)
H_0 : Estacionariedade	Hadri Z-Stat	16.621 (0.000)	17.324 (0.000)
H_0 : Estacionariedade	Hadri consistent Z-Stat	14.331 (0.000)	15.200 (0.000)

Nota: p-valor entre parênteses.

Tabela 7: Testes de cointegração em painel entre as variáveis preços de exportação (PX) e preços internacionais (PI). H_0 : ausência de cointegração.

Estatística	Simples		Ponderada	
	Valor	Prob.	Valor	Prob
H_1 : Coeficientes AR comuns.				
v-Statistic	1.358	0.087	-1.128	0.870
rho-Statistic	-4.044	0.000	-1.434	0.076
PP-Statistic	-4.123	0.000	-2.622	0.004
ADF-Statistic	-1.684	0.046	-2.212	0.014
H_1 : Coeficientes AR individuais.				
Group rho-Statistic	-0.952	0.171		
Group PP-Statistic	-2.433	0.008		
Group ADF-Statistic	-1.466	0.071		

B Manual da base de dados

As variáveis utilizadas nessa base de dados em painel seguem a classificação da Classificação Nacional de Atividade Econômica (CNAE), em sua versão 1.0 (ver tabela 8). O motivo dessa escolha está relacionado à adoção desta classificação pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX). A FUNCEX disponibiliza índices de preços e *quantum* exportados e importados para os setores da indústria da transformação.

Os setores 16 (Fabricação de Produtos de Fumo), 22 (Edição, Impressão e Reproduções de Gravações), 33 (Fabricação de Equipamentos de Instrumentação Médico-Hospitalares, Instrumentos de Precisão e Ópticos, Equipamentos para automação Industrial, Cronômetros e Relógios) e 37 (Reciclagem) não integram a base final devido a indisponibilidade de boa parte das informações necessárias.

Tabela 8: Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) 1.0

Número CNAE	Descrição
15	Fabricação de Alimentos e Bebidas
16	Fabricação de Produtos do Fumo
17	Fabricação de Produtos Têxteis
18	Confecção de Artigos de Vestuário e Acessórios
19	Preparação de Couros e Fabricação de Artefatos de Couro, Artigos de Viagem e Calçados
20	Fabricação de Produtos de Madeira
21	Fabricação de Celulose, Papel e Produtos de Papel
22	Edição, Impressão e Reproduções de Gravações
23	Fabricação de Coque, Refino de Petróleo, Elaboração de Combustíveis Nucleares e Produção de Álcool
24	Fabricação de Produtos Químicos
25	Fabricação de Artigos de Borracha e Material Plástico
26	Fabricação de Produtos Minerais Não-Metálicos
27	Metalurgia Básica
28	Fabricação de Produtos de Metal, Exclusive Máquinas e Equipamentos
29	Fabricação de Máquinas e Equipamentos
30	Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática
31	Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos
32	Fabricação de Material Eletrônico e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicações
33	Fabricação de Equipamentos de Instrumentação Médico-Hospitalares, Instrumentos de Precisão e Ópticos, Equipamentos para automação Industrial, Cronômetros e Relógios
34	Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias
35	Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte
36	Fabricação de Móveis e Indústrias Diversas
37	Reciclagem

Fonte: Elaboração do autor com base no sistema CNAEweb.

B.1 *Quantum* exportado

Estas séries foram retiradas diretamente do *site* da FUNCEX. Aplicou-se o procedimento de dessazonalização Census X12 - Multiplicativo, utilizando o *software Eviews* nos dados mensais. A transformação para dados trimestrais foi realizada pelas médias dos períodos.

B.2 Preço de exportação

A fonte de dados e o procedimento adotado nas séries de preço de exportação seguem a mesma metodologia adotada na variável de *quantum* exportado. A variável é expressa em dólares (US\$).

B.3 Preço internacional

Essa variável foi construída com base na compatibilização dos dados das seguintes classificações: CNAE, *Harmonized System* (HS) e NCM. Selecionaram-se as categorias (ou produtos) industriais desagregadas a quatro dígitos da CNAE que mais representavam, na média, as exportações totais. O critério para tal seleção é de que, somadas, as categorias (ou produtos) deveriam representar 70% ou mais do total de exportações nos períodos analisados. Tendo as categorias desagregadas do CNAE, foi possível encontrar seus correspondente na HS, baseando-se nos códigos NCM e no sistema harmonizado do BLS (*Bureau of Labor Statistics*).

A partir dos dados disponíveis no BLS, preferencialmente os de importação, para o período de 1999 a 2010, foi construída uma média trimestral dos preços internacionais. A ponderação, que pode ser visualizada na tabela 9, foi levantada com base em um número índice, calculado pela soma das porcentagens dos setores industriais desagregados da classificação CNAE e o quanto elas correspondem, na média, às mesmas desagregações na classificação SITC. O preço internacional está expresso em dólares (US\$).

B.4 Renda internacional

Para a construção dessa variável, utilizou-se como proxy a produção da indústria e a mesma ponderação de 22 países utilizados na construção da variável de câmbio nominal efetivo. A fonte dos dados principal foi a OCDE. Não havia nesta fonte, entretanto, informações sobre os países Argentina, China e Venezuela. Para estes países utilizou-se o indicador trimestral de

Tabela 9: Participação agregada dos países selecionados no total de importações Brasileiras, por CNAE

Número CNAE	Descrição BLS	Poderação BLS
15	<i>Preparation of vegetables, fruit, nuts, or other parts of plants</i>	14%
	<i>Meat and edible meat offal</i>	50%
	<i>Oilseeds and misc. grains, seeds, fruits, plants, straw and fodder</i>	18%
	<i>Residuals and waste from the food industries, prepared animal feed</i>	18%
17	<i>Made-up or worn textile articles</i>	56%
	<i>Cotton, including yarns and woven fabrics thereof</i>	44%
18	<i>Articles of apparel and clothing accessories, knitted or crocheted</i>	42%
	<i>Articles of apparel and clothing accessories, not knitted or crocheted</i>	42%
	<i>Articles of plastic, polymers and resins of heading 3901 to 3914</i>	16%
19	<i>Footwear and parts of such articles</i>	100%
20	<i>Wood sawn and chipped lengthwise sliced or peeled, over 6mm</i>	100%
21	<i>Paper and paperboard, articles of paper pulp, paper or paperboard</i>	35%
23	<i>Mineral fuels, oils and residuals, bituminous substances and mineral waxes</i>	68%
	<i>Beverages, spirits and vinegar</i>	32%
24	<i>Inorganic chemicals</i>	8%
	<i>Tanning and dyeing extracts, dye and pigments, varnish and paints, putty</i>	8%
	<i>Miscellaneous chemical products</i>	12%
	<i>Plastics and articles thereof</i>	28%
	<i>Organic Chemicals</i>	16%
	<i>Mineral Fuels, oils and residuals, bituminous substances and mineral waxes</i>	4%
	<i>Rubber and articles thereof</i>	5%
	<i>Plastics and articles thereof</i>	7%
	<i>Soap, lubricants, waxes, polishing or scouring products, candles, pastes</i>	6%
	<i>Essential oils and resinoids, perfumery, cosmetic or toilet preparations</i>	6%
25	<i>Plastics and articles thereof</i>	21%
	<i>Rubber and articles thereof</i>	71%
	<i>Lamps, lighting fixtures, illuminated signs and parts thereof</i>	8%
26	<i>Glass and glassware</i>	18%
	<i>Ceramic products</i>	35%
	<i>Miscellaneous chemical products</i>	47%
27	<i>Iron and steel</i>	69%
	<i>Aluminium and articles thereof</i>	31%
28	<i>Articles of iron or steel</i>	19%
	<i>Copper and articles thereof</i>	8%
	<i>Aluminium and articles thereof</i>	11%
	<i>Tools, implements, cutlery, spoons and forks, of base metal, parts thereof</i>	40%
	<i>Miscellaneous articles of base metal</i>	23%
29	<i>Machinery and mechanical appliances, parts thereof</i>	82%
	<i>Electrical machinery and equip., sound and TV recorders and reproducers, parts thereof</i>	5%
	<i>Motor vehicles and their parts</i>	5%
	<i>Articles of iron or steel</i>	8%
30	<i>Machinery and mechanical appliances, parts thereof</i>	100%
31 e 32	<i>Electrical machinery and equip., sound and TV recorders and reproducers, parts thereof</i>	100%
34	<i>Machinery and mechanical appliances, parts thereof</i>	50%
	<i>Motor vehicles and their parts</i>	50%
35	<i>Machinery and mechanical appliances, parts thereof</i>	50%
	<i>Parts of civil aircrafts and spacecraft (exc. military)</i>	50%
36	<i>Furniture and stuffed furnishings, lamps and lightings fittings, prefab buildings</i>	80%
	<i>Diamonds, whether or not worked, but not mounted or set</i>	20%

atividade industrial do Banco Mundial. Todos os dados já haviam sido dessazonalizados pelas fontes. A fórmula de cálculo foi:

$$YI_{jt} = \sum_k Y_{kt}^* \cdot W_{kt,j} \quad (35)$$

YI_{jt} é a *proxy* da renda internacional para o setor j no período t ; Y_{kt}^* é a *proxy* da renda do país k ; e $W_{kt,j}$ é a ponderação calculada.

B.5 Taxa de câmbio efetiva nominal - exportações

Levantou-se os 22 países que mais compraram produtos industrializados brasileiros (FOB) no período 1999-2010. Informações anuais foram obtidas no sistema *AliceWeb* do MDIC, utilizando como forma de compatibilização a tabela proposta por [Cardoso et al. \(2005, p. 605-609\)](#). Estes autores classificaram os códigos do NCM (Nomenclatura Comum do Mercosul) por setores da indústria brasileira. A ponderação foi calculada anualmente e depois foi realizada uma média móvel de três anos para suavizar as séries, evitando quebras. Os países e suas respectivas participações na pauta de exportação podem ser visualizados na tabela 11. Já a classificação dos setores, a compatibilização com o CNAE 1.0 e a participação dos 22 países selecionados nas exportações por setor podem ser vistos na tabela 10.

Coletou-se na OCDE a taxa de câmbio destes 20 países em relação ao Dólar. As taxas de câmbio em relação ao dólar de Argentina e Venezuela foram obtidas no Banco Mundial. Dividindo essas taxas pela taxa de câmbio Real/Dólar, tem-se uma cesta de taxas de câmbio em relação ao Real. Transformou-se, então, as taxas em número-índice. O passo seguinte foi utilizar a ponderação da participação dos 22 países nas exportações brasileiras para fazer a média ponderada da série de taxa de câmbio por CNAE. A equação de ponderação é apresentada a seguir:

$$e_{jt} = \sum_k e_{kt}^* \cdot W_{kt,j} \quad (36)$$

no qual e_{jt} é a taxa de câmbio nominal efetiva¹⁵ do setor j no período t ; e_{kt}^* é a taxa de câmbio do país k em relação ao real; e $W_{kt,j}$ é a ponderação do país k no período t em relação ao setor j . Como a ponderação foi calculada anualmente e a taxa de câmbio desejada é trimestral, repetiu-se as ponderações anuais para cada trimestre do mesmo ano.

¹⁵ A taxa está expressa na relação $e_{jt} = \frac{\text{Reais}}{\text{Moeda Estrangeira}}$.

Tabela 10: Classificação dos setores de [Cardoso et al. \(2005\)](#), compatibilidade com CNAE 1.0 e participação dos países selecionados nas exportações destes setores

Setor Cardoso et al. (2005)	Compatibilização CNAE	Participação
Indústria Alimentícia	15	61,5%
Indústria Têxtil	17	70,8%
Artigos de Vestuário	18	78,4%
Fabricação de Calçados	19	86,9%
Madeira e Mobiliário	20	86,3%
Papel e Gráfica	21	65,1%
Refino de Petróleo	23	62,3%
Insumos Químicos, Plásticos e Fibras / Farmacêutica e Perfumaria	24	73,6%
Indústria da Borracha / Artigos de Plástico	25	75,7%
Indústria dos Minerais Não-Metálicos	26	83%
Indústria dos Minerais Metálicos	27 e 28	64,4%
Máquinas	29 e 31	78%
Equipamentos Eletro-Eletrônicos	30 e 32	78,1%
Veículos e Acessórios	34 e 35	78,5%
Indústrias Diversas	36	70,2%

Tabela 11: Participação dos países selecionados nas exportações de produtos manufaturados brasileiros

País	Participação
Estados Unidos	19,0%
Argentina	9,6%
China	5,5%
Holanda	5%
Alemanha	4%
México	3,3%
Itália	2,6%
Japão	2,4%
Reino Unido	2,3%
França	2,2%
Rússia	1,9%
Espanha	1,6%
Chile	1,5%
Coréia do Sul	1,2%
Bélgica	1,1%
Venezuela	1%
Portugal	0,9%
Canadá	0,7%
Índia	0,5%
Turquia	0,4%
Suécia	0,4%
Noruega	0,4%
Total	67,6%

C Gráfico das séries

C.1 Quantidade exportada

C.2 Preço relativo

C.3 Preço de exportação

C.4 Preço internacional

C.5 Renda mundial

C.6 Taxa de câmbio efetiva nominal

C.7 Variáveis limiars construídas a partir do preço relativo

C.8 Variáveis limiares construídas a partir do preço de exportação

C.9 Variáveis limiars construídas a partir do preço internacional

C.10 Variáveis limiars construídas a partir da taxa de câmbio nominal efetiva