UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DE
RIBEIRÃO PRETO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MAÍRA CAMARGO SCARPELLI

***Hysteresis* nas exportações manufaturadas brasileiras: uma análise de cointegração com dados em painel**

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior

RIBEIRÃO PRETO
2010

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

Prof. Dr. Rudinei Toneto Júnior
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

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

MAÍRA CAMARGO SCARPELLI

***Hysteresis* nas exportações manufaturadas brasileiras: uma análise de cointegração com dados em painel**

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

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior

RIBEIRÃO PRETO
2010

Scarpelli, Maíra Camargo

Hysteresis nas exportações manufaturadas brasileiras: uma análise de cointegração com dados em painel. Ribeirão Preto, 2010. 106 p. : il. ; 30cm

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

Orientador: Kannebley Jr, Sérgio.

1. Cointegração. 2. Dados em painel. 3. Exportações brasileiras. 4. *Hysteresis*.

FOLHA DE APROVAÇÃO

Maíra Camargo Scarpelli

Hysteresis nas exportações manufaturadas
brasileiras: uma análise de cointegração com
dados em painel.

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

Aprovado em: _____

Banca Examinadora

Prof. Dr. Sérgio Kannebley Junior

Instituição: FEARP/USP

Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____

Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____

Assinatura: _____

AGRADECIMENTOS

Agradeço sinceramente a todos que de alguma forma contribuíram para que eu concluísse essa trabalhosa, mas gratificante etapa da minha formação. Algumas dessas pessoas foram determinantes para a realização desse trabalho e merecem um agradecimento especial.

Em primeiro lugar agradeço ao meu orientador, Sérgio Kannebley Jr., por me dedicar seu tempo e atenção com muita paciência. Agradeço pela minuciosidade e exigência que elevaram a qualidade do nosso trabalho, pelas palavras de incentivo e o bom-humor em todas as nossas reuniões.

Aos professores e funcionários da FEA-RP/USP, pelo esforço e dedicação que me proporcionaram o suporte necessário para concluir esse trabalho.

Aos meus colegas de mestrado pelo companheirismo dentro e fora da sala de aula, ajudando a aliviar os momentos mais difíceis e dividindo as preocupações, dúvidas e ansiedades. Agradeço especialmente àqueles que além de colegas se tornaram grandes amigos e me incentivaram e ajudaram durante todo o processo: Liliane, Juliana, Priscila, Diogo e Renato.

Ao meu irmão Alexandre, por fazer com que eu me sinta admirada e me estimular a ser um bom exemplo. Obrigada pelo carinho e amizade.

Acima de tudo, agradeço aos meus pais, Heloisa e Moacir, pelo apoio incondicional, confiança, amor e força nos momentos mais difíceis. Agradeço por acreditarem tanto em mim, por permitirem que eu siga meus próprios passos e por dividirem comigo todas as alegrias. Divido mais essa conquista com vocês.

Por fim, agradeço à FAPESP pelo auxílio financeiro.

RESUMO

Apesar da recente queda no crescimento das exportações, a resposta das vendas externas à valorização cambial tem sido mais lenta do que previa a teoria econômica. Essas evidências sugerem a lentidão na correção dos desvios de uma relação de longo prazo entre o câmbio e as exportações, motivando a pesquisa sobre a presença de *hysteresis* no comércio brasileiro. O objetivo deste estudo é confirmar as previsões da teoria de *hysteresis* em nível macroeconômico para as exportações manufaturadas brasileiras. Para isso, propõe-se um diferencial metodológico: a inclusão, nos modelos de oferta e demanda de exportações, de variável representativa de *hysteresis*, construída segundo o método de Piscitelli et al. (2000), testando sua significância nas equações. São utilizados modelos com dados em painel, metodologia que permite lidar com efeitos específicos aos setores industriais e realizar testes de *hysteresis* para o total das exportações manufaturadas a partir de informações desagregadas, proporcionando maior eficiência na estimação. Além disso, é investigada a estacionariedade das séries de dados, realizando testes para raiz unitária e cointegração em painel. Também são estimados os parâmetros das relações de longo prazo entre as variáveis. Os resultados confirmam a hipótese de uma relação de *hysteresis*, em especial, nas equações de demanda por exportações brasileiras.

Palavras-chave: Cointegração em painel. Exportações brasileiras. *Hysteresis*. Taxa real de câmbio.

ABSTRACT

In spite of the recent fall of the growth rate of Brazilian exports, the response of external sales to the appreciation of the exchange rate has been slower than what was predicted by economic theory. These evidences suggest that deviations from a long-run relationship between exchange rate and exports may take longer to be corrected, motivating the investigation of the presence of hysteresis in Brazilian international trade. The purpose of this study is to evaluate the applicability of the theory of macro-hysteresis to Brazilian manufactured exports. Thus, a distinct methodology is proposed: including a hysteretic variable in the equations of export supply and demand as an explanatory variable. This variable is constructed as the method developed by Piscitelli et al. (2000) and will be tested in order to assess its power in capturing the hysteretic effect. This study uses panel data which allow for heterogeneity among the industrial sectors and admits testing the hysteresis hypothesis in the aggregate exports through disaggregated information; hence, panel data will lead to more efficiency when estimating models. Furthermore, the stationarity of the data series is investigated through panel unit root and cointegration tests and the long run relationship parameters are estimated. Results confirm the hypothesis of the presence of a hysteretic relationship, especially in the demand equations.

Keywords: Brazilian exports. *Hysteresis*. Panel cointegration. Real exchange rate.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Modelo de <i>non-ideal relay</i>	17
Figura 2 - Superposição de operadores <i>non-ideal relay</i>	19
Figura 3 - Aplicação do modelo de Preisach ao comércio exterior.....	20
Figura 4 - <i>Loop</i> contínuo de <i>hysteresis</i> forte	21
Figura 5 - Linearização do <i>loop</i> de macro- <i>hysteresis</i>	26
Figura 6 – Medida de <i>hysteresis</i> pelo método Preisach-Piscitelli	28
Figura 7 – Evolução conjunta das séries (1985q1 – 2005q4).....	53

LISTA DE QUADROS E TABELAS

Quadro 1 – Resumo dos testes de raiz unitária em painel	42
Quadro 2 – Resumo dos testes de cointegração de Pedroni	44
Tabela 1 – Estatísticas descritivas	52
Tabela 2 – Testes de raiz unitária em painel	57
Tabela 3 – Testes de cointegração de Pedroni: Equações de Oferta	59
Tabela 4 – Testes de Cointegração de Pedroni: Equações de Demanda	60
Tabela 5 – Teste de Cointegração de Fisher/Johansen: Equações de Oferta.....	60
Tabela 6 – Teste de Cointegração de Fisher/Johansen: Equações de Demanda	61
Tabela 7 – Estimação do vetor de cointegração – Equações de Oferta.....	62
Tabela 8 – Estimação do vetor de cointegração – Equações de Demanda.....	64

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	10
1 <i>Hysteresis</i> em comércio internacional.....	12
2 Construção de medidas empíricas de <i>hysteresis</i>	25
3 Metodologia.....	30
4 Resultados.....	51
5 Considerações finais	67
Referências bibliográficas	70
ANEXOS	75
APÊNDICES	76

INTRODUÇÃO

Os efeitos da política de valorização cambial sobre o baixo desempenho comercial foram foco de muitos debates no Brasil durante a década de 1990. Em 2001 e 2002, o movimento se inverteu e a depreciação do real, impulsionou as exportações, levando ao primeiro superávit comercial desde 1994. Entretanto, a partir de 2003, iniciou-se um novo período de valorização e seria razoável esperar que o desempenho exportador declinasse. Porém, alavancadas pelo crescimento da demanda mundial, as exportações mantiveram-se elevadas e o saldo comercial chegou a R\$46 bilhões em 2006, segundo dados da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX). Frente a esse desempenho, ganhou espaço a tese de que os saldos positivos eram resultado de transformações sobre a estrutura produtiva brasileira que, adquirindo maior competitividade, deixaria de oscilar aos sabores do câmbio. No entanto, sob a atual conjuntura de firme valorização da taxa de câmbio, fortalecimento da demanda interna e desaceleração da economia mundial, a problemática da sustentabilidade dos elevados superávits comerciais volta ao centro do debate político-econômico.

Apesar da recente queda na taxa de crescimento, a resposta das exportações – em especial as manufaturadas – à valorização cambial tem sido mais lenta do que se presumia, motivando um novo questionamento da natureza da relação entre a taxa de câmbio e o desempenho exportador. Dentre as diversas explicações para essa situação, Markwald e Puga¹ (2002), argumentam que a lenta resposta das exportações às mudanças de nível da taxa real de câmbio deve-se a uma relação assimétrica entre as variações cambiais e o desempenho exportador. O argumento desses autores é que os fluxos de entrada e saída de empresas estariam correlacionados à evolução da política cambial, sendo o efeito positivo da desvalorização mais intenso que o impacto negativo da apreciação. Ou seja, por trás do crescimento tendencial das exportações de produtos manufaturados está um fenômeno de alargamento progressivo da base exportadora que se dá de modo mais intenso nos períodos de desvalorização cambial. Tais evidências reportam-se à hipótese de *hysteresis* em comércio

¹ Markwald e Puga (2002) listaram treze fatores que têm forte relação com o desempenho insatisfatório das exportações brasileiras. Sinteticamente: 1) baixa rentabilidade da atividade exportadora; 2) base exportadora estreita; 3) concentração das exportações em alguns produtos; 4) pouca diversificação de mercados; 5) financiamento restrito; 6) ausência de coordenação governamental; 7) falta de prioridade política ao esforço exportador; 8) baixa propensão das empresas nacionais a exportar; 9) ausência de grandes empresas nacionais nas exportações; 10) baixo conteúdo tecnológico das exportações; 11) baixo investimento na consolidação das marcas; 12) ausência de cultura exportadora e 13) restrição da oferta exportável.

internacional, inicialmente desenvolvida por Baldwin (1986,1988), Baldwin e Krugman (1989) e Dixit (1989).

Para o caso brasileiro, a hipótese de *hysteresis* na relação entre taxa de câmbio e exportações foi investigada formalmente por Kannebley (2005, 2008) e Kannebley e Valeri (2006). O estudo de Kannebley (2008) examinou a hipótese de *hysteresis* em exportações sob uma ótica macroeconômica utilizando modelos em séries de tempo para dezesseis setores industriais brasileiros. Os autores concluíram favoravelmente à existência de assimetrias na relação do *quantum* exportado com a taxa real de câmbio e outros determinantes de sua evolução de longo prazo, para nove dos dezesseis setores avaliados.

Este trabalho busca reafirmar a validade dessas proposições para o total das exportações manufaturadas brasileiras utilizando uma nova abordagem metodológica. A fim de testar a hipótese de *hysteresis* para o caso brasileiro, propõe-se a inclusão nas formas funcionais dos modelos convencionais de oferta e demanda de exportações, de uma medida empírica de *hysteresis* macroeconômica, desenvolvida por Piscitelli et al. (2000). Isto será realizado para o conjunto das exportações manufaturadas brasileiras no período de 1985 a 2005.

Enquanto grande parte dos trabalhos sobre o tema realizou testes para macro-*hysteresis* com modelos em séries de tempo, neste trabalho serão realizados testes para essa hipótese por meio da estimação de modelos com dados em painel. Essa metodologia, além de ser capaz de lidar com efeitos específicos dos setores industriais brasileiros, permite a realização de testes de *hysteresis* para o total das exportações manufaturadas a partir de informações desagregadas, proporcionando maior variabilidade das informações, menor colinearidade entre as variáveis e, portanto, maior eficiência na estimação. Ademais, considerando a possibilidade de existência de relações estáveis de longo prazo para as funções de oferta e demanda por exportações, serão empregados testes de raiz unitária e cointegração em painel utilizando, em especial, os métodos de Im, Pesaran e Shin (2003), de Pedroni (1999, 2004) – baseado no método de Engle-Granger (1987) – e de Maddala e Wu (1999) – baseado em Johansen (1991, 1995). Por fim, serão estimadas as relações de longo prazo entre as variáveis utilizando os métodos de cointegração em painéis heterogêneos desenvolvidos por Pesaran, Shin e Smith (1997) e Pedroni (1996, 2001).

1 *Hysteresis* em comércio internacional

O termo *hysteresis* é utilizado em diversas áreas de conhecimento para indicar a ocorrência de efeitos permanentes causados por estímulos exógenos temporários. O termo foi inicialmente introduzido, nos campos de física e magnetismo, pelo físico James Alfred Ewing (1895)² para caracterizar a relação entre duas variáveis N e M, na qual uma variação cíclica em N causa uma variação cíclica, porém defasada, em M. Em economia, o termo é predominantemente aplicado ao campo de Economia do Trabalho para descrever a dependência da chamada taxa “natural” de desemprego em relação à sua trajetória. Em comércio internacional, a *hysteresis* ocorre quando choques temporários na taxa de câmbio provocam efeitos permanentes sobre as quantidades e preços de produtos exportados ou importados.

Este capítulo é dividido em quatro seções. A primeira apresenta os conceitos microeconômicos associados à decisão individual de investimento das firmas. A segunda seção sintetiza a principal literatura teórica sobre *hysteresis* baseada nos efeitos do câmbio sobre a decisão de investimento das empresas. A terceira seção descreve a transição dos modelos anteriores para modelos teóricos de avaliação macroeconômica de *hysteresis*. Por fim, a quarta seção apresenta uma revisão das avaliações empíricas de *hysteresis* em comércio internacional.

1.1 Decisões de investimento e custos irrecuperáveis

Segundo Dixit (1992) as decisões de investimento apresentam três características comuns. Primeiro, um investimento envolve, ao menos, alguns custos irrecuperáveis caso ele seja revertido futuramente. Segundo, os investimentos são realizados em ambientes de incerteza econômica. Terceiro, uma oportunidade de investimento, em geral, não desaparece se não for aproveitada imediatamente, ou seja, a decisão não é apenas entre investir ou não, mas também sobre quando investir.

² Ewing, J.A. Experimental research in magnetism. *Philosophical Transactions of The Royal Society of London*, Londres, v. 176 (II), 1895.

Quando aplicados a comércio internacional, os modelos de *hysteresis* estão associados à interpretação da decisão de exportar como uma decisão de investimento sujeita àquelas características descritas por Dixit (1992).

A hipótese básica dos modelos de *hysteresis* em comércio internacional é fundamentada, principalmente, no argumento microeconômico de que a firma não-exportadora – ao decidir participar do mercado – e a firma exportadora – ao decidir sair do mercado – enfrentarão custos integralmente, ou parcialmente, irrecuperáveis. Tais custos incluem – além dos custos operacionais – pesquisas de mercado, estabelecimento de redes de distribuição, marketing, adaptação do produto à legislação do país de destino, entre outros associados à entrada; e custos associados à saída do mercado, geralmente relacionados a rescisões contratuais. Analogamente, a decisão de deixar o mercado é comparada a uma reversão do investimento.

De modo geral, pode-se assumir que a firma entrará no mercado exportador quando a expectativa de acréscimo de rendimentos após a decisão de participação no mercado superar os custos irrecuperáveis associados à sua entrada. No entanto, a firma não sairá do mercado enquanto a expectativa de declínio dos rendimentos com a permanência no mercado não for menor que os custos irrecuperáveis relacionados à sua saída.

Além disso, ainda é preciso considerar o custo relacionado à possibilidade de adiar o investimento à espera de um momento mais conveniente. Quando a firma opta por adiar a decisão, sacrifica o rendimento corrente devido à expectativa de uma situação futura mais favorável, porém, evita que ocorram prejuízos devido à irreversibilidade do investimento. Por conseguinte, a decisão de entrada (ou saída) no mercado internacional se compara a um exercício de opções de compra e venda no mercado futuro³. De tal modo, além dos custos diretos associados à produção e comercialização, deve-se levar em conta também, o custo de oportunidade de realização do investimento.

Portanto, a decisão de entrar ou sair do mercado externo depende da expectativa de retornos que permitam a compensação dos custos do investimento e do custo de oportunidade – específicos a cada setor industrial – relativos à entrada ou saída do mercado. Nesse contexto, a variabilidade da taxa de câmbio é um dos principais componentes de incerteza relacionados à

³ A oportunidade de investimento é análoga a uma opção de compra: ela fornece o direito de realizar um investimento (o preço de exercício de uma opção) e receber o valor do projeto (ativo) que flutua estocasticamente.

possibilidade de obtenção de retornos, em moeda doméstica, que sejam suficientes para compensar o investimento, ou desinvestimento, na atividade exportadora, efetuados em moeda estrangeira.

Devido à existência de custos irrecuperáveis (ou parcialmente irrecuperáveis), a variação da taxa de câmbio terá efeitos distintos sobre firmas já participantes do mercado e potenciais entrantes. Considerando o segundo caso (potenciais entrantes), as firmas podem decidir entrar no mercado caso a expectativa de taxa de câmbio seja favorável ao rendimento, levando-o a superar os custos de entrada. Após se tornar participante do mercado, o efeito da variação da taxa de câmbio sobre a decisão da empresa será diferente, pois, esta não precisa considerar novamente os custos relacionados à entrada, somente os custos variáveis de operação no mercado. Ou seja, o mesmo valor de taxa de câmbio que favoreceu a entrada possui efeito diferente sobre uma firma que já estava no mercado anteriormente.

Ainda que a taxa de câmbio se reduza a um nível inferior àquele que incentivou a entrada, isso não será suficiente para estimular a saída da firma desse mercado, a menos que a queda no câmbio seja suficientemente grande para gerar uma expectativa de rendimentos inferior aos custos relacionados ao abandono do mercado. Portanto, se após um choque cambial, firmas decidem entrar ou sair do mercado, o retorno da taxa de câmbio a seu nível anterior não restabelece a situação inicial das firmas; ou seja, o efeito persiste mesmo que a variação seja temporária. Logo, verifica-se uma relação de *hysteresis*, pois a reversão dos fatores que levam à decisão de investimento, ou seja, à decisão de participação no mercado externo, não gera uma subsequente reversão do investimento.

Como a expectativa de rendimentos é uma função crescente do câmbio e o valor de fronteira que induz entradas no mercado é diferente do valor indutor de saídas, é seguro dizer que o primeiro é maior que o segundo, ou seja, os dois valores determinam um intervalo de variação do câmbio definido como zona de inação. Variações cambiais que se encontrem dentro desse intervalo não alteram a estrutura do mercado exportador, ou seja, não induzem a tomada decisão da firma para que ela mude seu status atual; a mudança somente acontece sob choques que extrapolem a zona de inação.

Além disso, o argumento de Dixit (1989) é que o tamanho do intervalo de variação do câmbio em que há inação das firmas é uma função crescente da incerteza. Em um ambiente de alta

variabilidade cambial as firmas optam pela estratégia de *wait and see*, que significa adiar a decisão de entrada ou saída a fim de esperar a realização do câmbio no período futuro e então reconsiderar a opção; essa prática aumenta o intervalo de inação, ou seja, embora a incerteza não seja uma condição necessária para a ocorrência de *hysteresis*, ela amplia seu efeito, tornando necessárias variações inversas cada vez maiores no câmbio para reverter os efeitos de uma variação anterior. Em outras palavras, se a expectativa é de uma desvalorização permanente no câmbio, a decisão da firma é baseada em uma garantia mais confiável de aumento da receita em moeda doméstica por um período mais longo; no caso de um ambiente de alta volatilidade em que desvalorizações são comuns e passageiras, a firma não tem certeza em relação a suas possibilidades de rendimento e a decisão de esperar novas informações sobre o caráter permanente ou não das variações do câmbio se torna mais atraente e menos custosa.

1.2 *Hysteresis* microeconômica e o conversor não ideal

Os modelos de *hysteresis* em comércio internacional, baseados na existência de custos irreversíveis, foram inicialmente introduzidos por Baldwin (1986) numa adaptação do modelo de duopólio de Cournot, com presença de incerteza e horizonte finito. O estudo apresenta um modelo simples em que uma empresa estrangeira, para entrar no mercado doméstico, deve arcar com custos irreversíveis; para permanecer no mercado, a mesma arca com um custo de manutenção periódico. Baldwin (1986) mostrou que uma valorização temporária na taxa de câmbio, suficientemente grande para reduzir os custos da firma estrangeira em moeda doméstica a um nível inferior ao valor presente dos rendimentos esperados, induzirá a entrada da firma no mercado doméstico. Porém, a entrada da firma estrangeira, altera a estrutura do mercado, tornando-o mais competitivo e provocando uma redução dos lucros e preços, aumentando as quantidades produzidas. Ou seja, uma variação significativa, porém temporária da taxa de câmbio, pode alterar permanentemente a estrutura de mercado, influenciando nos resultados tanto da firma doméstica como da firma estrangeira, e, em última instância, afetando a relação entre importações e taxa de câmbio. (KANNEBLEY, 2005, p. 30).

A hipótese inicial foi sofisticada por Baldwin (1988) adicionando a suposição de que os custos de entrada irrecuperáveis são superiores aos custos de manutenção do investimento. O estudo também se diferencia por permitir um horizonte infinito e uma estrutura de demanda mais geral – mercado de concorrência imperfeita –, buscando provar que a *hysteresis* pode ocorrer tanto nos preços quanto nas quantidades.

Posteriormente, o estudo de Baldwin e Krugman (1989) estendeu e formalizou as ideias apresentadas por Baldwin (1986, 1988). Além de horizonte infinito e incerteza, o modelo assume que a taxa de câmbio apresenta comportamento estocástico, mas impõe estacionariedade ao processo, o que ajuda a evidenciar a ocorrência de *hysteresis* no comportamento do comércio internacional. Uma importante extensão do trabalho de Baldwin e Krugman (1989) é a avaliação de que a presença de várias indústrias com diferentes características não elimina a *hysteresis*⁴. Além disso, o estudo também avalia o *feedback* gerado pela entrada e saída das firmas sobre o ajuste da taxa de câmbio.

A característica comum das relações de *hysteresis* encontradas nos modelos microeconômicos – baseados na decisão das firmas individuais – é a existência de valores limiares que funcionam como gatilhos para a alteração do status da firma. Essa proposição elementar, de acordo com Göcke (2002), pode ser ilustrada com a aplicação de um dos modelos mais simples de *hysteresis*, chamada *non-ideal relay*, à firma individual.

Assume-se que a firma j decide, no período t , se irá ou não produzir (e vender no mercado externo) uma unidade de seu produto ($x_{j,t} = 1$ ou $x_{j,t} = 0$). Os custos enfrentados pela firma para a produção de uma unidade são divididos em dois componentes: custos variáveis, c_j ; e – se a firma não produzia no período imediatamente anterior – custos fixos de entrada, k_j . O custo k_j é específico à firma e é nulo caso decida-se não produzir no período t , ou seja, é um custo irrecuperável. Logo, o custo unitário de produção segue a seguinte regra:

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

⁴ Como não possuíam um método de agregação adequado, essa análise baseou-se em muitas restrições em relação à heterogeneidade das firmas; no entanto, isso não afeta o resultado final. Os autores demonstraram que, mesmo que um choque cambial seja percebido de forma diferente em cada indústria, no resultado agregado as grandes variações cambiais continuam gerando efeitos persistentes, ou seja, a relação de *hysteresis* se mantém.

Em outras palavras, se a firma já estava ativa no período anterior, somente a componente variável do custo é considerada; se, a firma estava inativa e decide entrar no mercado, deve arcar com ambos os elementos de custo.

Assumindo um horizonte de apenas um período e um mercado de concorrência, em que a firma é tomadora de preço, a decisão de oferta da empresa pode ser resumida como:

$$x_{j,t} = \begin{cases} 1 & \text{se } (x_{j,t-1} = 0 \text{ e } p_t > c_j + k_j) \\ 1 & \text{se } (x_{j,t-1} = 1 \text{ e } p_t \geq c_j) \\ 0 & \text{se } (x_{j,t-1} = 0 \text{ e } p_t \leq c_j + k_j) \\ 0 & \text{se } (x_{j,t-1} = 1 \text{ e } p_t < c_j) \end{cases} \quad (2)$$

em que p_t é o preço da unidade do produto já aplicada a taxa de câmbio entre a moeda estrangeira e a moeda doméstica, do ponto de vista da firma investidora. Ou seja, a decisão de participar do mercado depende da condição de que a renda da venda supere os custos enfrentados pela firma, ambos calculados na mesma moeda. Desse modo, a variação da taxa de câmbio, pode alterar a relação entre rendimento e custo, levando a firma a adotar uma decisão diferente.

Figura 1 - Modelo de *non-ideal relay*

Fonte: Göcke (2002).

O comportamento da firma, portanto, adota a forma de um circuito denominado *loop de hysteresis*, que segue o formato típico de um conversor não ideal, representado pela figura 1. Considerando uma firma que estivesse inativa no período anterior, caso o preço do produto fosse representado pelo ponto A, a firma optaria por entrar no mercado somente se ambos os componentes de custo fossem superados pelo novo rendimento, ou seja, se o preço superasse o valor limiar ($c_j + k_j$) no ponto B. Desse modo, o status da empresa “salta” do eixo $x_j = 0$

para o outro ramo, ou seção, do *loop*, a linha $x_j = 1$. Se, em um segundo momento, o preço retorna ao nível do ponto A, a firma opta por continuar no mercado pois, sua situação inicial se alterou para firma já ativa e, portanto, seu rendimento deve ser maior que somente os custos variáveis de produção. Assim, o limite inferior para saída do mercado será o valor c_j , em que a decisão da firma salta novamente para a seção “inativa” do circuito.

Os valores de gatilho c_j e $c_j + k_j$ definem portanto, um intervalo em que há duas possibilidades para a produção, dependendo apenas da situação da firma no período anterior. Mayergoyz (1986) apud Göcke (2002) argumenta que esse modelo, denominado *non-ideal relay*, apresenta uma forma simples de não-linearidade com multi-ramos (*multibranch non-linearity*), dado que há uma não-linearidade devido à mudança entre um ramo e outro do *loop* – característica não relacionada à linearidade ou não dos ramos em si. Como a mudança de um ramo para o outro depende da extrapolação dos valores de gatilho, o intervalo determinado por eles representa a zona de inação, ou seja, a zona na qual variações do câmbio não alteram o status de atividade da firma.

1.3 *Hysteresis* macroeconômica e o modelo de Preisach

Como a presença da relação de *hysteresis* observada em nível microeconômico é limitada pela dependência da determinação de valores de gatilho específicos, o efeito é chamado de *hysteresis* fraca. Quando são agregadas várias relações fracas de *hysteresis* referentes a diversas firmas, cada uma apresentando gatilhos diferentes, devido à estruturas heterogêneas de custos, o comportamento agregado se apresenta mais estável. Portanto, as características da relação histerética são robustecidas, ou seja, a agregação reforça a propriedade de permanência dos efeitos de *hysteresis*; neste caso, é empregado o termo ‘*hysteresis* forte’.

A utilização de uma abordagem macroeconômica da hipótese de *hysteresis* foi introduzida em economia por Amable et al. (1991, 1994) e Cross (1994) utilizando o procedimento de agregação apresentador por Mayergoyz (1986). Essa proposta é baseada no modelo de Preisach, que usa a superposição de operadores de *hysteresis non-ideal relay*. Macroeconomicamente, isso equivale à superposição de firmas individuais, levando em conta

a possibilidade de heterogeneidade nos custos de entrada, que determinam valores de taxa de câmbio limítrofes específicos para cada firma.

Considera-se que cada firma j , com $j = 1, \dots, N$, apresenta uma zona de inação determinada pelo gatilho de saída $\beta_j (= c_j)$ e pelo gatilho de entrada $\alpha_j (= c_j + k_j)$. Logo, cada firma potencialmente ativa pode ser representada por um par ordenado (β_j, α_j) . Se o operador de *hysteresis non-ideal relay* da j -ésima empresa é representado por $R(\beta_j, \alpha_j)$, então a agregação de N firmas corresponde à superposição de N operadores *non-ideal relay* individuais.

Figura 2 - Superposição de operadores *non-ideal relay*

Fonte: *Systems with hysteresis* (<http://euclid.ucc.ie/hysteresis/node12.htm>)

Geometricamente, o modelo de agregação⁵ é representado pela figura 2. Sabe-se que para cada par ordenado (β_j, α_j) , $\alpha_j \geq \beta_j$. Logo, todos os possíveis pontos estão localizados no triângulo acima da linha de 45°; os pontos sobre a linha em que $\alpha = \beta$ representam firmas com relações não-histeréticas. Para simplificação, assume-se que ao preço $p = 0$, nenhuma firma esteja ativa.

⁵ Consultar Göcke (1994) para a correspondente abordagem matemática do modelo de agregação.

série de preços for inferior ao anterior, o primeiro máximo (mínimo) se mantém, e o novo valor obtido se torna o segundo máximo (mínimo), formando o próximo degrau.

Logo, para um conjunto contínuo de agentes, de acordo com o Piscitelli et al. (2000), o modelo de agregação de Preisach pode ser escrito como:

$$y_t = \iint_{\alpha \geq \beta} g(\alpha, \beta) R_{\alpha, \beta}(x_t) d\alpha d\beta \quad (3)$$

em que $g(\alpha, \beta)$ é a ponderação de cada operador individual $R_{\alpha, \beta}$. Apoiando-se na figura 3, que considera o plano (α, β) de valores de gatilho e a divisão da área em que $\alpha \geq \beta$ entre os subconjuntos S_t^+ e S_t^- , de firmas ativas e inativas, respectivamente, o modelo pode ser representado alternativamente por:

$$y_t = \iint_{S_t^+} g(\alpha, \beta) d\alpha d\beta \quad (4)$$

O resultado das variações dos subconjuntos de firmas ativas e inativas sobre a quantidade exportada agregada pode ser representada por um *loop* de *hysteresis* apresentado na figura 4. Ou seja, a figura 4 representa o efeito das variações na variável p sobre a quantidade exportada agregada, a qual se altera de acordo com o número de firmas ativas e inativas no mercado externo a cada ponto no tempo. Cada reversão na direção do movimento da variável explicativa resulta em uma transição entre os ramos da relação forte de macro-*hysteresis*.

Figura 4 - Loop contínuo de hysteresis forte

Fonte: Elaborado pela autora a partir de Göcke (2002)

Göcke (2002) argumenta que a densidade exata da distribuição das firmas no espaço (β, α) irá determinar a curvatura dos ramos do *loop*; uma distribuição contínua das empresas resulta em

um *loop* macroeconômico também contínuo; quanto menos heterogêneas forem as firmas, mais estas estarão agrupadas numa área específica do espaço e, portanto, mais curvados serão os ramos.

1.4 Avaliações empíricas de *hysteresis* em comércio internacional

Os primeiros testes empíricos sobre a hipótese de *hysteresis* utilizaram modelos em séries de tempo, buscando avaliar o impacto das variações e da volatilidade do câmbio sobre o desempenho comercial. Baldwin e Krugman (1987) testaram a hipótese de que a persistência dos déficits comerciais dos Estados Unidos ao final dos anos de 1980 era resultado da irreversibilidade associada à *hysteresis* na balança comercial. Utilizando dados de 1977 a 1986, os autores estimaram a evolução dos volumes de importação e exportação norte-americanos, incluindo nos modelos variáveis *dummies* associadas aos períodos de valorização cambial. Porém, os testes não apresentaram significância estatística para essas variáveis e não se sustentou a hipótese de *hysteresis* na balança comercial norte-americana.

Parsley e Wei (1993), além de examinarem a tese de que a variabilidade da taxa de câmbio afeta as decisões de entrada e saída do mercado externo, testaram a proposição de que variações cumulativas da taxa de câmbio sejam determinantes importantes nos fluxos de comércio. Portanto, os fluxos estariam relacionados à história passada (*path dependence*) da taxa de câmbio e seu respectivo impacto sobre os retornos da atividade exportadora. Foi avaliada a presença de *hysteresis* nas importações norte-americanas de oito produtos químicos do Canadá, de 1980 a 1988, e outros cinco produtos do Japão, de 1975 a 1987. Os testes de significância apoiaram a existência de *hysteresis* em apenas três dos treze produtos avaliados. Além disso, os resultados também não corroboraram a hipótese da relação entre o intervalo de inação e a volatilidade da taxa de câmbio.

Além das escassas evidências encontradas pelos modelos em séries de tempo, os testes realizados nesses modelos tinham baixo poder de distinção entre o comportamento histerético e um comportamento não linear em que as quebras estruturais houvessem sido geradas por outra fonte de instabilidade. Foram realizados, então, outros testes em nível microeconômico buscando evidências da presença de custos irrecuperáveis. Roberts e Tybout (1997)

estimaram modelos de escolha discreta dinâmica que expressam o status exportador corrente da firma como função da sua experiência exportadora prévia, das características observáveis que afetam os lucros futuros e de choques não observáveis serialmente correlacionados. O efeito condicional da história exportadora da firma sobre o status exportador corrente permitiu inferir a importância dos custos irrecuperáveis. Utilizando dados em painel de 650 firmas colombianas, no período de 1981 a 1989, o estudo concluiu positivamente quanto à relevância dos custos de entrada na explicação do status exportador da firma, comprovando que o modelo de *hysteresis* baseado em custos irrecuperáveis é empiricamente significativo.

Bernard e Jensen (2001) modelaram a probabilidade de uma firma exportar como função de características observáveis e não observáveis das firmas, custos de entrada e saída do mercado externo, variações da taxa de câmbio e efeitos de transbordamento provenientes de agrupamentos (*clusters*) e subsídios industriais. Utilizando um painel de 13.550 firmas americanas para o período de 1984 a 1992, os resultados indicaram que as características da firma e o sucesso exportador anterior são os principais determinantes de exportações futuras. Ademais, apresentaram-se evidências de que os efeitos de choques na taxa de câmbio sobre a probabilidade de exportar são positivos, enquanto os transbordamentos e subsídios não produzem efeitos estatisticamente significativos.

Além da decisão de entrada ou saída do mercado exportador, Campa (2004) analisou os ajustes das quantidades exportadas às variações do câmbio a partir da resposta das exportações de 2.188 firmas industriais espanholas às variações da taxa de câmbio no período de 1990 a 1997. O autor utilizou o mesmo modelo de participação no mercado formulado por Roberts e Tybout (1997). Porém, além de características observáveis das empresas, foram incluídas as variáveis de taxa de câmbio e de volatilidade cambial específicas a cada firma. Os resultados indicaram efeitos significantes e positivos da variável de taxa de câmbio, porém, estatisticamente não significantes com relação à volatilidade cambial.

No Brasil, Kannebley (2005, 2008) e Kannebley e Valeri (2006) realizaram os primeiros testes formais para a hipótese de *hysteresis* em comércio internacional. Kannebley (2005) utilizou dados em painel de 18.687 empresas do Estado de São Paulo, para o período de 1990 a 1997, e concluiu que não seria possível rejeitar a hipótese de ausência de *hysteresis* para as empresas industriais paulistas, apesar de essa hipótese explicar apenas parcialmente a persistência na atividade exportadora.

O estudo de Kannebley e Valeri (2006) utilizou informações sobre 10.597 empresas industriais, exportadoras e não exportadoras, no período de 1997 a 2003, para testar a hipótese de *hysteresis*. Os resultados indicaram que a existência de custos fixos irrecuperáveis de entrada e saída, bem como a incerteza associada às receitas líquidas, podem ser fatores determinantes da persistência da decisão de exportar. Além disso, testou-se o impacto das características observáveis das empresas, verificadas antes da estreia no mercado exportador, sobre suas probabilidades de permanência nesse mercado. Com base em informações de 2.433 empresas estreantes no mercado externo entre os anos de 1998 e 2001, os resultados demonstraram que era razoável a hipótese de ocorrência de um efeito de aprendizado e um efeito de autosseleção, em que a maior competitividade do mercado externo promove a seleção das empresas mais eficientes, que passam a apresentar melhor desempenho exportador.

Por fim, Kannebley (2008) examinou a hipótese de *hysteresis* em exportações sob uma ótica macroeconômica, utilizando modelos em séries de tempo para dezesseis setores industriais brasileiros. O estudo integrou a proposição teórica com modelos que utilizam o conceito de cointegração limiar, proposto por Balke e Fomby (1997), e concluiu favoravelmente à existência de assimetrias na relação entre o *quantum* exportado e a taxa real de câmbio, além de outros determinantes de sua evolução de longo prazo, para nove dos dezesseis setores avaliados. Em alguns casos, os resultados confirmaram de modo bastante claro as previsões dos modelos de *hysteresis* em comércio internacional.

2 Construção de medidas empíricas de *hysteresis*

Embora a discussão teórica em torno da presença de *hysteresis* em comércio seja extensa, ainda há uma dificuldade prática no estabelecimento de testes capazes de detectar o efeito de modo apropriado, distinguindo o comportamento histerético de outros fatores que geram também um comportamento dinâmico não linear.

A teoria apresentada até aqui enuncia que a presença de *hysteresis* significa que, dependendo do nível precedente da taxa câmbio, choques cambiais de igual magnitude, podem produzir diferentes efeitos sobre as quantidades exportadas. Empiricamente, isso constitui um problema de instabilidade nas equações estimadas para exportações, pois, a uma mesma taxa de câmbio podem estar associados diferentes níveis de exportação, ou seja, há uma relação não linear entre as variáveis que não foi corretamente especificada nos testes até então realizados.

Como, em geral, as equações de oferta e demanda de exportações incluem apenas uma variável diretamente representativa da taxa de câmbio, essa relação assimétrica não é corretamente especificada nas equações; portanto, a instabilidade pode ser interpretada como um problema de variável omitida, o qual provocará resultados viesados nas estimações. Logo, entre as soluções apresentadas, destacam-se aquelas que sugerem a inclusão de uma variável representativa do efeito histerético nas formas funcionais dos modelos estimados.

Ou seja, o teste para a presença de *hysteresis* é realizado a partir de uma equação base:

$$y_{it} = \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \delta_1 H_{it} + u_{it} \quad (5)$$

em que y_{it} é a variável dependente (quantidade exportada), H_{it} é a variável de *hysteresis* construída a partir da taxa de câmbio, $\mathbf{x}_{it}$ é um vetor composto por outras variáveis explicativas e u_{it} é um termo de erro. A variável de *hysteresis* funciona como um filtro que capta toda a não linearidade da relação entre o câmbio e a variável y_{it} . De modo geral, o teste para a presença de *hysteresis* corresponde ao teste de significância estatística do coeficiente δ_1 . A relação histerética é confirmada se o coeficiente da variável for estatisticamente significativo e apresentar o sinal matemático apropriado.

A seguir, são apresentados e examinados dois procedimentos para a construção da variável de *hysteresis* H_{it} , sugeridos por Göcke (1994) e Piscitelli et al. (2000).

2.1 Método de Göcke (1994)

A construção proposta por Göcke (1994) envolve a linearização do *loop* de *hysteresis* forte, apresentado na figura 4, de forma que o efeito de memória do modelo seja mantido. O *loop* é dividido em funções parciais lineares com inclinações diferentes. Para efeito de simplificação, são permitidos apenas dois valores de inclinação para as linhas que constituem o *loop* e os pontos que conectam duas linhas adjacentes representam os valores extremos atingidos pela taxa de câmbio.

Escolhe-se um valor central de referência, e_m , para o câmbio, a fim de aproximar a representação linear da curvatura dos ramos não-lineares do *loop* original, de modo que, variações que se afastem desse valor sejam representadas por linhas mais inclinadas do que aquelas que representam variações que se aproximem de e_m . Desse modo, o *loop* de *hysteresis* apresentado na figura 4 pode ser representado pela linearização a seguir:

Figura 5 - Linearização do loop de macro-hysteresis

Fonte: Göcke (2002)

O efeito de memória da variável é capturado pela diferença entre a inclinação de duas linhas adjacentes, ou seja, se as linhas menos íngremes apresentam inclinação a e as demais apresentam inclinação $a + r$, então a diferença r é chamada de “parâmetro de remanescência” e sua variação permite intensidades diferentes do efeito de *hysteresis*. Esse efeito pode ser resumido pela seguinte relação:

$$\frac{dy}{de} = a + D^S r \quad a, r \geq 0 \quad (6)$$

em que y é a variável explicada (exportações), e é a variável explicativa (câmbio) a ser usada como insumo para a construção da variável de *hysteresis*, $D^S = 0$ para segmentos mais planos e $D^S = 1$ para segmentos mais inclinados.

A variável representativa busca captar as transições para os diferentes segmentos lineares. Supondo que o *loop* de *hysteresis* é composto por $p + 1$ segmentos lineares e que $T = \sum_{i=0}^p T_i$ é o número de observações da variável câmbio, em que T_i é o número de observações no i -ésimo segmento, então, a variável proposta pode ser escrita da seguinte forma:

$$H_{it_i}^G = \left[\sum_{j=1}^i (-1)^{j+1} e_j^S \right] + D_i^S e_{it_i}^S \quad t_i = 1, \dots, T_i; \quad i = 0, \dots, p \quad (7)$$

em que e^S representa o desvio de e em relação ao valor central e_m . Portanto, a variável é uma função linear do valor atual do câmbio (e_{it_i}) e seus valores extremos atingidos no passado mais recente (e_j).

2.2 Método de Piscitelli et al. (2000)

A proposição de Piscitelli et al. (2000), baseia-se na representação geométrica do modelo de Preisach de *hysteresis* forte apresentada na figura 3. Como visto anteriormente, as variações no subconjunto S_t^+ determinam a variação na quantidade exportada. Logo, Piscitelli et al. (2000) sugerem a representação alternativa do modelo por:

$$y_t = \iint_{S_t^+} g(\alpha, \beta) d\alpha d\beta = \sum_{k=1}^{N_t} \iint_{Q_{kt}} g(\alpha, \beta) d\alpha d\beta \quad (8)$$

em que o conjunto S_t^+ é considerado a união dos N trapezóides retangulares Q_k , como apresentado na figura 6.

Figura 6 – Medida de *hysteresis* pelo método Preisach-Piscitelli

Fonte: Elaborado pela autora a partir de Göcke (2002)

Considerando uma distribuição uniforme das firmas sobre a área triangular, ou seja, assumindo que a ponderação⁶ $g(\alpha, \beta)$ é igual a 1 para todos os agentes, o efeito histerético é captado diretamente pela soma da área dos trapezóides:

$$H_{it_i}^P = \sum_{k=1}^{n(t)} Q_k(t) \quad (9)$$

Logo, o método de Piscitelli et al. (2000) pode ser resumido em três etapas: (i) a especificação dos valores máximo e mínimo de α e β que determinam os vértices do triângulo retângulo formado pelo subconjuntos S_t^+ e S_t^- ; (ii) seleção dos valores de câmbio máximos e mínimos não-dominados; (iii) cálculo da área S_t^+ . A primeira etapa é executada somente uma vez ao início do procedimento, porém, as etapas (ii) e (iii) são realizadas recursivamente de modo que a sequência de máximos e mínimos é atualizada à medida que um novo valor da variável de insumo é adicionado à série temporal, ou seja, à medida que um novo valor de câmbio é obtido para o período⁷.

⁶ Piscitelli et al. (2000) demonstram que sua variável de hysteresis é independente da forma funcional escolhida para a função de ponderação $g(\alpha, \beta)$.

⁷ A programação para a elaboração da variável de Piscitelli et al. (2000) é apresentada no anexo A.

Hallet e Piscitelli (2002) argumentam que uma relação econômica histerética pode ser definida como uma relação que possui memória dos choques passados. Essa memória, no entanto, deve ser não linear, seletiva e apresentar a característica de remanescência. A característica de seletividade merece destaque, pois significa que nem todos os choques são lembrados; apenas aqueles que não foram dominados por choques posteriores.

No entanto, a construção proposta por Göcke (1994) não apresenta a propriedade de memória seletiva, o que a leva a aceitar como *hysteresis* qualquer processo no qual o comportamento da variável dependente manifeste uma memória permanente de valores passados extremos (das variáveis explicativas ou dela mesma). Além disso, a variável pode apresentar baixo poder discriminatório contra alternativas não lineares que não sejam histeréticas.

O estudo de Hallet e Piscitelli (2002) aponta ainda que para que o comportamento histerético seja corretamente identificado, é necessário utilizar uma medida de *hysteresis* que não apresente *rate dependence* – independência em relação à taxa de variação do câmbio (variável insumo) – nem dependência em relação às formas funcionais utilizadas.

Novamente, a variável de Göcke (1994) apresenta essas desvantagens, visto que a media é elaborada utilizando seções lineares para aproximar elementos não lineares, ou seja, a dependência em relação à forma funcional já está inserida no teste; e, a variação do termo dependente y em relação a variações no insumo depende diretamente da taxa de variação do insumo em relação ao tempo, ou seja, a medida apresenta *rate dependence*.

$$\frac{d|e_t - e_m|}{dt} > 0 \quad \text{implica} \quad \frac{dy_t}{de_t} = a + r \quad (10)$$

Por sua vez, a variável sugerida por Piscitelli et al. (2000) possui memória seletiva, não é dependente das formas funcionais utilizadas nem da taxa de variação do insumo; logo, tem melhor desempenho nos testes, apresentando maior confiabilidade e poder, ou seja, comete erros do tipo I e II com menor probabilidade. Portanto, opta-se neste trabalho por utilizar o método sugerido por Piscitelli et al. (2000) para a construção das variáveis de *hysteresis* utilizadas nas estimações das equações de oferta e demanda de exportações manufaturadas brasileiras, julgando a presença de uma relação histerética nas equações de acordo com a significância estatística de tais variáveis.

3 Metodologia

Este capítulo aborda a estratégia utilizada para aplicação da teoria de *hysteresis* em comércio internacional anteriormente apresentada. Na primeira seção do capítulo são apresentadas as formas funcionais escolhidas para as equações de oferta e demanda de exportações a serem estimadas para setores da indústria brasileira. Além disso, a seção abrange a inclusão das variáveis de captação do efeito histerético, apresentadas na seção 2.2, como variáveis explicativas nas equações, buscando evidenciar uma relação não linear entre a taxa de câmbio e as quantidades exportadas. Em seguida são apresentadas as fontes de dados e a forma de construção das variáveis. Na terceira seção é apresentada a metodologia de estimação econométrica com painel de dados, incluindo os testes para raiz unitária e cointegração a serem aplicados e os métodos de estimação dos parâmetros das equações, buscando identificar uma relação de longo prazo entre as variáveis, visto que há evidências de não-estacionariedade das séries.

3.1 Formas funcionais das equações de oferta e demanda

A literatura sobre estimação de curvas de oferta e demanda por exportações já foi extensamente revisada em trabalhos anteriores⁸. No presente estudo, não se pretende discutir a fundo as diferentes formas funcionais já utilizadas; o interesse principal é apresentar o modelo a ser empregado como base para as estimações realizadas.

Braga e Markwald (1983) discutem as diferentes opções para determinação das formas funcionais das equações e o método de estimação. Para a equação de oferta de exportações, sugerem a seguinte forma log-linear – aqui adequada à abordagem em painel de dados, na qual os índices t e i referem-se a período e setor, respectivamente.

$$\log(Q_{i,t}^S) = \alpha_0 + \alpha_1 \log\left(\frac{Px_{i,t} \cdot E_{i,t} \cdot S_{i,t}}{Px_{i,t}}\right) + \alpha_2 \log(U_{i,t}) \quad (11)$$

⁸ Para uma apresentação mais detalhada do tema, consultar, por exemplo, Cardoso e Dornbusch (1980), Portugal (1993), Castro e Cavalcanti (1997), Carvalho e De Negri (2000) e Pourchet (2003).

em que:

$Q_{i,t}^S$ = *quantum* de exportações ofertado;

$Px_{i,t}$ = preço das exportações (em dólares);

$E_{i,t}$ = taxa de câmbio nominal (moeda doméstica/US\$);

$S_{i,t}$ = índice de incentivos fiscais;

$Pd_{i,t}$ = índice de preços domésticos;

$U_{i,t}$ = índice de utilização de capacidade.

A hipótese dos autores em relação a essa equação é de que $\alpha_1 > 0$, pois se espera que um aumento do preço das exportações em relação ao preço doméstico cause uma elevação na rentabilidade dos exportadores, levando-os a exportar mais. Além disso, espera-se uma resposta inversa em relação à utilização da capacidade ($\alpha_2 < 0$), pois esta representa o efeito do comportamento cíclico da demanda interna, refletida num baixo nível de atividade doméstica, ou seja, quanto menor esta demanda, maior o estímulo às vendas externas (BRAGA, MARKWALD, 1983 p. 725).

Os autores defendem também a estimação da seguinte especificação da equação de demanda por exportações:

$$\log(Q_{i,t}^D) = \beta_0 + \beta_1 \log\left[\frac{Px_{i,t}}{Pi_{i,t}}\right] + \beta_2 \log(Yi_{i,t}) \quad (12)$$

em que:

$Q_{i,t}^D$ = *quantum* de exportações demandado;

$Px_{i,t}$ = preço das exportações (em dólares);

$Pi_{i,t}$ = preço internacional das exportações (em dólares);

$Yi_{i,t}$ = renda mundial.

Espera-se que a renda mundial tenha uma relação positiva com o *quantum* exportado ($\beta_2 > 0$), visto que a renda é representativa da demanda externa. Por outro lado, espera-se que um aumento do preço das exportações domésticas em relação ao preço vigente no mercado mundial desloque a demanda para substitutos externos, reduzindo a demanda pelos produtos do país em questão, ou seja, o sinal esperado para β_1 é negativo.

A escolha de equações sob a forma logarítmica relaciona-se a sua facilidade de análise devido à interpretação dos parâmetros estimados diretamente como a elasticidade da variável dependente em relação às variáveis explicativas. Além disso, testes empíricos realizados por Reis (1979) e Carone (1996)⁹ sugerem que essa especificação apresenta estatísticas de teste mais precisas e superiores em relação ao desempenho de formas funcionais alternativas.

Ademais, a estimação de equações de oferta e demanda exige particular atenção, visto que preços e quantidades são variáveis econômicas definidas simultaneamente. Portanto, as equações compreendem um modelo de equilíbrio que demanda tratamento econométrico especial para a endogeneidade dos termos.

As estimações efetuadas no presente trabalho seguem as formas funcionais sugeridas por Braga e Markwald (1983), porém com algumas alterações. Quanto à inserção de um índice de subsídios à oferta de exportações, seguindo os resultados apresentados em Zini Junior (1988), opta-se por não incluí-lo visto que, no caso brasileiro, o efeito dos subsídios às exportações pode ser considerado insignificante. Além disso, opta-se por substituir o índice de utilização de capacidade pelo produto doméstico ($Yd_{i,t}$), como representativo do efeito cíclico da demanda interna. Por fim, a variável de renda mundial é substituída por um índice de demanda mundial ($ID_{i,t}$).

Outro ponto que merece atenção é a restrição desse modelo devido à agregação das variáveis de preço sob um só fator nas equações indicadas anteriormente. Sugere-se então, separar os elementos, para permitir a avaliação dos efeitos de cada um sobre as exportações, comportando reações diferentes a cada um dos componentes de preço. Essa separação é defendida pelos argumentos apresentados nos trabalhos de Goldstein e Khan (1985) e Zini Junior (1988).

Por fim, na tentativa de captar o efeito de *hysteresis* nas equações de oferta e demanda setoriais, as formas funcionais previamente apresentadas serão modificadas, com a substituição das variáveis de preços por suas respectivas transformações histeréticas. Os resultados obtidos pela inclusão da variável $H_{i,t}^P(\varepsilon)$ proposta por Piscitelli et al. (2000), serão comparados aos resultados das equações tradicionais, testando-se a significância da captação do efeito de *hysteresis* por tal medida representativa e a diferença no valor dos coeficientes

⁹ apud Barbosa (2006).

das demais variáveis após a inclusão de $H_{i,t}^P(\varepsilon)$. De modo geral, o teste de significância estatística para δ_1 , coeficiente da variável $H_{i,t}^P(\varepsilon)$, – teste da hipótese nula: $\delta_1 = 0$ – corresponde ao teste para presença de *hysteresis*.

O sinal esperado para o coeficiente da variável de *hysteresis* é igual ao esperado para o efeito da taxa de câmbio sobre as quantidades de exportação ofertada e demandada, visto que a variável é construída como uma transformação direta das séries de preço, e logo, deve refletir o efeito da taxa de câmbio.

Desse modo, serão estimadas as formas tradicionais da equação de oferta com preços restritos a um mesmo coeficiente (13) e com preços irrestritos (14) – em que os preços envolvidos são avaliados em separado, com um coeficiente específico para cada um –, bem como, uma versão para cada uma dessas equações em que as variáveis de preço são substituídas por suas transformações histeréticas (15 e 16). As mesmas opções são utilizadas para as equações de demanda (17 a 20).

Equações de Oferta:

$$\log(Q_{i,t}^S) = \alpha_0 + \alpha_1 \log Yd_{i,t} + \alpha_2 [\log Px_{i,t} - \log Pd_{i,t}] \quad (13)$$

$$\log(Q_{i,t}^S) = \alpha_0 + \alpha_1 \log Yd_{i,t} + \alpha_2 \log Px_{i,t} + \alpha_3 \log Pd_{i,t} \quad (14)$$

$$\log(Q_{i,t}^S) = \alpha_0 + \alpha_1 \log Yd_{i,t} + \delta_1 H_{i,t}^P [\log Px_{i,t} - \log Pd_{i,t}] \quad (15)$$

$$\log(Q_{i,t}^S) = \alpha_0 + \alpha_1 \log Yd_{i,t} + \delta_1 H_{i,t}^P [\log Px_{i,t}] + \delta_2 H_{i,t}^P [\log Pd_{i,t}] \quad (16)$$

Equações de demanda:

$$\log(Q_{i,t}^D) = \beta_0 + \beta_1 \log ID_{i,t} + \beta_2 [\log Px_{i,t} - \log Pi_{i,t}] \quad (17)$$

$$\log(Q_{i,t}^D) = \beta_0 + \beta_1 \log ID_{i,t} + \beta_2 \log Px_{i,t} + \beta_3 \log Pi_{i,t} \quad (18)$$

$$\log(Q_{i,t}^D) = \beta_0 + \beta_1 \log ID_{i,t} + \delta_1 H_{i,t}^P [\log Px_{i,t} - \log Pi_{i,t}] \quad (19)$$

$$\log(Q_{i,t}^D) = \beta_0 + \beta_1 \log ID_{i,t} + \delta_1 H_{i,t}^P [\log Px_{i,t}] + \delta_2 H_{i,t}^P [\log Pi_{i,t}] \quad (20)$$

3.2 Fontes de dados

Para realizar as estimações e testes previstos, foram coletados dados trimestrais correspondentes ao período de 1985 a 2005 – com base no primeiro trimestre de 1995 – para quinze setores industriais brasileiros, totalizando um painel de dados com 1260 observações. Os quinze setores utilizados foram: Abate de animais; Beneficiamento de produtos vegetais; Borracha; Calçados; Celulose, papel e gráfica; Elementos químicos; Madeira e mobiliário; Máquinas e tratores; Material elétrico; Minerais não metálicos; Outros produtos metalúrgicos; Outros produtos alimentares; Peças e outros veículos; Têxtil; Veículos automotores.

As variáveis dependentes são compostas pelo índice, dessazonalizado, de *quantum* setorial de exportações produzido pela Fundação de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX). As variáveis independentes são compostas por:

- índice de preços domésticos setorial ($Pd_{i,t}$), representado pelo índice componente do Índice de preços por atacado – oferta global (IPA-OG) produzido pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). O índice utilizado foi dividido pela taxa média de câmbio comercial R\$/US\$ de compra, calculada pelo Banco Central do Brasil – Boletim/Balanço de Pagamentos (BCB Boletim/BP), e adequado à classificação dos demais índices utilizando o método de compatibilização formulado por Hagenauer et al. (1998);
- índice de preços internacionais ($Pi_{i,t}$), representado pelo índice setorial de preços praticados nos Estados Unidos, fornecido pelo *Bureau of Labor Statistics* (BLS) e compatibilizado ao índice nacional por meio da seleção de índices correspondentes na classificação setorial *Standard International Trade Classification* (SITC), conforme metodologia utilizada em Kannebley (2008);
- índice setorial de preço de exportação ($Px_{i,t}$), calculado pela FUNCEX;
- índice de produto doméstico setorial ($Yd_{i,t}$), produzido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística/Pesquisa Industrial Mensal (IBGE/PIM-PF);

- índice de demanda mundial ($ID_{i,t}$), elaborado setorialmente como uma ponderação dos produtos industriais dos países-destino da exportação, de acordo com seu peso sobre a exportação global do setor, a partir das informações de destino das exportações nacionais constantes nas estatísticas do Sistema ALICE-Web da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX) e nos arquivos do sistema Commodity Trade Statistics Database - *Personal Computer Trade Analysis System* (COMTRADE – PCTAS) disponibilizados pela Organização das Nações Unidas.
- variável histerética ($H_{i,t}^P(\varepsilon)$), construída como uma transformação das séries de preço e de taxa real de câmbio setorial conforme o método de Piscitelli et al.(2000);

3.3 Estimação em painel de dados

A disponibilidade de informações de diversos setores referentes a diversos períodos permite o tratamento dos dados sob a forma de painel, método ainda pouco explorado na literatura de *hysteresis* em comércio internacional. Esse método apresenta algumas vantagens sobre estimações em séries de tempo ou *cross-section*; dentre os principais benefícios, Baltagi (2001) aponta que a estimação de modelos em painel permite e controla a heterogeneidade entre os indivíduos (no caso, setores industriais), seja ela observável ou não. Esse diferencial evita que sejam preteridas as características individuais – como ocorre quando é realizada a agregação dos setores – o que pode ser interpretado como uma omissão de variável explicativa, levando a resultados viesados. Além disso, a disponibilidade de mais informações e, portanto, maior variabilidade, é refletida em menor colinearidade entre as variáveis, mais graus de liberdade e maior eficiência na estimação, ou seja, os parâmetros resultantes são mais confiáveis;

De modo geral, um modelo linear para dados em painel pode ser representado por:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta} + u_{it} , \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T; \quad , \quad (21)$$

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (22)$$

em que a variável dependente y_{it} é um escalar, $\mathbf{x}_{it}$ é um vetor $K \times 1$ de variáveis independentes, $\boldsymbol{\beta}$ é um vetor $K \times 1$ de parâmetros, u_{it} é o termo escalar de perturbação

decomposto em um fator μ_i de características individuais constantes e não observáveis e um termo de erro idiossincrático restante, v_{it} ; o índice i representa os indivíduos – ou setores industriais – e o índice t representa os períodos temporais. No entanto, para efetivar a estimação, é necessário impor algumas restrições sobre o modelo geral, visto que este modelo apresenta mais parâmetros a serem estimados ($T \times N \times K$) do que observações disponíveis ($T \times N$).

As principais abordagens do modelo (21) se diferenciam pelas hipóteses assumidas em relação à interpretação da natureza do termo não observável μ_i . Se interpretado como uma variável aleatória potencialmente correlacionada com os regressores observados $\mathbf{x}_{it}$, é utilizado um método de “eliminação” do termo específico para obter estimações consistentes dos parâmetros, sem que seja necessário estabelecer hipóteses sobre a exogeneidade de μ_i . Por outro lado, se o termo μ_i é interpretado como uma variável aleatória com distribuição independente em relação aos regressores, ou seja, $Cov[\mathbf{x}_{it}, \mu_i] = 0$, o efeito específico é “somado” ao termo de erro, resultando no componente de distúrbio aleatório composto, u_{it} .

Os resultados assintóticos dos modelos em painel mais comuns estão associados à condição de que os dados correspondam a um painel curto (poucos períodos de tempo em relação ao número de indivíduos). No entanto, a base de dados utilizada apresenta um número razoável de setores (15), avaliados por um período de tempo muito longo, 84 trimestres, (ou seja, N e T são grandes); torna-se necessário, portanto, utilizar distribuições assintóticas diferentes. Para lidar com um painel como este, parte da literatura econométrica sugere a adequação de procedimentos de séries de tempo para modelos em painel. Desse modo, como as equações a serem estimadas representam relações de longo prazo, deve-se considerar a possibilidade das variáveis serem não estacionárias. Consequentemente, devem ser realizados testes para raiz unitária e cointegração em painel, que verificam se duas ou mais variáveis integradas de mesma ordem possuem uma relação de equilíbrio no longo prazo. A seguir, são apresentados os testes a serem aplicados no presente trabalho e uma introdução aos recentes métodos de estimação de vetores de cointegração.

3.3.1 Testes para raiz unitária

Quando realizados em séries de tempo, os testes de raiz unitária apresentam fraco poder de detecção da não-estacionariedade, porém, ao adicionar às séries uma dimensão transversal, o poder dos testes é aumentado pelo maior número de dados. Além disso, Baltagi (2001) argumenta que as estatísticas dos testes em painel convergem para uma distribuição normal – ao contrário da convergência para complexos processos de Wiener encontrados em séries de tempo – o que simplifica a aplicação dos testes e a inferência.

Segundo Breitung e Pesaran (2005), de modo geral, os testes podem ser apresentados considerando o processo autorregressivo (AR(1)) abaixo:

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta} + u_{it} \quad (23)$$

em que $\mathbf{x}_{it}$ é um vetor composto pelas variáveis explicativas, incluindo possíveis efeitos fixos ou termos de tendências específicos a cada setor i ; u_{it} é um termo de distúrbios i.i.d. Se $|\rho| < 1$, então y_{it} é dito fracamente estacionário. Se $|\rho| = 1$, então y_{it} contém uma raiz unitária.

Porém, o processo (23) é comumente expresso por uma regressão equivalente do tipo *Augmented Dicky-Fuller* (ADF):

$$\Delta y_{it} = \alpha_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \varphi_{ij} \Delta y_{i,t-j} + X'_{it} \boldsymbol{\delta} + \epsilon_{it} \quad (24)$$

em que $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$, o coeficiente de interesse é $\alpha_i = \rho_i - 1$ e as p defasagens utilizadas no termo de diferenças, $\Delta y_{i,t-j}$, variam para cada setor i .

A hipótese nula de interesse é, portanto:

$$H_0: \alpha_i = 0 \quad \text{para todo } i = 1, \dots, N. \quad (25)$$

ou seja, sob a hipótese nula, todas as séries individuais do painel contêm uma raiz unitária. Essa hipótese pode ser testada contra duas hipóteses alternativas de estacionariedade distintas:

$$H_{1a}: \alpha_1 = \dots = \alpha_N \equiv \alpha \quad \text{e} \quad \alpha < 0 \quad (26)$$

$$H_{1b}: \alpha_1 < 0, \dots, \alpha_{N_0} < 0 \quad \text{e} \quad N_0 \leq N \quad (27)$$

Sob H_{1a} , assume-se que o coeficiente do termo autorregressivo é comum entre todos os indivíduos do painel, logo, é chamada de alternativa *homogênea*. Sob H_{1b} , assume-se que uma fração N_0 do total de N séries individuais do painel, é estacionária com coeficientes autorregressivos distintos, logo, é chamada de alternativa *heterogênea*.

Os procedimentos de teste motivados pela hipótese alternativa homogênea, H_{1a} , combinam as observações de todas as unidades de *cross-section* antes de construir a estatística de painel (*pooled*), enquanto os testes desenvolvidos contra a hipótese heterogênea, H_{1b} , utilizam combinações das estatísticas obtidas individualmente em cada *cross-section*, como por exemplo, a média das estatísticas individuais ou de seus respectivos p-valores.

Por fim, é necessário apontar que, independentemente da hipótese alternativa utilizada, os resultados dos testes em painel são de difícil interpretação caso a hipótese nula seja rejeitada. Tal fato ocorre pois, esse resultado apenas indica que uma fração significativa dos indivíduos apresenta séries estacionárias, ou seja, os testes não indicam qual o tamanho dessa fração nem quais as *cross-sections* que apresentam estacionariedade.

Dentre os testes que utilizam a hipótese alternativa homogênea estão os métodos de Levin, Lin e Chu (2002) – LLC – e de Breitung (2000), que derivam as estimativas do coeficiente α a partir de *proxies* de Δy_{it} e y_{it} , as quais são padronizadas e livres de autocorrelação e componentes deterministas. Os testes se diferenciam pelo modo com que são construídas tais *proxies*: LLC realiza regressões auxiliares de Δy_{it} e y_{it} sobre os valores defasados Δy_{it-j} e as variáveis exógenas, X_{it} ; Breitung não utiliza as variáveis exógenas nas regressões auxiliares de Δy_{it} e y_{it} . Por fim, a estimativa do coeficiente α pode ser obtida a partir da equação *pooled* das *proxies* Δy_{it}^* e y_{it-1}^* construídas:

$$\Delta y_{it}^* = \alpha y_{it-1}^* + \eta_{it} \quad (28)$$

Para ambos os testes, os autores demonstraram que, com $N, T \rightarrow \infty$, as estatísticas convergem para uma distribuição normal padrão, $N(0,1)$.

Maddala e Wu (1999) argumentam que a hipótese alternativa homogênea é muito restritiva para se sustentar em qualquer análise empírica interessante:

Por exemplo, ao testar a hipótese de convergência em modelos de crescimento, pode-se formular a hipótese nula de que nenhuma das economias sob estudo converge; logo, $\alpha_i = 0$ para todos os países. Porém, não faz sentido assumir que

todos os países irão convergir a uma mesma taxa, caso haja convergência (MADDALA; WU, 1999, p. 635). [Tradução livre].

Porém, além da grande limitação imposta pela homogeneidade da hipótese alternativa, os autores apontam que os testes LLC e Breitung, apresentarão necessariamente pior desempenho na comparação de poder com outros testes, pois os procedimentos de LLC e Breitung utilizam métodos de estimação em painel os quais não são válidos caso não haja necessidade de realizar o *pooling* dos dados, ou seja, se a hipótese de homogeneidade do coeficiente α não for válida.

Dentre os procedimentos que utilizam a hipótese alternativa heterogênea, estão os métodos sugeridos por Im, Pesaran e Shin (2003) – IPS – e por Maddala e Wu (1999). O teste IPS especifica uma regressão do tipo ADF para cada unidade de *cross-section* do painel, ou seja, para cada setor. Após a estimação de cada uma das regressões, calcula-se a média aritmética das estatísticas do tipo t para o coeficiente α_i para obter a estatística de teste em painel, que após algumas operações, apresenta distribuição normal padrão.

Maddala e Wu (1999) também realizam regressões individuais para cada unidade do painel, utilizando a especificação ADF ou também a especificação PP (Phillips-Perron). Utilizando a abordagem sugerida por Fisher (1932)¹⁰, os autores combinam os p -valores encontrados nos testes individuais para raiz unitária em cada uma das *cross-sections* do painel. Ou seja, definindo π_i como o p -valor de um teste de raiz unitária (ADF ou PP) realizado para o setor i , então, sob a hipótese nula de não-estacionariedade em todas as N *cross-sections*, o resultado assintótico apresentado para a combinação dos N p -valores é:

$$\bar{\pi} = -2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \rightarrow \chi_{2N}^2 \quad (29)$$

A principal diferença entre eles é que, enquanto o teste IPS combina as estatísticas ADF individuais, os testes não paramétricos de Fisher-ADF e Fisher-PP são baseados na combinação dos níveis de significância dos testes individuais do tipo ADF e PP, respectivamente.

Simulações realizadas por Maddala e Wu (1999) indicam que sob a hipótese de independência entre os resíduos das séries, o teste IPS é mais poderoso que os testes de Fisher embora todos

¹⁰ FISHER, R.A. *Statistical methods for research workers*. Edinburgh: Oliver & Boyd, 1932.

possam lidar satisfatoriamente com heterocedasticidade e correlação serial dos resíduos dentro das séries. Por outro lado, os testes de Fisher possuem maior poder de distinção entre as hipóteses nula e alternativa quando há séries não estacionárias e séries estacionárias misturadas no painel, caso mais próximo à realidade dos dados utilizados. Além disso, de acordo com Choi (2003), para que os testes de raiz unitária anteriores sejam consistentes é necessário assumir que o número de indivíduos que apresentam estacionariedade em suas séries (N_h), quando a hipótese nula não é válida, seja grande o suficiente de modo que $N_h/N \rightarrow h$ (um valor fixo) quando $N \rightarrow \infty$. Ou seja, deve haver um número suficiente de indivíduos violando a hipótese nula de raiz unitária. Isso também implica que, ainda que o teste rejeite a hipótese de não-estacionariedade, é possível que alguns indivíduos apresentem raiz unitária.

Hadri (2000) argumenta que os tipos clássicos de teste que avaliam a presença de raiz unitária tendem a aceitar a hipótese nula com muita frequência, a menos que exista forte evidência do contrário. Logo, sugere-se que sejam realizados também testes em que a hipótese nula é a estacionariedade de todas as séries, como é o caso do teste do multiplicador de Lagrange (LM) proposto por Hadri (2000).

O teste de Hadri pode ser considerado como a média dos testes de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) (1992) aplicados às séries individuais. O teste é baseado nos resíduos da regressão de y sobre uma constante, ou sobre uma constante e um termo de tendência. A partir desses resíduos é construída uma estatística de teste do tipo LM, a qual permite também ser modificada para garantir consistência sob heterocedasticidade. Neste teste, a estatística também apresenta distribuição normal padrão. Porém, o teste de Hadri pode apresentar séria distorção de tamanho na presença de autocorrelação dos resíduos quando não há raiz unitária. Em especial, parece ocorrer uma sobre-rejeição da hipótese nula de estacionariedade.

Os testes descritos anteriormente apresentam uma importante limitação imposta pela hipótese de independência entre os indivíduos do painel, no caso, independência entre os setores. A satisfação de tal hipótese é imprescindível para que os teoremas de limite central, como o teorema de Lindeberg-Levy, possam ser aplicados na derivação da normalidade assintótica das estatísticas de testes em painel. No entanto, é comum que variáveis econômicas apresentem co-movimentos ao longo do tempo, o que pode significar uma correlação contemporânea entre as séries, invalidando a utilização desses teoremas.

Segundo Breitung e Pesaran (2005) a dependência entre as *cross-sections* pode surgir devido a diversas razões, entre as quais fatores comuns omitidos ou não-observados. Caso esses fatores comuns sejam não-estacionários ($I(1)$), afetando todas ou parte das variáveis do painel, há a possibilidade de que ocorra cointegração entre as variáveis através dos grupos (cross section cointegration) e não somente dentro dos grupos. Banerjee et al. (2005) demonstram que na presença de cointegração entre os indivíduos do painel, a hipótese nula é rejeitada com maior frequência e, nesses casos, o teste de LLC é menos afetado pela distorção de tamanho do que os demais.

O painel utilizado neste estudo, apresenta dados de setores industriais pertencentes a uma mesma economia, ou seja, sujeitos, em geral, às mesmas políticas e ao mesmo ambiente e ciclo macroeconômicos. Logo, por construção, é improvável que os indivíduos desse painel sejam completamente independentes. Desse modo, para fortalecer a análise, é realizado o teste de raiz unitária de Pesaran (2003) que permite tanto a dependência entre as *cross-sections* quanto a correlação serial dos resíduos.

O teste de Pesaran (2003) possui hipótese nula de não-estacionariedade para todos os indivíduos do painel e hipótese alternativa heterogênea; é baseado na especificação apresentada na equação (24), porém assume que o termo de erro pode ser decomposto em um fator comum não observado, f_t , e um componente de erro idiossincrático, $\varepsilon_{i,t}$, ou seja:

$$\epsilon_{i,t} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{i,t} \quad (30)$$

A partir dessa formulação, Pesaran (2003) propõe um teste baseado em estatísticas padrão de testes de raiz unitária em séries de tempo do tipo *Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller* (CADF), ou seja, um teste sobre uma regressão aumentada com os valores médios das *cross-sections* de defasagens das séries individuais e de suas primeiras diferenças. Tais defasagens médias são incluídas como *proxies* do fator comum não observado, e sua presença eliminaria a correlação entre as *cross-sections*. As estatísticas individuais obtidas, $CADF_i$, são utilizadas para construir a estatística de teste em painel chamada de *Cross-sectionally Augmented IPS*, (CIPS):

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (31)$$

O quadro 1 resume os testes apresentados nessa seção, bem como as hipóteses nula e alternativa avaliadas em cada um deles. No entanto, devido às limitações e distorções analisadas, conclui-se que os procedimentos mais indicados para os dados utilizados são os testes Fisher-ADF, Fisher-PP e IPS – além, do teste CIPS, utilizado para fortalecer a análise sob a possível presença de dependência entre os indivíduos. Os resultados dos demais testes são utilizados apenas como comprobatórios.

Teste		Hipótese	
		Nula	Alternativa
LLC	Levin, Lin e Chu (2002)	não-estacionariedade para todos os indivíduos	homogênea
Breitung	Breitung (2000)	não-estacionariedade para todos os indivíduos	homogênea
IPS	Im, Pesaran e Shin (2003)	não-estacionariedade para todos os indivíduos	heterogênea
Fisher - ADF	Maddala e Wu (1999)	não-estacionariedade para todos os indivíduos	heterogênea
Fisher - PP	Maddala e Wu (1999)	não-estacionariedade para todos os indivíduos	heterogênea
Hadri	Hadri (2000)	estacionariedade para todos os indivíduos	homogênea
CIPS	Pesaran (2003)	não-estacionariedade para todos os indivíduos	heterogênea

Quadro 1 – Resumo dos testes de raiz unitária em painel

Fonte: Elaborado pela autora.

3.3.2 Cointegração em painel

Verificada a não-estacionariedade, deve-se testar a hipótese de cointegração das séries. Na literatura de séries de tempo, cointegração refere-se à ideia de que se um conjunto de variáveis é integrado de ordem um, é possível que exista alguma combinação linear dessas variáveis que seja estacionária. Nesse caso, essa combinação linear é representada por um vetor composto pelos coeficientes das variáveis, chamado vetor de cointegração. A análise de cointegração em painel de dados baseia-se nos mesmos princípios utilizados em séries de tempo, e, assim como ocorre nos testes de raiz unitária, espera-se que a introdução de uma dimensão transversal aos dados aprimore os resultados dos testes de cointegração.

Há duas abordagens usualmente utilizadas nos testes de cointegração: a primeira é baseada na metodologia de Engle-Granger (1987)¹¹ que examina os resíduos de uma regressão realizada utilizando variáveis integradas de ordem um (I(1)); se há cointegração, então os resíduos devem ser I(0). As principais contribuições para essa linha de análise foram apresentadas por Pedroni (1999, 2001, 2004), Kao (1999) e Westerlund (2005).

Considerando a seguinte regressão:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i}x_{1i,t} + \beta_{2i}x_{2i,t} + \dots + \beta_{Ki}x_{Ki,t} + e_{it} \quad (32)$$

em que $t = 1, \dots, T$; $i = 1, \dots, N$; $k = 1, \dots, K$; os parâmetros α_i e δ_i são, respectivamente, um termo de características individuais e um termo de tendência. Assume-se ainda que y e x são integradas de ordem um, ou seja, I(1). Assim, sob a hipótese nula de que não há cointegração, os resíduos e_{it} também serão I(1). Desse modo, após a obtenção desses resíduos da equação, deve-se testar se os mesmos são ou não I(1), estimando a regressão auxiliar:

$$\Delta e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta e_{it-j} + u_{it} \quad (33)$$

A hipótese nula é de que não há cointegração, ou seja:

$$H_0: \rho_i = 1, \text{ para todo } i \quad (34)$$

¹¹ ENGLE, R.E.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, v.55, p. 251-76, 1987.

Assim, como ocorre nos testes de raiz unitária, a hipótese alternativa pode assumir dois formatos:

$$\text{homogênea:} \quad H_{1a}: \rho_1 = \dots = \rho_N \equiv \alpha \quad \text{e} \quad \rho < 1 \quad (35)$$

$$\text{heterogênea:} \quad H_{1b}: \rho_1 < 1, \dots, \rho_N < 1 \quad (36)$$

Pedroni (1999, 2001, 2004) propõe diversos testes para cointegração que permitem a heterogeneidade dos interceptos e coeficientes entre os indivíduos e diferenciam-se pela hipótese alternativa considerada. As estatísticas construídas com base na hipótese alternativa homogênea consistem em estimativas do tipo *pooled*, que são, portanto, chamadas por Pedroni de estatísticas de painel ou *within-groups*. Quando se considera a hipótese alternativa heterogênea, as estatísticas de teste são formadas por médias dos valores individuais $\hat{\rho}_i$ estimados para cada unidade i do painel; por esse motivo, são chamados estimadores de grupo ou *between-groups*.

Pedroni constrói um total de sete estatísticas de teste, cujos graus de poder e tamanho são distintos para diferentes N e T . A distribuição assintótica das estatísticas é a distribuição normal padrão e uma das principais vantagens desse método é que não há a imposição de exogeneidade dos regressores da equação (32). O quadro 2 resume as estatísticas elaboradas por Pedroni que são analisadas neste trabalho.

Estatísticas de teste		Hipóteses	
		Nula	Alternativa
Painel (within-groups)			
rho	estatística rho do tipo Phillips-Perron	não há cointegração	homogênea
PP	estatística t do tipo Phillips-Perron	não há cointegração	homogênea
ADF	estatística t do tipo ADF	não há cointegração	homogênea
Grupo (between-groups)			
rho	estatística rho do tipo Phillips-Perron	não há cointegração	heterogênea
PP	estatística t do tipo Phillips-Perron	não há cointegração	heterogênea
ADF	estatística t do tipo ADF	não há cointegração	heterogênea

Quadro 2 – Resumo dos testes de cointegração de Pedroni

Fonte: Elaborado pela autora.

O segundo tipo de análise utiliza uma abordagem em sistema, que permite que exista mais de uma relação de cointegração. Nesse caso, as principais contribuições foram apresentadas por

Maddala e Wu (1999), Larsson, Lyhagen e Lothgren (2001), Groen e Kleinbergen (2003) e Breitung (2005).

Do mesmo modo que realizaram para os testes de raiz unitária, Maddala e Wu (1999) utilizam o método de combinação de testes individuais derivados por Fisher (1932) e propõem uma abordagem alternativa para os testes de cointegração em painel, fundamentada na metodologia de Johansen (1991, 1995)¹². Considerando π_i como o *p-valor* de um teste de cointegração de Johansen realizado para o setor i , então, sob a hipótese nula de que não há cointegração em todas as N *cross-sections*, a estatística de teste para o painel completo, é dada por:

$$\bar{\pi} = -2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \rightarrow \chi_{2N}^2 \quad (37)$$

Assim como ocorre com os testes de raiz unitária, contribuições recentes enfatizam a importância de considerar a possível dependência entre as *cross-sections* na análise de cointegração em painel, como Banerjee, Marcellino e Osbat (2004) realizaram para o caso de um painel com um número pequeno de indivíduos (máximo de oito). Porém, até o momento, desconhecem-se métodos desenvolvidos e disponíveis nos pacotes econométricos que considerem essa possibilidade para painéis com um maior número de indivíduos. Logo, no presente trabalho são utilizados somente os métodos tradicionais para análise e estimação de relações de cointegração, embora, sugira-se uma reavaliação dos resultados à medida que novos métodos forem implementados.

3.3.3 Estimação do vetor de cointegração

A seção anterior apresentou procedimentos de testes para verificar se as variáveis de um painel de dados são cointegradas. Esta seção discutirá brevemente algumas formas de estimação de um vetor de cointegração a serem utilizadas no painel de dados deste estudo.

¹² JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, p. 1551-80, 1991.

JOHANSEN, S. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford: Oxford University Press, 1995.

Segundo Blackburne e Frank (2007), a literatura recente em métodos de estimação de painéis dinâmicos heterogêneos é comumente baseada em uma especificação tradicional da forma Auto-regressive Distributed Lags – ARDL (p, q_i):

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (38)$$

em que p é o número de defasagens da variável dependente, q é o número de defasagens das variáveis explicativas, $i = 1, 2, \dots, N$, $t = 1, 2, \dots, T$, X_{it} é um vetor ($k \times 1$) de variáveis explicativas, δ_{ij} é um vetor de parâmetros desconhecidos, λ_{ij} são escalares e μ_i é um termo específico de cada setor.

A partir da verificação da não-estacionariedade das variáveis no modelo (38) e da presença de cointegração entre elas, infere-se que desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo das variáveis influenciem sua dinâmica de curto prazo. A resposta a esses desvios pode ser representada por um modelo de correção de erros (ECM) representado por uma reparametrização do modelo (38):

$$\Delta y_{it} = \phi_i (y_{i,t-1} - \theta'_i X_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta'_{ij}{}^* \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (39)$$

em que $\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$, $\theta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij} / (1 - \sum_k \lambda_{ik})$, $\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$ com $j = 1, 2, \dots, p-1$, e $\delta'_{ij}{}^* = -\sum_{m=j+1}^q \delta_{im}$ com $j = 1, 2, \dots, q-1$.

Particularmente, neste estudo a atenção será dirigida aos parâmetros ϕ_i e θ_i , respectivamente o termo de velocidade de ajustamento de correção dos erros e o vetor de parâmetros da relação de longo prazo entre as variáveis. Espera-se que o termo ϕ_i seja não nulo, caso contrário, não haveria evidências de uma relação de longo prazo. Além disso, espera-se que esse parâmetro seja significativamente negativo sob a suposição de que as variáveis retornem a um equilíbrio de longo prazo.

A estimação do modelo (39) pode ser feita por diferentes abordagens, de acordo com as hipóteses assumidas em relação à homogeneidade dos parâmetros de curto e longo prazo entre os indivíduos do painel.

Em um extremo, o método de Efeitos Fixos Dinâmicos (DFE) assume que todos os parâmetros sejam homogêneos para todos os indivíduos do painel, exceto os interceptos μ_i os

quais podem variar entre as *cross-sections*. No entanto, a menos que os coeficientes sejam realmente idênticos, esse método produz estimadores inconsistentes e ilusórios.

Em outro extremo, o método chamado de *Mean Group* estimator (MG), proposto por Pesaran e Smith (1995), permite que todos os interceptos, coeficientes e variâncias dos erros variem entre os grupos. Os estimadores do painel são obtidos pela simples média aritmética dos coeficientes estimados separadamente para cada *cross-section*. Os autores mostram que esse método produz estimativas consistentes da média dos coeficientes de longo prazo; porém, essas estimativas serão ineficientes se os coeficientes forem, na verdade, homogêneos. Ademais, como os estimadores de painel são calculados como médias não ponderadas dos estimadores individuais, o método é muito sensível a valores *outliers* e choques nas séries das variáveis, o que produziria um viés nos estimadores.

Pesaran, Shin e Smith (1997, 1999) apresentam um método intermediário, chamado de *Pooled Mean Group* estimator (PMG), que permite que a variância dos erros, os coeficientes de curto-prazo e interceptos variem entre os grupos – assim como o estimador MG –, porém, restringe os coeficientes de longo prazo para que sejam os mesmos em todo o painel – assim como o estimador DFE. Os autores apresentam um método de máxima verossimilhança que produz estimativas consistentes e assintoticamente normais dos coeficientes de longo prazo, sejam os regressores integrados de ordem um – $I(1)$ – ou estacionários – $I(0)$. No entanto, caso a hipótese de homogeneidade dos coeficientes de longo prazo seja rejeitada no modelo real, o método PMG produzirá estimativas inconsistentes.

Em estudos econômicos, o método PMG aparenta ser o mais interessante, visto que há motivos para acreditar que as relações de equilíbrio de longo-prazo entre as variáveis sejam semelhantes entre os grupos, ao contrário do que supõe o método MG. No caso de setores industriais, isso se deveria ao fato de serem setores de uma mesma economia, submetidos às mesmas políticas cambiais, movimentos inflacionários, ciclos produtivos etc., influenciando todos os setores do mesmo modo. Ao mesmo tempo, não há razões para supor que as velocidades de ajustamento ou de convergência para o equilíbrio sejam iguais para todos os setores, como supõe o método DFE.

Além dos métodos anteriores, baseados em um modelo de correção de erros, os procedimentos FMOLS (*fully modified ordinary least squares*) e DOLS (*dynamic ordinary*

least squares) são adaptados da teoria de séries de tempo para a utilização em painel de dados. A seguir são derivados esses estimadores, apresentando suas vantagens em relação a um estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) comum.

Considere um modelo simples de efeitos fixos em painel:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it} \quad (40)$$

em que $\{y_{it}\}$ são escalares, $\{\alpha_i\}$ são os interceptos, β é um vetor $(k \times 1)$ de parâmetros e $\{u_{it}\}$ são os termos estacionários de perturbação. Ademais, assume-se que $\{x_{it}\}$ é um vetor composto por $(k \times 1)$ processos integrados de ordem um para cada indivíduo i , tal que:

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (41)$$

em que ε_{it} é i.i.d. com média zero e variância Σ_ε . Desse modo, o modelo (40) representa um sistema de regressões cointegradas, ou seja, em que y_{it} e x_{it} são cointegradas.

O estimador padrão de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), por via de efeitos fixos, para o coeficiente β_i é dado por:

$$\hat{\beta}_{i,OLS} = (\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \quad (42)$$

em que $\bar{x}_i$ e $\bar{y}_i$ são as médias individuais para cada setor i do painel.

Pedroni (2000) argumenta que esse estimador é assintoticamente viesado e que sua distribuição é dependente de parâmetros de perturbação associados às dinâmicas que determinam x e y . O estimador $\hat{\beta}_{i,OLS}$ só não será viesado se as variáveis x forem estritamente exógenas e as dinâmicas das variáveis forem homogêneas para todos os i setores do painel, hipóteses extremamente improváveis para os dados utilizados. Chen, McCoskey e Kao (1999) também investigam as propriedades do estimador MQO e apontam que mesmo com correção para o viés o desempenho do estimador não é aperfeiçoado. Os resultados de Chen et al. (1999) sugerem que métodos alternativos tais como os estimadores FMOLS e DOLS apresentam melhor desempenho por realizarem uma correção para endogeneidade e correlação serial dos regressores.

Assim como ocorre com as estatísticas de raiz unitária e cointegração em painel, são apresentadas duas versões dos estimadores FMOLS e DOLS, as quais se diferenciam pelo modo como as observações são combinadas: os estimadores chamados *within-groups*,

construídos a partir de um pool das observações através das i *cross-sections* do painel; e os estimadores *between-groups* (ou *group-means*), construídos como a média dos estimadores individuais obtidos das regressões de cada unidade i do painel.

Pedroni (2001) argumenta que a versão *group-means*, tanto para o estimador FMOLS, quanto para o estimador DOLS, exibe diversas vantagens em relação a suas respectivas versões *within-groups*. Os estimadores *group-means* permitem maior flexibilidade sob a presença de heterogeneidade nos vetores de cointegração. Especificamente, as estatísticas de teste construídas a partir dos estimadores *within-groups* são projetadas para testar a hipótese nula $H_0: \beta_i = \beta_o$ para todo i , contra a hipótese alternativa homogênea $H_a: \beta_i = \beta_A \neq \beta_o$ para todo i ; por outro lado, as estatísticas de teste construídas a partir dos estimadores *group-means* são projetadas para testar a hipótese nula $H_0: \beta_i = \beta_o$ para todo i , contra a hipótese alternativa heterogênea $H_a: \beta_i \neq \beta_o$. Pedroni (2000) ainda demonstra que as versões *group-means* apresentam menor distorção de tamanho do que as versões *within-groups*. Logo, serão apresentadas a seguir somente as versões *group-means* dos estimadores FMOLS e DOLS.

O estimador *group-means* FMOLS (*group-FM*) para dados em painel foi desenvolvido por Pedroni (1996). A partir do modelo (40) e simplificando-o para a presença de apenas uma variável explicativa, o estimador *group-FM* é dado por:

$$\hat{\beta}_{i,FMOLS} = \sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2)^{-1} (\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) y_{it}^* - T \hat{\gamma}_i) \quad (43)$$

$$y_{it}^* = (x_{it} - \bar{x}_i) - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} \Delta x_{it} \quad (44)$$

$$\hat{\gamma}_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} (\hat{\Gamma}_{22i} - \hat{\Omega}_{22i}^0) \quad (45)$$

em que $\hat{\Omega}$ e $\hat{\Gamma}$ são covariâncias e somas das autocovariâncias obtidas a partir da matriz de covariância de longo prazo do modelo (40).

O método DOLS também realiza a correção para endogeneidade e correlação serial, porém com uma forma paramétrica. A versão *within-groups* desse estimador foi proposta por Kao e Chiang (2000), com base nos métodos desenvolvidos por Saikkonen (1991) e Stock e Watson (1993). Posteriormente, Pedroni (2001) desenvolveu a versão *group-means* também para o

estimador DOLS (*group*-DOLS). A correção pelo método DOLS é realizada pela inclusão da dinâmica das variáveis explicativas no modelo, ou seja, a inclusão de q valores defasados e q valores precedentes:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta_i + \sum_{j=-q}^q \delta_{ij}\Delta x_{it+j} + e_{it} \quad (46)$$

Logo, o estimado *group*-DOLS é dado por:

$$\hat{\beta}_{i,DOLS} = [N^{-1} \sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T z_{it} z'_{it})^{-1} (\sum_{t=1}^T z_{it} \tilde{y}_{it})]_1 \quad (47)$$

em que z_{it} é o vetor $2(K+1) \times 1$ de regressores $z_{it} = \{(x_{it} - \bar{x}_i), \Delta x_{it-j}, \dots, \Delta x_{it+j}\}$; $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$; e, o subscrito 1 dos colchetes indica que somente o primeiro elemento do vetor é tomado para obter o coeficiente de inclinação *pooled*.

Devido ao recente desenvolvimento dessa teoria, os resultados ainda são conflitantes quanto à escolha entre os estimadores FMOLS e DOLS. Pedroni (2000) argumenta que simulações de Monte Carlo indicaram distorções de tamanho menores no estimador *group*-FMOLS em relação ao estimador *group*-DOLS.

Um método mais recente para a estimação de cointegração em painel é o procedimento em duas etapas desenvolvido por Breitung (2002), baseado na estimação de um VECM (*Vector Error Correction Model*). Na primeira etapa da estimação permite-se que os parâmetros de curto prazo do modelo variem entre as i *cross-sections*; na segunda etapa são estimados, por uma regressão do tipo *pooled*, os parâmetros homogêneos da relação de longo prazo (vetores de cointegração) – ou seja, assumem-se coeficientes β comuns para os indivíduos do painel. Breitung (2002) encontrou evidências de que seu procedimento apresentou resultados menos viesados que os estimadores de FMOLS – recomendado por Pedroni (2000) – e de DOLS – indicado por Kao e Chiang (2000) (HARRIS; SOLLIS, 2003, p.209).

Devido às diferentes hipóteses e métodos envolvidos, no presente trabalho os estimadores serão apresentados e comparados em duas etapas; em uma primeira etapa, os estimadores *Mean Group* (MG), *Pooled Mean Group* (PMG) e Efeitos Fixos Dinâmicos (DFE); e, em seguida, serão apresentados e comparados os estimadores *group-means Fully Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) e *group-means Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS).

4 Resultados

Este capítulo é composto pelos resultados dos testes e estimações propostos no capítulo anterior. A primeira seção abrange uma análise descritiva preliminar da base de dados utilizada. Em seguida são apresentados os resultados dos testes de raiz unitária e cointegração em painel. Por fim, são apresentadas as estimações dos parâmetros de longo prazo para as equações de cointegração propostas.

4.1 Análise descritiva

A tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas dos dados em painel, permitindo um exame preliminar das características das variáveis. Ademais, a figura 7 apresenta a evolução das principais variáveis utilizadas no modelo, permitindo identificar possíveis movimentos comuns entre os setores industriais. A evolução individual das variáveis setoriais pode ser observada nos gráficos apresentados no apêndice B do trabalho.

Um menor desvio-padrão apresentado entre os grupos (*between*) significa que o comportamento das variáveis é comum entre os setores; também se deve observar que se o desvio-padrão dentro dos grupos é superior, implica uma maior variação das séries sobre o tempo do que entre os setores industriais. Cabe destacar a variável de *quantum* exportado, Q , que apresenta maior variabilidade total que as demais; duas causas podem ser destacadas: uma tendência de crescimento geral durante todo o período, confirmada pelo alto desvio-padrão dentro dos grupos (0,51), e o distanciamento dos setores de abate de animais e de veículos automotores em relação aos demais, no final do período, gerando um desvio-padrão de 0,23 entre os grupos.

Por outro lado, o índice de demanda mundial, ID , apresenta a variação sobre o tempo muito superior à variação entre os grupos, resultado corroborado pela observação do movimento da variável na figura 7(c). Essa diferença reflete seu forte crescimento no período que pode ser compreendido como um componente de tendência gerador do crescimento visto no *quantum* de exportação. No entanto, como o índice de demanda é elaborado utilizando o *quantum*

exportado como fator de ponderação do produto mundial, o próprio método de construção do índice pode causar esse movimento tendencial comum entre as variáveis.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

Variável		Média	Desvio-padrão	Min	Max
$Q_{i,t}$	overall	4,791	0,556	3,260	7,059
	between		0,228	4,570	5,263
	within		0,510	2,968	6,587
$Yd_{i,t}$	overall	4,500	0,249	2,777	5,516
	between		0,083	4,363	4,468
	within		0,236	2,829	5,216
$ID_{i,t}$	overall	4,573	0,222	4,033	5,162
	between		0,045	4,514	4,644
	within		0,218	4,093	5,102
$Pd_{i,t}$	overall	4,273	0,316	2,959	5,269
	between		0,100	3,997	4,405
	within		0,301	3,234	5,202
$Px_{i,t}$	overall	4,478	0,177	3,843	4,997
	between		0,099	4,254	4,628
	within		0,149	4,002	5,022
$Pi_{i,t}$	overall	4,536	0,135	3,979	4,888
	between		0,037	4,438	4,602
	within		0,130	4,007	4,901
$(Pi_{i,t} - Px_{i,t})$	overall	4,664	0,168	3,958	5,341
	between		0,099	4,517	4,925
	within		0,139	4,072	5,160
$(Px_{i,t} - Pd_{i,t})$	overall	4,810	0,301	3,872	5,919
	between		0,138	4,574	5,050
	within		0,270	3,907	5,871
$H_{i,t}^P(Pd)$	overall	0,439	0,308	0,000	1,000
	between		0,204	0,174	0,782
	within		0,237	-0,342	0,979
$H_{i,t}^P(Px)$	overall	0,101	0,076	0,000	0,438
	between		0,048	0,028	0,185
	within		0,060	-0,085	0,353
$H_{i,t}^P(Pi)$	overall	0,086	0,066	0,000	0,321
	between		0,046	0,014	0,167
	within		0,049	-0,081	0,265
$H_{i,t}^P(Pi_{i,t} - Px_{i,t})$	overall	0,074	0,095	0,000	0,591
	between		0,072	0,023	0,298
	within		0,065	-0,224	0,367
$H_{i,t}^P(Px_{i,t} - Pd_{i,t})$	overall	0,374	0,257	0,000	1,347
	between		0,146	0,191	0,652
	within		0,214	-0,278	1,273

Fonte: Elaborado pela autora.

Figura 7 – Evolução conjunta das séries (1985q1 – 2005q4)

As variáveis de *hysteresis* apresentam valores médios diferentes das demais variáveis, pois resultam de uma transformação não linear a qual usa como insumo as séries de preços combinando apenas seus valores extremos não dominados. Ou seja, as variáveis de *hysteresis* são suavizações das séries em base logarítmica; podem ser interpretadas como uma versão transformada das séries originais, mantendo todas as propriedades de estacionariedade.

No entanto, a ocorrência de valores extremos nas séries originais, faz com que as variáveis de *hysteresis* apresentem choques repentinos em sua evolução¹³. Isto é, os momentos de forte queda ou crescimento das variáveis de insumo são enfatizados e fortalecidos nas séries das variáveis histeréticas. Desse modo, quanto maior a variabilidade das séries de preço, maior será também a variabilidade de suas respectivas transformações histeréticas.

O produto doméstico, em geral, apresentou evolução estável, sem forte tendência de crescimento, com exceção do setor de beneficiamento de produtos vegetais, responsável por importante porção da variabilidade do índice, visto que sem ele o desvio-padrão do tipo *within* se reduziria para 0,188. Inversamente, os setores calçadista e têxtil, apresentaram redução na produção doméstica, diferenciando-se dos demais setores.

A variável de preço doméstico, *Pd*, é marcada por um movimento comum a todos os setores, reflexo tanto da metodologia de construção do índice quanto da influência comum do ambiente macroeconômico sobre os setores. A variação desse índice deve-se a mudanças na política econômica, como no período de introdução do Plano Cruzado em 1986 que gerou uma explosão de demanda interna e, conseqüentemente, a imediata reorientação da oferta para atender o mercado nacional. Como resultado, as exportações apresentam forte queda nesse período enquanto os preços domésticos iniciaram forte crescimento que culminou em um processo hiperinflacionário em 1989. A relação negativa entre a evolução do *quantum* e do *Pd* evidencia-se na comparação dos gráficos (a) e (d) da figura 7, confirmando a predição teórica de que um aumento em *Pd* provoca uma queda nas exportações, ou seja, há um forte efeito de substituição entre os mercados externo e doméstico.

Em 1990, com a liberalização comercial e a nova concorrência de produtos importados, há um forte movimento de queda dos preços domésticos que só é revertido com a introdução do

¹³ Os gráficos de evolução das variáveis de *hysteresis* e das variáveis de relação entre o preço internacional e o preço de exportação e relação entre o preço de exportação e o preço doméstico estão disponíveis no apêndice C.

Plano Real a partir de 1993. A mudança na política econômica, estabelecida com a implantação do Plano Real, implicou uma rápida redução da inflação e a valorização do câmbio real, que aqueceu a demanda interna. Verificou-se então uma leve estagnação do *quantum* exportado entre os anos de 1993 e 1996 e sua redução somente foi evitada devido à aceleração do comércio mundial no período e a sustentação do índice de preço internacional, P_i . Este índice apresentou crescimento até o início da década de 1990 e posterior estabilização com leve majoração na maioria dos setores. O destaque são os setores de Abate de animais, Madeira e mobiliário, e Celulose, papel e gráfica, que apresentaram variações mais acentuadas durante todo o período e uma tendência de crescimento dos preços internacionais, bem como para os preços de exportação, nos últimos anos.

Em 1998, com a introdução do regime de câmbio flutuante, verificou-se nova queda nos preços domésticos e um pico de crescimento nos preços de exportação o que se refletiu em um ponto de alta na variável de preços relativos, $(Px - Pd)$, visto que a queda nos preços domésticos foi menor que o crescimento dos preços de exportação. Porém, a evolução da variável de índice de preço de exportação, Px , é extremamente volátil e muito variada entre os setores. Desse modo, é muito difícil identificar uma tendência histórica clara – seja de crescimento ou de queda – comum aos setores. Da mesma forma é mais difícil identificar a relação entre Px e o *quantum* exportado visto que mesmo em períodos de queda geral nos preços, como em 1993 e 2002, as exportações mantiveram um movimento ascendente. Isso indica que os preços de exportação podem ser mais significativos na explicação dos modelos quando sua evolução é avaliada comparativamente aos preços domésticos e internacionais, ou seja, menos significativos quando introduzidos separadamente nos modelos.

Entre os anos de 2001 e 2002, a Argentina, um dos principais destinos das exportações brasileiras, passou por uma crise econômica que causou uma forte redução no índice de demanda mundial; com a superação da crise, a demanda internacional por exportações brasileiras se recuperou e voltou à tendência de crescimento anterior. Além disso, também em 2002, havia grande incerteza em relação à eleição presidencial brasileira e a possibilidade de alteração na política econômica levando à queda também dos preços domésticos. A partir de 2003, o *quantum* e o preço das exportações apresentaram crescimento forte e estável, movimento apresentado também pelos preços domésticos e demanda internacional.

4.2 Testes de raiz unitária e cointegração

A avaliação preliminar dos dados deve envolver a investigação da estacionariedade das séries; logo, são apresentados os resultados dos testes de raiz unitária realizados em painel, os quais foram acompanhados por testes do tipo DF – GLS¹⁴ para as séries individuais. A especificação dos testes incluiu um componente de tendência determinista para as séries de *quantum* exportado, enquanto para as demais séries, os testes foram especificados como modelos de *random walk com drift*. Ademais, a seleção das defasagens utilizadas foi realizada pelo critério de informação Akaike modificado (MAIC).

A tabela 2 apresenta os resultados dos testes IPS, Fisher-ADF, Fisher-PP e CIPS¹⁵, os quais utilizam como hipótese nula a não-estacionariedade das séries para todos os indivíduos do painel, enquanto a hipótese alternativa é heterogênea, ou seja, supõe que, pelo menos, parte dos indivíduos apresenta estacionariedade nas séries sem exigir que o coeficiente do termo autorregressivo seja comum a todas as *cross-sections*.

De modo geral, os testes rejeitam a não-estacionariedade das séries de preço de exportação e preço internacional, pelo menos ao nível de 5% de significância. Isso indica que um número significativo de unidades do painel não apresenta raiz unitária nessas séries, embora não seja possível saber identificar tais unidades nem saber qual é essa fração. No entanto, quando analisados os testes DF-GLS realizados para as séries individuais, os resultados indicam que, não é possível rejeitar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária nas séries P_i . Quanto às séries P_x , a hipótese nula só é rejeitada para os setores de Borracha e Elementos químicos.

Por sua vez, para a razão entre os preços internacional e de exportação, $(P_{i,t} - P_{x,t})$, os resultados são contraditórios. Os testes IPS e Fisher-ADF não rejeitam a hipótese nula de presença de raiz unitária. No entanto, os testes Fisher-PP e CIPS confirmam a estacionariedade das séries, ainda que, individualmente, apenas os setores de Calçados e Peças e outros veículos apresentem rejeição da hipótese nula no teste DF-GLS, a 5% de significância.

¹⁴ Estatística de teste de Elliott-Rothemberg-Stock – (Dickey-Fuller – Generalized Least Squares)

¹⁵ As estatísticas dos testes LLC e Hadri são apresentadas no apêndice D.

Tabela 2 – Testes de raiz unitária em painel

Variável	Teste de raiz unitária			
	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP	CIPS
$Q_{i,t}$	-2.4209 (0.0871)	38.8027 (0.1302)	180.479 ** (0.0000)	-2.401 (0.407)
$Yd_{i,t}$	-0.9230 (0.9911)	15.5579 (0.9862)	69.2229 ** (0.0001)	-1.508 (0.877)
$ID_{i,t}$	-0.5722 (1.0000)	9.0435 (0.9999)	8.78623 (0.9999)	-0.954 (1.000)
$Pd_{i,t}$	-1.7162 (0.1901)	32.0544 (0.3650)	32.1318 (0.3614)	-1.901 (0.303)
$Px_{i,t}$	-2.1161 ** (0.0035)	49.3462 * (0.0145)	53.6533 ** (0.0050)	-2.415 * (0.003)
$Pi_{i,t}$	-2.9022 ** (0.0000)	109.476 ** (0.0000)	225.145 ** (0.0000)	-2.125 (0.071)
$(Pi_{i,t} - Px_{i,t})$	-1.6667 (0.2365)	30.4819 (0.4412)	54.8271 ** (0.0037)	-2.277 * (0.017)
$(Px_{i,t} - Pd_{i,t})$	-1.9571 * (0.0251)	46.7549 * (0.0263)	42.8539 # (0.0604)	-2.026 (0.147)
$H_{i,t}^P(Pd)$	-1.2934 (0.8355)	19.8389 (0.9207)	21.3539 (0.8765)	-1.958 (0.225)
$H_{i,t}^P(Px)$	-1.3983 (0.6962)	27.2082 (0.6123)	29.1727 (0.5085)	-1.151 (0.996)
$H_{i,t}^P(Pi)$	0.5025 (0.6924)	29.5162 (0.4906)	25.8711 (0.6817)	-0.725 (1.000)
$H_{i,t}^P(Pi_{i,t} - Px_{i,t})$	-1.2919 (0.0982)	33.8654 (0.2862)	30.6821 (0.4312)	-1.848 (0.387)
$H_{i,t}^P(Px_{i,t} - Pd_{i,t})$	-3.1598 ** (0.0008)	73.7874 ** (0.0000)	71.5904 ** (0.0000)	-1.591 (0.790)

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Entre parênteses, o p-valor das estatísticas.

Valores críticos: IPS (somente constante) 1%: -2.04, 5%: -1.89, 10%: -1.81

IPS (constante e tendência) 1%: -2.64, 5%: -2.51, 10%: -2.44

Pesaran (somente constante) 1%: -2.42, 5%: -2.25, 10%: -2.15

Pesaran (constante e tendência) 1%: -2.92, 5%: -2.75, 10%: -2.66.

Embora esperado que as variáveis histeréticas conservassem as propriedades de estacionariedade apresentadas por suas respectivas séries originais, os resultados dos testes para as variáveis $H_{i,t}^P(Px)$, $H_{i,t}^P(Pi)$, $H_{i,t}^P(Pi_{i,t} - Px_{i,t})$ não rejeitaram a hipótese de raiz unitária. A predição teórica só foi confirmada para o caso do índice de preço doméstico, $Pd_{i,t}$,

e sua transformação $H_{i,t}^P(Pd)$, visto que em ambos os casos a hipótese nula não foi rejeitada.

Por fim, a hipótese de não-estacionariedade não foi rejeitada por nenhum dos testes para as variáveis de índice de demanda mundial, $ID_{i,t}$. Quanto às variáveis de *quantum* exportado e produto industrial, com exceção do teste de Fisher-PP, todos os resultados indicam a presença de raiz unitária. O teste CIPS, robusto para a presença de dependência entre as *cross-sections*, confirmou os resultados, fortalecendo as conclusões em relação à presença de raiz unitária nas séries.

Conclui-se que, de modo geral, a suposição de não-estacionariedade das séries é legítima, evidenciando a possibilidade de existência de relações de longo prazo entre as variáveis. Considerando os casos em que a hipótese nula foi rejeitada, acredita-se que seja possível incluir tais variáveis na investigação de cointegração assumindo que elas sejam, na verdade, integradas de ordem um e que os testes em painel não evidenciem tais resultados devido à elevada probabilidade de presença de correlação entre as *cross-sections* e à extrema sensibilidade das estatísticas em relação ao resultado de apenas alguns setores.

Entretanto, ainda que as séries sejam não estacionárias, a relação entre as variáveis pode ser espúria. Logo, faz-se necessário realizar os testes de cointegração em painel para verificar se há efetivamente uma relação de longo prazo. A seguir, são apresentados os resultados de seis testes desenvolvidos por Pedroni (1999, 2001, 2004) – três estatísticas de painel (*within*) e três estatísticas de grupo (*between*) – e as estatísticas do teste do traço de Johansen sugerido por Maddala e Wu (1999), que além de avaliar a presença de cointegração, indica o número máximo de vetores de cointegração existentes¹⁶.

A tabela 3 apresenta as estatísticas dos testes de Pedroni para as equações de oferta, especificados somente com um intercepto¹⁷. São investigadas quatro especificações da equação de oferta: equação tradicional em que os termos de preço estão restritos a um mesmo coeficiente; equação tradicional em que se permite que os preços domésticos e preços internacionais tenham parâmetros diferentes; e, versões modificadas dessas duas especificações em que as variáveis de preço são substituídas por sua transformação

¹⁶ As estatísticas de teste de cointegração de Kao (1999) são apresentadas no apêndice E e confirmam os resultados dos testes de Pedroni e Johansen/Fisher.

¹⁷ Os testes de Pedroni também foram realizados para as especificações (i) sem termos deterministas e (ii) com intercepto e tendência. Em ambos os casos, as estatísticas rejeitam a hipótese nula ao nível de 1% para todas as equações de oferta. Os resultados são apresentados no apêndice E.

histerética. Todos os testes rejeitam a hipótese nula de que não há cointegração em todas as equações de oferta, ao nível de 1% de significância.

Tabela 3 – Testes de cointegração de Pedroni: Equações de Oferta

Equação	Painel		Grupo	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Oferta - preços restritos	rho -7.426**	(0.000)	rho -9.548**	(0.000)
	PP -6.138**	(0.000)	PP -8.901**	(0.000)
	ADF -4.222**	(0.000)	ADF -5.294**	(0.000)
Oferta - hysteresis/preços restritos	rho -4.682**	(0.000)	rho -6.208**	(0.000)
	PP -4.798**	(0.000)	PP -6.955**	(0.000)
	ADF -3.581**	(0.001)	ADF -4.060**	(0.000)
Oferta - preços irrestritos	rho -4.936**	(0.000)	rho -6.321**	(0.000)
	PP -5.199**	(0.000)	PP -7.090**	(0.000)
	ADF -2.705**	(0.010)	ADF -2.757**	(0.009)
Oferta - hysteresis/preços irrestritos	rho -5.417**	(0.000)	rho -6.206**	(0.000)
	PP -5.537**	(0.000)	PP -6.630**	(0.000)
	ADF -4.408**	(0.000)	ADF -4.529**	(0.000)

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Os mesmos resultados foram encontrados para o caso da demanda por exportações. A tabela 4 apresenta as estatísticas dos testes de Pedroni para as quatro especificações da equação de demanda, assim como indicado para as equações de oferta. Todos os testes rejeitam a hipótese nula de que não há cointegração ao nível de 1% de significância, com exceção da estatística de painel ADF que rejeita a hipótese nula ao nível de 5% para as equações tradicionais.

Tabela 4 – Testes de Cointegração de Pedroni: Equações de Demanda

Equação	Painel		Grupo	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Demanda - preços restritos	rho -10.412**	(0.000)	rho -10.393**	(0.000)
	PP -8.020**	(0.000)	PP -8.811**	(0.000)
	ADF -3.621**	(0.001)	ADF -2.180*	(0.037)
Demanda - hysteresis/preços restritos	rho -10.856**	(0.000)	rho -11.484**	(0.000)
	PP -8.468**	(0.000)	PP -10.050**	(0.000)
	ADF -4.681**	(0.000)	ADF -4.703**	(0.000)
Demanda - preços irrestritos	rho -6.977**	(0.000)	rho -7.391**	(0.000)
	PP -6.645**	(0.000)	PP -8.292**	(0.000)
	ADF -3.305**	(0.002)	ADF -2.047*	(0.049)
Demanda - hysteresis/preços irrestritos	rho -8.940**	(0.000)	rho -9.397**	(0.000)
	PP -8.597**	(0.000)	PP -11.821**	(0.000)
	ADF -5.730**	(0.000)	ADF -6.371**	(0.000)

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.

A tabela 5 apresenta as estatísticas do teste de cointegração de Johansen, proposto por Maddala e Wu (1999), para as equações de oferta. Em todos os casos, aceitou-se a hipótese de que há cointegração nas equações e que existem no máximo dois vetores representativos da relação de longo prazo entre as variáveis.

Tabela 5 – Teste de Cointegração de Fisher/Johansen: Equações de Oferta

Equação	Hipóteses de teste (r = rank)			
	r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2	r ≤ 3
Oferta - preços restritos	198.3**	50.53*	24.66	
	(0.000)	(0.011)	(0.742)	
Oferta - hysteresis/preços restritos	243.6**	50.38*	27.31	
	(0.000)	(0.011)	(0.607)	
Oferta - preços irrestritos	160.6**	57.65**	22.9	17.84
	(0.000)	(0.002)	(0.865)	(0.394)
Oferta - hysteresis/preços irrestritos	167.7**	59.10**	26.54	20.61
	(0.000)	(0.001)	(0.648)	(0.899)

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Entre parênteses, o p-valor das estatísticas.

Os resultados dos testes para as equações de demanda são apresentados na tabela 6. Para a equação tradicional irrestrita, em que são permitidos diferentes coeficientes para os termos de preço, o teste indica a existência de no máximo dois vetores de cointegração¹⁸; porém, para as demais equações de demanda, se aceita a hipótese de que há apenas um vetor de longo prazo.

Tabela 6 – Teste de Cointegração de Fisher/Johansen: Equações de Demanda

Equação	Hipóteses de teste ($r = \text{rank}$)			
	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$
Demanda - preços restritos	86.26** (0.000)	29,02 (0.517)	29,39 (0.497)	
Demanda - hysteresis/preços restritos	76.72** (0.000)	18,82 (0.944)	28,74 (0.532)	
Demanda - preços irrestritos	199.4** (0.000)	48.35* (0.018)	31,51 (0.391)	33,11 (0.318)
Demanda - hysteresis/preços irrestritos	123.2** (0.000)	25,75 (0.688)	20,14 (0.913)	23,28 (0.804)

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Entre parênteses, o p-valor das estatísticas.

4.3 Estimações

Para avaliar as relações de longo prazo entre as variáveis e realizar testes para verificar a presença de uma relação histerética entre o *quantum* exportado e os índices de preços, faz-se o uso de três métodos de estimação, selecionados de acordo com as hipóteses e limitações apresentadas no terceiro capítulo deste trabalho: (i) *Pooled Mean Group* (PMG), para o qual são apresentados os coeficientes componentes do vetor de cointegração θ e o termo de velocidade de ajustamento ϕ do modelo de correção de erros; e os métodos (ii) *Dynamic OLS* (*group*-DOLS) e (iii) *Fully modified OLS* (*group*-FMOLS)¹⁹ que se diferenciam do método

¹⁸ O teste de máximo autovalor para esta equação, apresentado no apêndice F, indica a existência de no máximo um vetor de cointegração.

¹⁹ No apêndice G são apresentados os estimadores obtidos pelos métodos Mean Group (MG) e Efeitos Fixos Dinâmicos (DFE), os quais envolvem hipóteses muito restritivas em relação à homogeneidade/heterogeneidade dos parâmetros.

PMG por realizarem a correção para endogeneidade das variáveis. A tabela 7 apresenta os resultados obtidos na estimação das equações de oferta.

Tabela 7 – Estimação do vetor de cointegração – Equações de Oferta

Equação	Variável	PMG		DOLS		FMOLS	
		Coef.	estat - z	Coef.	estat - t	Coef.	estat - t
(i) Oferta - preços restritos	$Yd_{i,t}$	0.983	7.35	2.26	16.36	2.00	17.43
	$(Px_{i,t} - Pd_{i,t})$	1.240	5.41	-0.46	-6.29	-0.49	-8.06
	ϕ	-0.074	-2.76				
(ii) Oferta - preços restritos com <i>hysteresis</i>	$Yd_{i,t}$	1.141	11.5	2.31	17.81	2.07	17.83
	$H_{i,t}^P(Px_{i,t} - Pd_{i,t})$	1.493	7.74	-0.43	-3.66	-0.46	-4.2
	ϕ	-0.105	-2.42				
(iii) Oferta - preços irrestritos	$Yd_{i,t}$	1.030	7.47	2.11	17.44	1.87	18.83
	$Pd_{i,t}$	-1.347	-5.3	0.32	8.85	0.39	8.02
	$Px_{i,t}$	0.987	2.78	-0.411	-7.2	-0.46	-5.44
	ϕ	-0.071	-2.49				
(iv) Oferta - preços irrestritos com <i>hysteresis</i>	$Yd_{i,t}$	0.994	9.69	2.17	15.84	1.83	16.72
	$H_{i,t}^P(Pd_{i,t})$	-1.440	-5.61	0.37	4.61	0.53	5.86
	$H_{i,t}^P(Px_{i,t})$	0.305	0.81	-1.539	-3.54	-0.80	-2.47
	ϕ	-0.099	-1.84				

Fonte: Elaborado pela autora.

De modo geral, é possível inferir que as variáveis explicativas são extremamente significativas em todas as equações de oferta estimadas. No entanto, todas as variáveis de preço e suas transformações histeréticas apresentaram, nos métodos DOLS e FMOLS, coeficientes com sinal contrário ao previsto pela teoria econômica. Esse resultado dificulta qualquer tentativa de análise ou inferência baseada nesses estimadores e pode indicar que a hipótese de homogeneidade dos parâmetros de longo prazo, suposta pelo método PMG, é mais adequada aos dados setoriais utilizados.

No método PMG, a elasticidade da razão entre os preços foi superior à unidade com sinal positivo. A elasticidade do preço doméstico apresentou-se com sinal negativo e superior à

unidade (em módulo). Por fim, foram obtidos coeficientes positivos para o preço de exportação, embora com baixa significância.

A variável de produto doméstico foi a única que apresentou coeficientes com o sinal matemático apropriado em todos os métodos; porém, com valores variados. Os estimadores DOLS e FMOLS apresentaram valor próximo a dois em todas as equações, embora o estimador DOLS tenha gerado coeficientes de valores um pouco superiores aos obtidos pelo método FMOLS. Desse modo, um aumento de aproximadamente um ponto percentual no produto doméstico geraria um aumento de dois pontos percentuais na oferta de exportações; por sua vez, o estimador PMG apresentou elasticidade unitária. Ao avaliar as estimações dos setores individuais é possível perceber também que alguns setores mostraram-se mais sensíveis a variações no produto doméstico, como é o caso dos setores de Abate de animais e Madeira e mobiliário que apresentaram estimadores DOLS cujo valor variou entre seis e oito nos diferentes modelos e estimadores FMOLS com valores ao redor de cinco.

A comparação dos estimadores PMG das equações (ii) e (iv) indicou que a presença de *hysteresis* identificada na estimação (ii) é causada por uma relação histerética das exportações com o preço doméstico e não com o preço de exportação, visto que a variável $H_{i,t}^p(Px_{i,t})$ não é estatisticamente significativa na equação (iv).

Vale apontar ainda que ao se comparar as equações de oferta tradicionais àquelas que consideram a presença de *hysteresis*, nota-se que a inclusão das transformações histeréticas das variáveis de preços não afeta a significância da variável de produto doméstico nem seus coeficientes. Além disso, no método PMG, percebe-se que o termo de ajustamento apresenta magnitude superior quando se inclui a variável de *hysteresis*. Isso pode indicar que a correção de desvios ocorridos na dinâmica de curto prazo é mais lenta quando a não linearidade da relação entre o *quantum* exportado e os preços não é filtrada pelas variáveis de *hysteresis*.

Os resultados das estimações das equações de demanda são apresentados na tabela 8. Ao contrário das equações de oferta, todos os modelos de demanda apresentaram-se adequados do ponto de vista do sinal matemático dos coeficientes, ou seja, a demanda por exportações exibe uma relação positiva com o índice de demanda mundial e com os preços internacionais e uma relação negativa com os preços de exportação brasileiros. Ademais, em geral, todas as

variáveis mostraram-se estatisticamente significativas. No entanto, a magnitude dos parâmetros exibiu grande variabilidade, especialmente para as variáveis de *hysteresis*.

Tabela 8 – Estimação do vetor de cointegração – Equações de Demanda

Equação	Variável	PMG		DOLS		FMOLS	
		Coef.	estat - z	Coef.	estat - t	Coef.	estat - t
(i) Demanda - preços restritos	$ID_{i,t}$	1,325	13,27	1,50	25,71	1,55	26,6
	$(Pi_{i,t} - Px_{i,t})$	1,339	8,5	1,74	15,1	1,62	14,21
	ϕ	-0,200	-5,27				
(ii) Demanda - preços restritos com hysteresis	$ID_{i,t}$	1,176	9,96	1,36	24,99	1,38	25,7
	$H_{i,t}^P(Pi_{i,t} - Px_{i,t})$	0,359	1,87	8,20	16,5	7,96	16,37
	ϕ	-0,180	-3,3				
(iii) Demanda - preços irrestritos	$ID_{i,t}$	1,862	13,15	1,70	22,34	1,73	22,05
	$Px_{i,t}$	-2,320	-11,27	-1,76	-15,60	-1,59	-14,52
	$Pi_{i,t}$	1,285	4,36	1,20	6,5	1,29	7,11
	ϕ	-0,151	-5,54				
(iv) Demanda - preços irrestritos com hysteresis	$ID_{i,t}$	0,761	5,64	1,84	19,66	1,88	21,15
	$H_{i,t}^P(Px_{i,t})$	-0,145	-0,54	-6,80	-18,68	-6,17	-16,85
	$H_{i,t}^P(Pi_{i,t})$	2,460	4,19	6,37	9,2	5,69	9,15
	ϕ	-0,153	-2,36				

Fonte: Elaborado pela autora.

O índice de demanda mundial obteve elasticidade pouco diferenciada entre os estimadores PMG, DOLS e FMOLS; de modo geral a sensibilidade da demanda por exportações brasileiras em relação a variações no índice de demanda mundial é superior à unidade. Empiricamente, esse resultado indicaria que as exportações brasileiras aumentam sua participação no mercado, à medida que a demanda mundial cresce. A exceção ocorre na equação (iv) da tabela 8, em que o estimador PMG apresentou valor 0,76 enquanto os estimadores DOLS e FMOLS foram 1,84 e 1,88 respectivamente.

A análise do resultado da especificação tradicional (i) da equação de demanda, na tabela 8, indicou que a elasticidade da variável $(Pi_{i,t} - Px_{i,t})$ variou entre 1,4 e 1,74, superando

inclusive a sensibilidade da demanda por exportações em relação ao índice de demanda mundial. Ao avaliar a especificação (ii) – com componentes de preço em separado – nota-se que a demanda por exportações é mais sensível a variações nos preços de exportação do que nos preços internacionais.

Setorialmente a sensibilidade da demanda em relação aos índices de preços é extremamente variada, refletindo as características de produção e competitividade específicas de cada setor industrial. Destaca-se o setor de Veículos automotores cuja demanda é quase cinco vezes mais sensível aos preços de exportação do que aos preços internacionais quando se comparam os estimadores DOLS; no caso dos estimadores FMOLS, a sensibilidade da demanda por exportações também é elevada, apresentando uma elasticidade de 3,9 para os preços internacionais e 4,2 para os preços de exportação. Ademais, ao contrário do que ocorre com os outros setores, a demanda por exportações do setor de Elementos químicos é mais sensível a variações nos preços internacionais²⁰.

Nos resultados dos modelos de demanda com *hysteresis* – (ii) e (iv) da tabela 8 – nota-se uma grande diferença entre os valores dos estimadores. No método PMG, ainda que o sinal dos coeficientes de *hysteresis* esteja correto em todas as estimações, as variáveis $H_{i,t}^P(P_{i,t} - P_{x,t})$ e $H_{i,t}^P(P_{x,t})$ não foram significativas. Assim, é possível identificar que a relação histerética da variável de preço internacional apresenta maior significância estatística para os modelos do que a transformação histerética da série de preço de exportação. Além disso, a variável $H_{i,t}^P(P_{i,t})$ apresentou coeficiente duas vezes maior que o coeficiente obtido para a variável $P_{i,t}$. Ou seja, quando considerada a não linearidade da relação, o efeito dos preços internacionais sobre a demanda de exportações brasileiras aumenta.

Os resultados obtidos pelos métodos DOLS e FMOLS mostraram-se mais interessantes para análise. Nota-se que as elasticidades das variáveis histeréticas são muito superiores às elasticidades apresentadas pelas respectivas variáveis de preço nas equações tradicionais. Embora seja necessária cautela na interpretação de estimadores tão distintos daqueles obtidos nas equações (i) e (iii), esse resultado pode indicar a confirmação da hipótese de *hysteresis* na relação entre a demanda por exportações e os termos de preços – restritos ou irrestritos. Nota-se ainda que nas especificações com preços restritos, a introdução dos termos de *hysteresis*

²⁰ Os estimadores DOLS e FMOLS setoriais são apresentados no apêndice H.

reduz o coeficiente do índice de demanda mundial; o inverso ocorre nas especificações com preços irrestritos.

Além disso, observa-se que o comportamento histerético é verificado tanto nos preços de exportação quanto nos preços internacionais; assim como nas equações tradicionais, o preço de exportação (transformação histerética) é um pouco mais importante na determinação da demanda do que os preços internacionais. Individualmente, a elasticidade da demanda em relação às variáveis de *hysteresis* também foi extremamente diversificada entre os setores, e novamente, destacam-se os setores de Abate de animais e Elementos químicos, cuja demanda apresentou sensibilidade a variações nos componentes de *hysteresis* muito superior à média dos setores.

Quanto ao termo de velocidade de ajustamento, nota-se que nas equações de demanda seu valor é muito superior ao apresentado nas equações de oferta, sugerindo que a correção dos desvios da dinâmica de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo ocorra mais rapidamente na relação de demanda. No entanto, a velocidade de ajustamento não apresenta variação com a introdução das variáveis de *hysteresis* nos modelos; ou seja, ao contrário do que ocorre na oferta, não há indícios de que uma relação não linear não especificada no modelo acarrete a desaceleração da correção dos desvios.

5 Considerações finais

Este trabalho apresentou uma proposta de aplicação da teoria de macro-*hysteresis* às exportações manufaturadas brasileiras. De acordo com essa teoria, a presença de um efeito histerético justificaria a lenta resposta das exportações às variações da taxa de câmbio, pois apenas variações de grande intensidade provocariam alterações na estrutura de mercado. O motivo para tanto é que o efeito de um choque cambial não será revertido por uma variação subsequente, em sentido contrário, de mesma magnitude; ou seja, a relação entre o câmbio e as exportações é assimétrica.

O objetivo do estudo foi testar essas previsões num painel com dados de 15 setores industriais avaliados trimestralmente por 21 anos (1985 a 2005), estimando equações de oferta e demanda por exportações. Sugeriu-se uma forma alternativa e pouco explorada de captação do efeito histerético, realizada por uma variável – incluída como um dos regressores das equações – construída segundo o método proposto por Piscitelli et al. (2000). Além disso, devido ao grande número de períodos incluídos no painel, as propriedades assintóticas dos modelos comuns de estimação em painel deixam de ser válidas, fazendo-se necessário avaliar a estacionariedade dos dados e examinar uma possível relação de cointegração entre as séries.

Assim, foram especificadas oito equações: duas equações de oferta e duas equações de demanda tradicionais, as quais se diferenciavam somente pela restrição ou não dos termos de preços domésticos e internacionais a um mesmo coeficiente; e, duas equações de oferta e duas equações de demanda nas quais os índices de preços das equações anteriores foram substituídos por suas respectivas variáveis de *hysteresis* – construídas como transformações das séries de preços originais. Consideraram-se as variáveis de produto doméstico, preço doméstico e preço de exportação como determinantes da oferta de exportações manufaturadas, enquanto no caso da demanda, o conjunto de regressores foi formado por um índice de demanda mundial e os preços setoriais internacionais e de exportação.

A estratégia empírica adotada envolveu a investigação da estacionariedade das variáveis em painel e em séries de tempo realizando os testes de raiz unitária de Im, Pesaran e Shin (2003), de Maddala e Wu (1999) e de Pesaran (2003). Concluiu-se que não é possível rejeitar a hipótese de presença de raiz unitária, exceto nas séries de preço de exportação e preço

internacional. Porém, a realização de um teste do tipo DF-GLS em séries de tempo mostrou que essas séries apresentam raiz unitária para a grande maioria dos setores; logo, optou-se por admitir que o resultado dos testes em séries de tempo foi encoberto no painel por uma possível relação de dependência entre as *cross-sections*, ou seja, considerou-se que todas as variáveis sejam integradas de ordem um.

Confirmada a não-estacionariedade das séries, foram realizados os testes de cointegração de Pedroni (1999, 2001, 2004) e de Maddala e Wu (1999). Os testes rejeitaram expressivamente a hipótese de não cointegração e ainda indicaram que as equações de oferta apresentam no máximo dois vetores de cointegração, enquanto as relações de demanda seriam representadas por, no máximo, um vetor de coeficientes de longo prazo.

Por fim, foram realizadas as estimações das relações de longo prazo sugeridas pelos testes de cointegração. Foram utilizados três métodos distintos de estimação de painéis heterogêneos: *Pooled Mean Group* (PMG), *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS) e *Fully Modified Ordinary least squares* (FMOLS).

A hipótese de *hysteresis* foi confirmada pelos estimadores PMG tanto nas equações de oferta quanto nas equações de demanda; nas primeiras, concluiu-se que o comportamento histerético é derivado especialmente da dinâmica dos preços domésticos, enquanto nas últimas, os preços internacionais são mais determinantes na relação de *hysteresis* com o *quantum* de exportação. Já os métodos DOLS e FMOLS não permitiram concluir sobre a relação de *hysteresis* nas equações de oferta, visto que os parâmetros das variáveis histeréticas, apesar de estatisticamente significativos, apresentaram sinal contrário ao esperado. Porém, nas equações de demanda, os estimadores DOLS e FMOLS confirmaram a suspeita da presença de *hysteresis*, em especial na relação entre a demanda e os preços de exportação.

De modo geral, os objetivos deste trabalho foram alcançados, visto que foi possível estimar as relações de longo prazo da oferta e demanda de exportações. Ademais, confirmou-se a hipótese de uma relação de *hysteresis* entre o *quantum* exportado e os preços, em especial nas equações de demanda, cujo comportamento foi mais bem ajustado pelas estimações do que as equações de oferta.

A avaliação dos resultados obtidos permite ainda inferir contribuições para a condução de políticas econômicas, em especial, políticas cambiais. Pondera-se que medidas que visem à redução da variabilidade da taxa de câmbio podem contribuir para sustentabilidade do *quantum* exportado. Essa conclusão segue da comprovação de uma relação de *hysteresis* entre o câmbio e as exportações, ou seja, a comprovação de que valores extremos possuem um efeito mais forte sobre as exportações. Em outras palavras, a redução da variabilidade do câmbio permite uma melhor orientação dos exportadores, visto que reduz a incerteza; logo, movimentos de entrada e saída do mercado externo serão mais bem planejados pelas firmas, evitando movimentos desnecessários.

Outro ponto a destacar é o fato de que a *hysteresis* mostrou-se mais fortemente associada à demanda por exportações. Assim, conclui-se que os resultados são influenciados pela penetração dos produtos brasileiros nos mercados externos e pela reestruturação que esses mercados sofrem com a entrada de outros produtos estrangeiros. Nesse sentido, mostra-se ainda mais importante que a política cambial defenda a competitividade dos exportadores nacionais.

Além disso, a presença de uma relação histerética também indica a necessidade de realizar políticas e análises de longo prazo, visto que as consequências das variações cambiais serão sentidas durante um longo período, resultado da característica de remanescência do processo de *hysteresis*.

Conclui-se também que o trabalho pode ser estendido futuramente, pois a literatura sobre raiz unitária e cointegração em painel está em constante avanço. Supõe-se que, à medida que os programas econométricos coloquem à disposição métodos mais modernos e que envolvam hipóteses menos restritivas, serão possíveis estimações mais adequadas à realidade dos dados. Um dos principais pontos a ser explorado e desenvolvido por futuras pesquisas relaciona-se à questão da robustez dos testes e estimadores na presença de dependência e correlação entre as *cross-sections* dos painéis, hipótese extremamente verossímil quando se trabalha com setores industriais sujeitos a ciclos e variações econômicas comuns. Ademais, questionamentos sobre a heterogeneidade dos parâmetros e termos deterministas atribuem maior dificuldade à interpretação dos resultados.

Referências bibliográficas

AMABLE, B. et al.. *Strong hysteresis: an application to foreign trade*. Paris: Observatoire Français des Conjonctures Economiques, 1991. (Working Paper, n. 9103).

_____. *Strong hysteresis versus zero-root dynamics*. *Economics Letters*, Amsterdam, v. 44, p. 43-47, 1994.

BALDWIN, R. *Hysteresis in Trade*. *MIT mimeo*. Preparado para 1986 NBER Summer Institute, abr. 1986.

_____. *Hysteresis in import prices: the beachhead effect*. *American Economic Review*, Nashville, v. 78 (4), p. 773-85, set. 1988.

_____.; KRUGMAN, P.R. The Persistence of the U.S. Trade Deficit. *Brooking Papers on Economic Activity*, Baltimore, v. 1987(1), p. 1-55, 1987.

_____. Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 104 (4), p. 635-54, 1989.

BALTAGI, B.H. *Analysis of panel data*. West Sussex: John Wiley and Sons Inc., 2001.

_____.; KAO, C. Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: a survey. 2000. *Advances in Econometrics*, v.15, p. 7-52, 2000.

BANERJEE, A.; MARCELLINO, M.; OSBAT, C. Some cautions on the use of panel data methods for integrated series of macroeconomic data. *Econometrics Journal*, v. 7, p. 322-340, 2004.

BARBOSA, F. H. *Uma análise das elasticidades de bens e serviços não fatores, sua estabilidade e o ajuste externo brasileiro pós-99*. 2006. 276 p. Dissertação (mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.

BERNARD, A.B.; JENSEN, B. *Why some firms export?* Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2001. 32 p. (Working Paper, n. 8349)

BLACKBURNE III, E.F.; FRANK, M.W. Estimation of nonstationary heterogeneous panels. *The Stata Journal*, College Station/Texas, v.7 (2), p.197-208, 2007.

BOLETIM DE COMÉRCIO EXTERIOR. Rio de Janeiro: FUNCEX, 2000- . Mensal. Disponível em: <<http://www.funcex.com.br/bolcomex.asp>>. Acesso em: 15 ago. 2008.

BRAGA, H.C.; MARKWALD, R.A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.13 (3), p. 707-44, 1983.

BREITUNG, J. The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data. In: BALTAGI, B. (Ed.). *Advances in Econometrics: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*. Amsterdam: JAI Press, v. 15, p. 161–178, 2000.

_____. Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of Econometrics*, v. 108, p. 343-63, 2002.

_____. A Parametric Approach to the Estimation of Cointegration Vectors in Panel Data. *Econometric Reviews*, 151-174, 2005.

_____.; PESARAN, M.H. *Unit roots and cointegration in panels*. Frankfurt: Deutsche Bundesbank, 2005. (Discussion paper, Series 1: Economic Studies, n. 42/2005).

CAMPA, J.M. Exchange rates and trade: how important is *hysteresis* in trade? *European Economic Review*, Amsterdam, v.48 (3), p. 527-48, jun. 2004.

CARDOSO, E.; DORNBUSH, R. Uma equação para as exportações brasileiras de produtos manufaturados. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 34(3), p. 429-37, jul./set. 1980.

CARVALHO, A.; DE NEGRI, J.A. *Estimação de Equações de Importação e Exportação de Produtos Agropecuários Brasileiros (1977/1998)*. Rio de Janeiro, IPEA, 2000. (Texto para discussão, n.698)

CASTRO, A.S.; CAVALCANTI, M.A.F.H. *Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil – 1955/95*. Rio de Janeiro, IPEA, 1997. (Texto para discussão, n.469)

CHEN, B.; MCCOSKEY, S.; KAO, C. Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data: A Monte Carlo Study. *American Journal of Mathematical and Management Sciences*, v. 19, p.75-114, 1999.

CHOI, I. *Nonstationary panels*. Texto preparado para o Volume 1 do Palgrave Handbook of Econometrics: Theoretical Econometrics, 2003. Disponível em: <http://econ.snu.ac.kr/upload/contents/Nega_kts_semi_29.pdf>.

CROSS, R. The macroeconomic consequences of discontinuous adjustment: selective memory of non-dominated extrema. *Scottish Journal of Political Economy*, Oxford/Malden, v. 41, p. 212-221, 1994.

DIXIT, A. K. *Hysteresis*, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 104 (2), p. 205-28, mai. 1989.

_____. Investment and *hysteresis*. *Journal of Economic Perspectives*, v. 6(1), p. 107-32, 1992.

_____.; PINDYCK, R.S. *Investment under uncertainty*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

DOORNIK, J.A.; HENDRY, D.F.; NIELSEN, B. Inference in cointegrating models: UK M1 revisited. *Journal of Economic Surveys*, Oxford/Malden, vol. 12 (5), p. 533-572, 1998.

GÖCKE, M. An approximation of the *hysteresis* loop by linear partial functions – econometric modeling and estimation. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, v. 213, p. 572-96, 1994.

_____. Micro- and macro-hysteresis in trade. *Aussenwirtschaft – Schweizerische Zeitschrift für internationale Wirtschaftsbeziehungen*, v. 49, p. 555-78, 1994a.

_____. A macroeconomic model with *hysteresis* in foreign trade. *Metroeconomica*, Oxford/Malden, v. 52 (4), p. 449-73, 2001.

_____. Various Concepts of *Hysteresis* Applied in Economics. *Journal of Economic Surveys*, Oxford/Malden, v. 16 (2), p. 167-88, 2002.

GOLDSTEIN, M.; KHAN, M. S. Income and price effects in foreign trade. In: JONES, R. W.; KENEN, P. B. (Orgs.). *Handbook of international economics*. Elsevier Science Publisher B.V., v. 2, 1985.

GREENE, W.H. *Econometric analysis*. New Jersey: Prentice Hall, 1997.

GROEN, J.J.J.; KLEIBERGEN, F.R.. Likelihood-based cointegration analysis in panels of vector error correction models. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 21, p. 295-318, 2003.

HADRI, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, Oxford/Malden, v. 3, p. 148-161, 2000.

HAGUENAUER, L.; MARKWALD, R.; POURCHET, H. *Estimativas do valor da produção industrial e elaboração de coeficientes de exportação e importação da indústria brasileira*. Brasília: IPEA, 1998. 77 p. (Texto para discussão, n. 563).

HALLETT, A.J.H.; PISCITELLI, L. Testing for *hysteresis* against nonlinear alternatives. *Journal of Economic Dynamics & Control*, [S.l.], v. 27, p. 303–27, 2002.

HARRIS, R.; SOLLIS, R. *Applied time series modelling and forecasting*. Chichester: John Wiley and Sons, 2003. 312 p.

HSIAO, C. Analysis of panel data. *Econometric Society Monographs*, Cambridge-UK, n. 11, 1986.

IM, K.S.; PESARAN, M.H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 115, p. 53-74, 2003.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, [S.l.], v. 12, p. 231–254, 1988.

KANNEBLEY JÚNIOR, S. Desempenho exportador brasileiro recente e taxa de câmbio real: uma análise setorial. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 56 (3), p. 429-56, 2002.

_____. *Hysteresis nas exportações industrializadas brasileiras: uma análise empírica*. 2005. 147 f. Tese (livre-docência) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto.

_____. Tests for the *hysteresis* hypothesis in Brazilian industrialized exports: a threshold cointegration analysis. *Economic Modelling*, Amsterdam, v. 25, p. 171–90, 2008.

_____.; VALERI, J.O. Persistência e permanência na atividade exportadora. In: DE NEGRI, J.A.; ARAÚJO, B.C.P.O. *As empresas brasileiras e o comércio internacional*. Brasília: IPEA, 2006. p. 159-87.

KAO, C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, v. 90, p. 1-44, 1999.

_____.; CHIANG, M.-H. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In: BALTAGI, B. (Ed.). *Advances in Econometrics: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*. New York: JAI Press, v. 15, p. 179-222, 2000.

KRUGMAN, P.R. *Exchange rate-instability*. Cambridge: The MIT Press, 1989. (The Lionel Robbins Lectures).

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, v. 54, p. 159-78, 1992.

LARSSON, R.; LYHAGEN, J.; LÖTHGREN, M. Likelihood-based cointegration tests in heterogeneous panels. *Econometrics Journal*, v. 4, p. 109-47, 2001.

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, p. 1-24, 2002.

MADDALA, G.S., KIM, I. *Unit roots, cointegration and structural change*. Cambridge-UK: Cambridge University Press, 1998. 505 p.

_____.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, v. 61, p. 631-652, 1999.

MARKWALD, R.; PUGA, F.P. Focando a política de promoção às exportações. In: PINHEIRO, A.C.; MARKWALD, R.; PEREIRA, L.V. (Orgs.). *O desafio das exportações*. Rio de Janeiro: BNDES, 2002. p. 97-154.

MAYERGOYZ, I.D. Mathematical models of *hysteresis*. *Physical Review Letters*, College Park, v. 15, p. 1518-21, 1986.

PARSLEY, D.C.; WEI, S. Insignificant and inconsequential *hysteresis*: the case of U.S. bilateral trade. *The Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 75(4), p. 606-13, 1993.

PEDRONI, P. Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels and the Case of Purchasing Power Parity. Indiana University, 1996. (Working papers in Economics n. 96-020)

_____. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, v. 61, p. 653-670, 1999.

_____. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Advances in Econometrics*, vol 15, p. 93-130, 2000.

_____. Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *The Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 83(4), p. 727-731, 2001.

_____. Panel Cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, v. 20, p. 597-625, 2004.

PESARAN, M.H. *A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence*. Cambridge: University of Cambridge, 2003. (Working Papers in Economics n. 0346).

_____. SMITH, R.P. Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 68, p. 79-113, 1995.

PESARAN, M.H.; SHIN, Y.; SMITH, R.P. *Estimating Long-Run Relationships in Dynamic Heterogeneous Panels*. Cambridge: University of Cambridge, 1997. (DAE Working Papers: Amalgamated Series n. 9721).

_____. Pooled Mean Group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, v. 94, p. 621-34, 1999.

PISCITELLI, L. et al.. A Test for Strong *Hysteresis*. *Computational Economics*, Heidelberg, v. 15, p. 59-78, 2000.

PORTUGAL, M.S. A Instabilidade dos Parâmetros nas Equações de Exportação Brasileiras. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 23 (2), p. 313-348, 1993.

POURCHET, H.C.P. *Estimação de equações de exportação por setores: uma investigação do impacto do câmbio*. 2003. 139 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Elétrica) – Departamento de Engenharia Elétrica, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro.

ROBERTS, M.J.; TYBOUT, J.R. The decision to export in Colombia: an empirical model to entry with sunk costs. *American Economic Review*, Nashville, v. 87 (4), p. 545-64, 1997.

SAIKKONEN, P. Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions. *Econometric Theory*, v. 7, p. 1-21, 1991.

SMITH, R.P. *Estimation and inference with non-stationary panel time-series data*. Texto preparado para a Conferência RC33, Cologne, oct. 2000. London, p. 1-24, 2001. Disponível em: <<http://carecon.org.uk/UWEMasters/Applied%20Econometrics/panel1.pdf>>.

STOCK, J.H.; WATSON, M.W. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, v. 61, p.783-820, 1993.

SYSTEMS WITH HYSTERESIS. Desenvolvido pela University College de Cork, Ireland – Dept. of Applied Mathematics. Disponível em: <<http://euclid.ucc.ie/hysteresis/node1.htm>>.

WESTERLUND, J. *New simple tests for panel cointegration*. Lund: Lund University - Department of Economics, 2005. (Working Papers: n.8)

WOOLDRIDGE, J.M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: The MIT Press, 2002.

ZINI JÚNIOR, A. A. Funções de exportação para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 18(3), p. 615-62, dez. 1988.

ANEXOS

Anexo A – Programação para construção da variável de Piscitelli et al. (2000)²¹

```

clear
format(10)
v=readm ( "v.dat" );
n=length(v);
u=v;
a0=abs(max(u));
b0=abs(min(u));
for (t in 1:length(u))
{
k=1;
M[k;t]=max(u[1:t]);
tp[k]=maxi(u[1:t]);
if (min(u)$>$0)
{
T[t]=(M[k;t]-b0)^2/2;
else
T[t]=(M[k;t]+b0)^2/2;}
tt=tp[k];
while (tt$<$t)
{
z=u[tp[k]:t];
m[k;t]=min(z);
tm[k]=tp[k]-1+mini(z);
T[t]=T[t]-(M[k;t]-m[k;t])^2/2;
if (tm[k]$<$t)
{
w=u[tm[k]:t];
M[k+1;t]=max(w);
tp[k+1]=tm[k]-1+maxi(w);
T[t]=T[t]+(M[k+1;t]-m[k;t])^2/2;
tt=tp[k+1];
k=k+1;
else
tt=tm[k];
k=k+1;
}
}
}

```

²¹ Programação retirada de Piscitelli et al. (2000) e preparada para software RLAB.

APÊNDICES

Apêndice A - Legenda de variáveis utilizadas

Símbolo	Descrição	Rótulo
$Q_{i,t}$	Logaritmo do índice de quantum de exportação	LQUANTUM
$Yd_{i,t}$	Logaritmo do índice de produto doméstico	LPRODOM
$ID_{i,t}$	Logaritmo do índice de demanda mundial	LIDEM
$Pd_{i,t}$	Logaritmo do índice de preços domésticos	LIPA
$Px_{i,t}$	Logaritmo do índice de preços de exportação	LPRECOX
$Pi_{i,t}$	Logaritmo do índice de preços internacionais	LPRECOI
$(Pi_{i,t} - Px_{i,t})$	Logaritmo da razão entre os índices de preços internacional e de exportação	LTXRD
$(Px_{i,t} - Pd_{i,t})$	Logaritmo da razão entre os índices de preços internacional e doméstico	LTXRDE
$H_{i,t}^p(Pd)$	Variável de <i>hysteresis</i> construída como transformação de LIPA	P_LIPA
$H_{i,t}^p(Px)$	Variável de <i>hysteresis</i> construída como transformação de LPRECOX	P_LPRECOX
$H_{i,t}^p(Pi)$	Variável de <i>hysteresis</i> construída como transformação de LPRECOI	P_LPRECOI
$H_{i,t}^p(Pi_{i,t} - Px_{i,t})$	Variável de <i>hysteresis</i> construída como transformação de LTXRD	P_LTXRD
$H_{i,t}^p(Px_{i,t} - Pd_{i,t})$	Variável de <i>hysteresis</i> construída como transformação de LTXRDE	P_LTXRDE

Fonte: Elaborado pela autora.

Apêndice B – Evolução das séries setoriais (1985q1 – 2005q4)

1. Abate de animais

2. Beneficiamento de produtos vegetais

3. Borracha

4. Calçados

5. Celulose, papel e gráfica

6. Elementos químicos

7. Madeira e mobiliário

8. Máquinas e tratores

9. Material elétrico

10. Minerais não metálicos

11. Outros produtos alimentares

12. Outros produtos metalúrgicos

13. Peças e outros veículos

14. Têxtil

15. Veículos automotores

Apêndice C.1 – Evolução conjunta das séries (1985q1 – 2005q4)

Apêndice C.2 – Evolução conjunta das séries (1985q1 – 2005q4)

(a) P_LIPA

(b) P_LPRECOX

(c) P_LPRECOI

Apêndice D – Testes de raiz unitária

Tabela D.1 – Testes de raiz unitária em séries de tempo

SETOR	LQUANTUM	LPRODUM	LIDEM	LIPA	LPRECOX	LPRECOI
Abate de animais	-1.5241	-0.6882	0.9936	-1.1422	-1.3823	-0.4044
Beneficiamento de produtos vegetais	-1.1080	0.2461	2.2769	-1.0599	-0.3432	0.3344
Borracha	-2.5710	-0.5165	0.9988	-0.5550	-1.6309 #	-0.5065
Calçados	-3.4694	0.2471	1.0958	-1.3721	-0.5294	-0.4173
Celulose, papel e gráfica	-3.0814	0.9727	2.2606	-1.3709	-1.4641	-1.2748
Elementos químicos	-2.9006 #	1.2520	0.4294	-1.2275	-2.1103 *	-0.9587
Madeira e mobiliário	-2.9279 #	0.0646	0.9791	-0.5228	0.0407	0.5308
Máquinas e tratores	-2.2476	-0.4594	1.2759	-0.7708	-0.5102	0.7168
Material elétrico	-1.8246	0.6531	0.9269	-1.5242	-0.7998	-0.2562
Minerais não-metálicos	-2.5094	-1.0937	0.7815	-0.4308	-0.9215	-0.3033
Outros produtos alimentares	-2.1924	0.5156	1.0087	0.3142	-1.4063	0.4238
Outros produtos metalúrgicos	-3.3868 *	-1.7215	0.9389	-0.5775	-0.0627	0.0310
Peças e outros veículos	-2.4679	0.2549	0.8308	-0.4461	-0.6694	0.1630
Têxtil	-1.7569	-0.8019	0.9863	-1.1079	-1.7621 #	0.0676
Veículos automotores	-1.4016	0.4214	0.5329	-1.2915	0.0216	0.3939

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente

Tabela D.2 – Testes de raiz unitária em séries de tempo

SETOR	LTXRD	LTXRDE	P_LIPA	P_LPRECOX	P_LPRECOI	P_LTXRD	P_LTXRDE
Abate de animais	-1.2224	-2.4336 *	-1.2455	-1.1727	-0.1133	-0.7768	-1.9338 #
Beneficiamento de produtos vegetais	-0.0485	-0.7757	-0.4724	-1.0973	0.6618	0.2901	-0.4652
Borracha			0.9830	-1.3894	-0.3437	-1.1739	-0.1848
Calçados	-2.1892 *	-1.0504	-1.1389	-0.1708	-0.3296	-1.6396 #	0.2018
Celulose, papel e gráfica	-0.3673	-1.5728	-0.9002	-1.1157	-0.5162	-0.8402	-1.5892
Elementos químicos	-1.6266 #	-1.8031	-0.6086	-1.7870 #	0.9040	0.1014	-1.5733
Madeira e mobiliário	-0.6139	-1.2103	-0.3207	-0.1405	0.9753	-0.2880	-0.5172
Máquinas e tratores	-0.9419	-1.5652	-0.9081	0.2972	-0.0268	-0.1148	-1.3217
Material elétrico	-1.4663	-1.0273	-1.1781	-0.6276	-0.1296	-1.3694	0.3557
Minerais não-metálicos	-0.6705	-0.4305	-0.1710	-0.7158	-0.9162	-0.0198	-0.8392
Outros produtos alimentares	-1.2578	-0.2414	1.1087	-1.0990	0.6026	0.0012	-0.0076
Outros produtos metalúrgicos	-1.6223	-2.0511 *	-0.1788	0.3528	0.2311	-1.0037	-1.3208
Peças e outros veículos	-2.2491 *	-1.3543	-0.6571	-0.0627	-0.0269	-1.4650	-1.3872
Têxtil	-0.6182	-0.5514	0.7132	-1.2151	-0.0149	-0.2999	-0.8572
Veículos automotores	-1.5874	-2.2334 *	-1.1119	-0.2869	0.1375	-2.1474 *	-1.0010

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Tabela D.3 – Testes de raiz unitária em painel

Variável	Teste		
	LLC	Hadri	HC Hadri
LQUANTUM	-0,7010 (0,2417)	11,2834 ** (0,0000)	6,7054 ** (0,0000)
LPRODOM	0,5829 (0,7200)	22,8035 ** (0,0000)	21,0814 ** (0,0000)
LIDEM	0,1256 (0,5500)	24,4279 ** (0,0000)	24,5143 ** (0,0000)
LIPA	-0,0524 (0,4791)	10,5057 ** (0,0000)	9,6162 ** (0,0000)
LPRECOX	-2,1416 * (0,0161)	8,72512 ** (0,0000)	7,7457 ** (0,0000)
LPRECOI	-8,1212 ** (0,0000)	19,4271 ** (0,0000)	17,1499 ** (0,0000)
LTXRDE	0,85429 (0,8035)	16,0439 ** (0,0000)	11,3769 ** (0,0000)
LTXRDE	-0,3230 (0,3733)	14,6934 ** (0,0000)	12,3391 ** (0,0000)
P_LTXRD	0,8629 (0,8059)	19,0480 ** (0,0000)	12,6206 ** (0,0000)
P_LTDRDE	1,1518 (0,8753)	16,8668 ** (0,0000)	12,6338 ** (0,0000)
P_LIPA	0,0403 (0,5161)	11,5355 ** (0,0000)	12,3237 ** (0,0000)
P_LPRECOX	-2,8559 ** (0,0021)	14,1406 ** (0,0000)	12,2512 ** (0,0000)
P_LPRECOI	-8,2507 ** (0,0000)	21,8213 ** (0,0000)	20,1182 ** (0,0000)

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.
Entre parênteses, o p-valor das estatísticas.

Apêndice E – Testes de Cointegração de Kao e Pedroni

Tabela E.1 – Teste de cointegração de Kao

Equação	Estatística	p-valor
Oferta - preços restritos	4.376**	(0.000)
Oferta - hysteresis/preços restritos	4.589**	(0.000)
Oferta - preços irrestritos	3.681**	(0.000)
Oferta - hysteresis/preços irrestritos	3.682**	(0.000)
Demanda - preços restritos	3.225**	(0.001)
Demanda - hysteresis/preços restritos	3.219**	(0.001)
Demanda - preços irrestritos	3.310**	(0.001)
Demanda - hysteresis/preços irrestritos	3.215**	(0.001)

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Tabela E.2 – Testes de cointegração de Pedroni
Equações de Oferta: sem constante e sem tendência

Equação	Painel		Grupo	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Oferta - preços restritos	rho -7.426**	(0.000)	rho -9.548**	(0.000)
	PP -6.138**	(0.000)	PP -8.901**	(0.000)
	ADF -4.222**	(0.000)	ADF -5.294**	(0.000)
Oferta - hysteresis/preços restritos	rho -4.682**	(0.000)	rho -6.208**	(0.000)
	PP -4.798**	(0.000)	PP -6.955**	(0.000)
	ADF -3.581**	(0.001)	ADF -4.060**	(0.000)
Oferta - preços irrestritos	rho -4.936**	(0.000)	rho -6.321**	(0.000)
	PP -5.199**	(0.000)	PP -7.090**	(0.000)
	ADF -2.705**	(0.010)	ADF -2.757**	(0.009)
Oferta - hysteresis/preços irrestritos	rho -5.417**	(0.000)	rho -6.206**	(0.000)
	PP -5.537**	(0.000)	PP -6.630**	(0.000)
	ADF -4.408**	(0.000)	ADF -4.529**	(0.000)

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Tabela E.3 – Testes de cointegração de Pedroni
Equações de Oferta: com constante e com tendência

Equação	Painel		Grupo	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Oferta - preços restritos	rho	-12.145** (0.000)	rho	-11.236** (0.000)
	PP	-11.778** (0.000)	PP	-12.786** (0.000)
	ADF	-8.144** (0.000)	ADF	-8.517** (0.000)
Oferta - hysteresis/preços restritos	rho	-12.705** (0.000)	rho	-11.315** (0.000)
	PP	-11.960** (0.000)	PP	-12.226** (0.000)
	ADF	-8.283** (0.000)	ADF	-8.464** (0.000)
Oferta - preços irrestritos	rho	-10.834** (0.000)	rho	-10.442** (0.000)
	PP	-12.367** (0.000)	PP	-13.645** (0.000)
	ADF	-8.591** (0.000)	ADF	-8.708** (0.000)
Oferta - hysteresis/preços irrestritos	rho	-9.458** (0.000)	rho	-9.152** (0.000)
	PP	-11.777** (0.000)	PP	-13.049** (0.000)
	ADF	-8.262** (0.000)	ADF	-9.163** (0.000)

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Tabela E.4 – Testes de cointegração de Pedroni
Equações de Demanda: sem constante e sem tendência

Equação	Painel		Grupo	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Demanda - preços restritos	rho	-3.754** (0.000)	rho	-6.764** (0.000)
	PP	-3.379** (0.001)	PP	-5.583** (0.000)
	ADF	-0.543 (0.344)	ADF	-0.788 (0.293)
Demanda - hysteresis/preços restritos	rho	-6.914** (0.000)	rho	-9.657** (0.000)
	PP	-5.569** (0.000)	PP	-8.617** (0.000)
	ADF	-2.845** (0.007)	ADF	-3.759** (0.001)
Demanda - preços irrestritos	rho	-6.274** (0.000)	rho	-7.883** (0.000)
	PP	-5.967** (0.000)	PP	-8.504** (0.000)
	ADF	-3.839** (0.000)	ADF	-3.238** (0.002)
Demanda - hysteresis/preços irrestritos	rho	-5.784** (0.000)	rho	-8.548** (0.000)
	PP	-5.679** (0.000)	PP	-9.014** (0.000)
	ADF	-3.424** (0.001)	ADF	-4.421** (0.000)

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Tabela E.5 – Testes de cointegração de Pedroni
Equações de Demanda: com constante e com tendência

Equação	Painel			Grupo		
		Estatística	p-valor		Estatística	p-valor
Demanda - preços restritos	rho	-9.542**	(0.000)	rho	-9.398**	(0.000)
	PP	-9.109**	(0.000)	PP	-9.846**	(0.000)
	ADF	-4.889**	(0.000)	ADF	-5.174**	(0.000)
Demanda - hysteresis/preços restritos	rho	-10.732**	(0.000)	rho	-10.599**	(0.000)
	PP	-10.116**	(0.000)	PP	-11.093**	(0.000)
	ADF	-7.404**	(0.000)	ADF	-7.160**	(0.000)
Demanda - preços irrestritos	rho	-6.655**	(0.000)	rho	-7.486**	(0.000)
	PP	-7.593**	(0.000)	PP	-9.274**	(0.000)
	ADF	-3.623**	(0.001)	ADF	-4.143**	(0.000)
Demanda - hysteresis/preços irrestritos	rho	-8.945**	(0.000)	rho	-8.395**	(0.000)
	PP	-10.650**	(0.000)	PP	-13.236**	(0.000)
	ADF	-8.626**	(0.000)	ADF	-8.675**	(0.000)

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Apêndice F - Testes de cointegração de Johansen/Fisher

Segundo Doornik et al. (1998), a formulação apropriada dos termos deterministas nos modelos testados é essencial para garantir a distribuição das estatísticas do teste de *rank* de cointegração de Johansen em séries de tempo. Além de fundamentos teóricos e da avaliação visual das séries, Doornik et al. propõe um método para seleção da especificação dos modelos. Ao trabalhar com um painel de dados, a mesma questão deve ser considerada, portanto, sugere-se adaptar esse método para as estatísticas de teste em painel, para determinação do *rank* de cointegração dos testes de Maddala e Wu (1999).

O método a ser utilizado baseia-se em um conjunto de modelos que se diferenciam pela presença ou não dos componentes deterministas, bem como pela restrição de tais componentes ao espaço de cointegração. O quadro a seguir resume as especificações disponíveis, em que r é o *rank* da matriz de cointegração:

Hipótese	Tendência	Constante
$H_{ql}(r)$	irrestrita	irrestrita
$H_l(r)$	restrita	irrestrita
$H_{lc}(r)$	ausente	irrestrita
$H_c(r)$	ausente	restrita
$H_z(r)$	ausente	ausente

Quadro F.1 - Especificação de termos deterministas em testes de cointegração de Johansen

Portanto, se, de acordo com o exame dos dados e a expectativa teórica, os modelos relevantes para o teste forem $H_c(r)$ e $H_{lc}(r)$, o procedimento de escolha do *rank* segue a seguinte lógica: somente testa-se $H_{lc}(r)$ se $H_c(r)$ for rejeitada. Logo, as hipóteses são testadas na seguinte sequência:

$$H_c(0), H_{lc}(0), H_c(1), H_{lc}(1), \dots, H_c(n-1), H_{lc}(n-1) \quad (32)$$

O mesmo procedimento é utilizado ao comparar os modelos $H_l(r)$ e $H_{ql}(r)$, ou seja, somente testa-se $H_{ql}(r)$ se $H_l(r)$ for rejeitada.

Assim, nos testes realizados nesse trabalho, aplicou-se esse procedimento de escolha para os modelos pré-selecionados $H_c(r)$ e $H_{lc}(r)$. Os resultados são apresentados a seguir.

Tabela F.1 – Testes de cointegração de Johansen/Fisher – Estatística do traço
Equações de Oferta

Equação	Modelo	Hipóteses de teste ($r = \text{rank}$)			
		$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	
Oferta restrita	$H_{lc}(r)$	151.5** (0.000)	59.03** (0.001)	39.29 (0.119)	
	$H_c(r)$	198.3** (0.000)	50.53* (0.011)	24.66 (0.742)	
Oferta restrita/hysteresis	$H_{lc}(r)$	155.7** (0.000)	55.89** (0.003)	36.17 (0.203)	
	$H_c(r)$	243.6** (0.000)	50.38* (0.011)	27.31 (0.607)	
Oferta irrestrita	$H_{lc}(r)$	169.5** (0.000)	58.21** (0.002)	21.69 (0.819)	31.44 (0.961)
	$H_c(r)$	160.6** (0.000)	57.65** (0.002)	22.9 (0.865)	17.84 (0.394)
Oferta irrestrita/hysteresis	$H_{lc}(r)$	160.6** (0.000)	52.19** (0.007)	21.97 (0.855)	31.28 (0.402)
	$H_c(r)$	167.7** (0.000)	59.10** (0.001)	26.54 (0.648)	20.61 (0.899)

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Entre parênteses, o p-valor das estatísticas.

Tabela F.2 – Testes de cointegração de Johansen/Fisher – Estatística do traço
Equações de Demanda

Equação	Modelo	Hipóteses de teste ($r = \text{rank}$)			
		$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	
Demanda restrita	$H_{lc}(r)$	86.26**	29.02	29.39	
		(0.000)	(0.517)	(0.497)	
	$H_c(r)$	133.7**	70.36**	49.55	
		(0.000)	(0.000)	(0.114)	
Demanda restrita/hysteresis	$H_{lc}(r)$	76.72**	18.82	28.74	
		(0.000)	(0.944)	(0.532)	
	$H_c(r)$	123.5**	65.34**	37.5	
		(0.000)	(0.000)	(0.163)	
Demanda irrestrita	$H_{lc}(r)$	199.4**	48.35*	31.51	$r \leq 3$ 33.11
		(0.000)	(0.018)	(0.391)	(0.318)
	$H_c(r)$	248.4**	77.51**	52.56**	46.43
		(0.000)	(0.000)	(0.007)	(0.158)
Demanda irrestrita/hysteresis	$H_{lc}(r)$	123.2**	25.75	20.14	$r \leq 3$ 23.28
		(0.000)	(0.688)	(0.913)	(0.804)
	$H_c(r)$	183.5**	57.88**	36.49	30.87
		(0.000)	(0.002)	(0.192)	(0.422)

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Entre parênteses, o p-valor das estatísticas.

**Tabela F.3 – Testes de cointegração de Johansen/Fisher – Máximo Autovalor
Equações de Oferta**

Equação	Modelo	Hipóteses de teste ($r = \text{rank}$)			
		$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	
Oferta restrita	$H_{lc}(r)$	133.6** (0.000)	54.1** (0.005)	39,29 (0.119)	
	$H_c(r)$	133** (0.000)	48.25* (0.019)	24,66 (0.742)	
Oferta restrita/hysteresis	$H_{lc}(r)$	145.1** (0.000)	51.07* (0.01)	36,17 (0.203)	
	$H_c(r)$	146.2** (0.000)	44.25* (0.045)	27,31 (0.607)	
Oferta irrestrita	$H_{lc}(r)$	150.8** (0.000)	59.03** (0.001)	18,89 (0.942)	31,44 (0.394)
	$H_c(r)$	145.5** (0.000)	57.79** (0.002)	21,77 (0.862)	17,84 (0.961)
Oferta irrestrita/hysteresis	$H_{lc}(r)$	155.1** (0.000)	49.98* (0.013)	18,23 (0.955)	31,28 (0.402)
	$H_c(r)$	151.9** (0.000)	53.9** (0.005)	24,11 (0.767)	20,61 (0.899)

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Entre parênteses, o p-valor das estatísticas.

Tabela F.4 – Testes de cointegração de Johansen/Fisher – Máximo Autovalor
Equações de Demanda

Equação	Modelo	Hipóteses de teste (r = rank)			
		r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2	
Demanda restrita	H _{lc} (r)	84.15**	28.91	29.39	
		(0.000)	(0.522)	(0.497)	
	H _c (r)	88.89**	50.24*	49.55	
		(0.000)	(0.012)	(0.114)	
Demanda restrita/hysteresis	H _{lc} (r)	85.83**	18.32	28.74	
		(0.000)	(0.953)	(0.532)	
	H _c (r)	86.44**	56.14**	37.5	
		(0.000)	(0.003)	(0.163)	
Demanda irrestrita	H _{lc} (r)	192.9**	37.35	29.88	33.11
		(0.000)	(0.167)	(0.472)	(0.318)
	H _c (r)	212.2**	49.03*	34.69	46.43
		(0.000)	(0.016)	(0.254)	(0.158)
Demanda irrestrita/hysteresis	H _{lc} (r)	137.7**	21.47	20.86	23.28
		(0.000)	(0.873)	(0.892)	(0.804)
	H _c (r)	166.2**	43.34*	28.18	30.87
		(0.000)	(0.055)	(0.561)	(0.422)

Fonte: Elaborado pela autora.

**, * e # representam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Entre parênteses, o p-valor das estatísticas.

Apêndice G – Estimadores MG e DFE

Tabela G.1 – Estimadores MG e DFE – Equações de Oferta

Equação	Variável	MG		DFE	
		Coef.	estat-z	Coef.	estat-z
Oferta - preços restritos	lprodom	2,535	2,73	1,985	2,71
	ltxrde	-4,560	-0,99	1,207	1,55
	ϕ	-0,170	-3,8	-0,036	-2,93
Oferta - preços restritos com hysteresis	lprodom	2,865	2,17	1,923	2,95
	p_ltxrde	2,228	1,26	1,500	1,93
	ϕ	-0,200	-4,09	-0,039	-3,2
Oferta - preços irrestritos	lprodom	3,679	2,21	2,186	2,6
	lipa	-0,194	-0,37	-1,279	-1,46
	lprecox	-0,135	-0,13	-0,684	-0,53
	ϕ	-0,208	-4,35	-0,032	-2,66
Oferta - preços irrestritos com hysteresis	lprodom	0,471	0,2	1,794	2,49
	p_lipa	-0,435	-0,52	-1,032	-1,23
	p_lprecox	3,828	0,84	1,401	0,51
	ϕ	-0,255	-4,38	-0,035	-2,81

Fonte: Elaborado pela autora.

Tabela G.2 – Estimadores MG e DFE – Equações de Oferta

Equação	Variável	MG		DFE	
		Coef.	estat-z	Coef.	estat-z
Demanda - preços restritos	lidem	1,530	6,4	1,562	10,91
	ltxrd	2,289	5,42	1,492	6,46
	ϕ	-0,343	-5,97	-0,176	-9,55
Demanda - preços restritos com hysteresis	lidem	1,444	6,12	1,667	9,27
	p_ltxrd	8,815	4,02	1,873	3,09
	ϕ	-0,378	-8,2	-0,147	-8,53
Demanda - preços irrestritos	lidem	1,870	5,33	1,703	5,67
	lprecox	-2,703	-5,31	-2,150	-5,52
	lprecoi	2,207	3,53	1,628	2,79
	ϕ	-0,296	-6,18	-0,113	-6,03
Demanda - preços irrestritos com hysteresis	lidem	1,987	5,25	1,760	4,52
	p_lprecox	-8,214	-3,06	-2,763	-2,59
	p_lprecoi	7,107	2,58	3,090	1,76
	ϕ	-0,368	-6,28	-0,096	-5,31

Fonte: Elaborado pela autora.

Apêndice H – Estimadores DOLS e FMOLS setoriais

Tabela H.1 – Equação de oferta com preços restritos

Setor	Variável	DOLS		FMOLS	
		Coefficiente	estat - t	Coefficiente	estat - t
Abate de animais	lprodom	7.51	(10.41)	5.60	(7.96)
	ltxrde	0.68	(1.4)	-0.14	(-0.26)
Beneficiamento de produtos vegetais	lprodom	0.37	(3.19)	0.38	(4.67)
	ltxrde	-0.28	(-1.06)	-0.20	(-1.30)
Borracha	lprodom	1.80	(2.1)	1.23	(2.55)
	ltxrde	-1.13	(-3.21)	-1.29	(-5.90)
Calçados	lprodom	-0.66	(-4.07)	-0.62	(-3.18)
	ltxrde	0.10	(0.76)	0.16	(1.03)
Celulose, papel e gráfica	lprodom	2.21	(10.74)	2.27	(11.05)
	ltxrde	-0.73	(-4.39)	-0.60	(-3.88)
Elementos químicos	lprodom	3.28	(8.53)	3.35	(9.33)
	ltxrde	-0.82	(-3.43)	-0.88	(-4.27)
Madeira e mobiliário	lprodom	7.52	(6.07)	5.73	(4.74)
	ltxrde	-0.89	(-3.26)	-0.83	(-2.58)
Máquinas e tratores	lprodom	2.08	(3.62)	2.08	(4.69)
	ltxrde	-0.90	(-1.46)	-0.67	(-1.49)
Material elétrico	lprodom	1.31	(2.36)	1.56	(4.12)
	ltxrde	0.19	(0.52)	0.11	(0.44)
Minerais não-metálicos	lprodom	2.68	(2.7)	2.42	(2.76)
	ltxrde	-1.41	(-4.73)	-1.31	(-4.79)
Outros produtos alimentares	lprodom	1.24	(3.22)	1.27	(3.66)
	ltxrde	-0.78	(-2.3)	-0.73	(-2.72)
Outros produtos metalúrgicos	lprodom	1.21	(1.22)	1.25	(1.74)
	ltxrde	-0.63	(-1.16)	-0.62	(-1.54)
Peças e outros veículos	lprodom	1.95	(8.03)	1.88	(8.25)
	ltxrde	-0.33	(-1.81)	-0.27	(-1.50)
Têxtil	lprodom	0.60	(1.52)	0.58	(1.67)
	ltxrde	-0.91	(-3.57)	-0.97	(-4.77)
Veículos automotores	lprodom	0.87	(3.74)	0.98	(3.51)
	ltxrde	0.99	(3.33)	0.86	(2.30)
Grupo	lprodom	2.26	(16.36)	2.00	(17.43)
	ltxrde	-0.46	(-6.29)	-0.49	(-8.06)

Fonte: Elaborado pela autora.

Tabela H.2 – Equação de oferta com preços restritos e *hysteresis*

Setor	Variável	DOLS		FMOLS	
		Coefficiente	estat - t	Coefficiente	estat - t
Abate de animais	lprodom	6.70	(10.79)	5.56	(8.80)
	p_ltxrde	1.70	(2.39)	1.53	(1.91)
Beneficiamento de produtos vegetais	lprodom	0.92	(3.75)	0.44	(3.55)
	p_ltxrde	1.04	(1.82)	-0.04	(-0.14)
Borracha	lprodom	2.47	(3.09)	1.93	(3.64)
	p_ltxrde	-1.31	(-1.98)	-1.64	(-3.26)
Calçados	lprodom	-0.37	(-2.15)	-0.31	(-1.62)
	p_ltxrde	0.36	(2.78)	0.40	(2.82)
Celulose, papel e gráfica	lprodom	2.15	(10.88)	2.26	(11.72)
	p_ltxrde	-1.31	(-4.48)	-1.10	(-3.86)
Elementos químicos	lprodom	3.32	(10.41)	3.56	(9.61)
	p_ltxrde	-1.31	(-3.57)	-1.21	(-3.09)
Madeira e mobiliário	lprodom	7.46	(6.8)	5.69	(5.03)
	p_ltxrde	-1.21	(-4.15)	-1.16	(-3.06)
Máquinas e tratores	lprodom	2.83	(3.59)	2.49	(4.58)
	p_ltxrde	-2.09	(-1.74)	-1.33	(-1.53)
Material elétrico	lprodom	0.87	(1.19)	1.16	(2.28)
	p_ltxrde	0.47	(1.06)	0.37	(1.14)
Minerais não-metálicos	lprodom	2.95	(2.86)	2.74	(3.12)
	p_ltxrde	-2.01	(-4.39)	-1.93	(-4.51)
Outros produtos alimentares	lprodom	1.08	(2.33)	1.19	(2.99)
	p_ltxrde	-1.25	(-1.95)	-1.10	(-2.26)
Outros produtos metalúrgicos	lprodom	0.77	(0.72)	1.32	(1.79)
	p_ltxrde	0.75	(0.65)	0.29	(0.31)
Peças e outros veículos	lprodom	2.19	(9.29)	2.11	(9.28)
	p_ltxrde	-0.74	(-3.44)	-0.64	(-2.92)
Têxtil	lprodom	0.55	(1.67)	0.21	(0.59)
	p_ltxrde	-1.25	(-3.29)	-1.07	(-2.98)
Veículos automotores	lprodom	0.74	(3.75)	0.77	(3.69)
	p_ltxrde	1.77	(6.09)	1.75	(5.17)
Grupo	lprodom	2.31	(17.81)	2.07	(17.83)
	p_ltxrde	-0.43	(-3.66)	-0.46	(-4.20)

Fonte: Elaborado pela autora.

Tabela H.3 – Equação de oferta com preços irrestritos

Setor	Variável	DOLS		FMOLS	
		Coefficiente	estat - t	Coefficiente	estat - t
Abate de animais	lprodom	7.01	(9.33)	5.18	(7.64)
	lipa	-0.93	(-1.85)	-0.14	(-0.27)
	lprecox	0.28	(0.52)	-0.71	(-1.18)
Beneficiamento de produtos vegetais	lprodom	0.38	(3.47)	0.38	(4.95)
	lipa	0.22	(0.89)	0.13	(0.87)
	lprecox	-0.39	(-1.35)	-0.42	(-1.97)
Borracha	lprodom	1.44	(2.03)	1.25	(2.53)
	lipa	1.33	(4.25)	1.36	(5.85)
	lprecox	-1.29	(-2.33)	-1.35	(-2.63)
Calçados	lprodom	-0.80	(-4.58)	-0.71	(-3.39)
	lipa	-0.03	(-0.26)	-0.12	(-0.78)
	lprecox	-0.23	(-0.65)	-0.09	(-0.22)
Celulose, papel e gráfica	lprodom	2.22	(10.31)	2.28	(11.10)
	lipa	0.72	(4.11)	0.58	(3.66)
	lprecox	-0.75	(-2.97)	-0.60	(-3.23)
Elementos químicos	lprodom	3.41	(7.77)	3.44	(9.29)
	lipa	0.82	(3.24)	0.87	(4.21)
	lprecox	-0.59	(-0.94)	-0.63	(-1.28)
Madeira e mobiliário	lprodom	8.00	(6.32)	5.34	(4.32)
	lipa	1.05	(2.63)	0.57	(1.50)
	lprecox	-1.78	(-1.29)	0.15	(0.12)
Máquinas e tratores	lprodom	2.16	(7.85)	2.13	(7.96)
	lipa	-0.11	(-0.31)	-0.24	(-0.81)
	lprecox	2.88	(4.34)	2.75	(4.72)
Material elétrico	lprodom	1.19	(1.7)	1.50	(4.35)
	lipa	-0.22	(-0.41)	-0.07	(-0.29)
	lprecox	1.13	(1.81)	0.95	(2.37)
Minerais não-metálicos	lprodom	2.06	(6.35)	1.84	(3.63)
	lipa	1.84	(17.56)	1.75	(10.30)
	lprecox	-4.53	(-15.49)	-4.36	(-9.25)
Outros produtos alimentares	lprodom	1.70	(7.76)	1.67	(6.57)
	lipa	0.20	(0.98)	0.26	(1.20)
	lprecox	-2.00	(-6.6)	-1.97	(-6.16)
Outros produtos metalúrgicos	lprodom	-0.17	(-0.18)	0.48	(0.74)
	lipa	-0.12	(-0.16)	0.42	(1.20)
	lprecox	1.35	(1.41)	0.63	(1.18)
Peças e outros veículos	lprodom	1.43	(4.99)	1.37	(7.06)
	lipa	0.23	(1.45)	0.18	(1.31)
	lprecox	0.79	(1.77)	0.93	(3.03)
Têxtil	lprodom	0.70	(2.01)	0.47	(1.59)
	lipa	0.82	(4.13)	0.82	(4.71)
	lprecox	-1.83	(-6.7)	-1.62	(-5.78)
Veículos automotores	lprodom	0.96	(2.42)	1.43	(4.59)
	lipa	-0.98	(-1.98)	-0.57	(-1.61)
	lprecox	0.78	(0.58)	-0.62	(-0.79)
Grupo	lprodom	2.11	(17.44)	1.87	(18.83)
	lipa	0.32	(8.85)	0.39	(8.02)
	lprecox	-0.41	(-7.2)	-0.46	(-5.44)

Fonte: Elaborado pela autora.

Tabela H.4 – Equação de oferta com preços irrestritos e *hysteresis*

Setor	Variável	DOLS		FMOLS	
		Coefficiente	estat - t	Coefficiente	estat - t
Abate de animais	lprodom	7.12	(10.36)	5.65	(8.01)
	p_lipa	-0.91	(-1.42)	-0.38	(-0.42)
	p_lprecox	1.31	(1.3)	0.09	(0.06)
Beneficiamento de produtos vegetais	lprodom	0.71	(3.96)	0.37	(3.69)
	p_lipa	-0.69	(-1.39)	0.09	(0.36)
	p_lprecox	-0.32	(-0.62)	-1.26	(-2.87)
Borracha	lprodom	0.84	(1.17)	0.94	(1.97)
	p_lipa	2.09	(4.13)	1.96	(5.70)
	p_lprecox	-3.60	(-1.47)	-3.47	(-1.65)
Calçados	lprodom	-0.69	(-2.7)	-0.55	(-2.42)
	p_lipa	-0.23	(-1.48)	-0.31	(-2.26)
	p_lprecox	0.29	(0.13)	1.49	(0.75)
Celulose, papel e gráfica	lprodom	2.58	(14.38)	2.53	(13.49)
	p_lipa	0.95	(3.44)	0.83	(3.10)
	p_lprecox	-0.81	(-1.64)	-0.65	(-1.54)
Elementos químicos	lprodom	3.37	(6.87)	3.24	(7.71)
	p_lipa	1.26	(2.67)	1.55	(3.79)
	p_lprecox	-2.11	(-0.67)	-2.40	(-0.86)
Madeira e mobiliário	lprodom	7.30	(3.46)	2.91	(2.55)
	p_lipa	0.90	(1.64)	0.02	(0.05)
	p_lprecox	-2.18	(-0.39)	7.82	(2.32)
Máquinas e tratores	lprodom	2.00	(4.21)	1.85	(6.24)
	p_lipa	0.71	(1.23)	0.37	(0.97)
	p_lprecox	4.72	(2.52)	5.25	(4.10)
Material elétrico	lprodom	2.42	(3.39)	2.06	(4.40)
	p_lipa	0.62	(1.67)	0.35	(1.47)
	p_lprecox	-1.54	(-0.5)	0.22	(0.11)
Minerais não-metálicos	lprodom	5.36	(8.24)	4.28	(5.42)
	p_lipa	2.77	(9.37)	2.40	(5.97)
	p_lprecox	-16.23	(-7.04)	-13.37	(-4.49)
Outros produtos alimentares	lprodom	2.18	(5.79)	1.99	(5.50)
	p_lipa	0.00	(0.01)	0.39	(0.80)
	p_lprecox	-6.30	(-5.69)	-6.35	(-5.64)
Outros produtos metalúrgicos	lprodom	-2.04	(-2.36)	-0.03	(-0.05)
	p_lipa	-1.22	(-1.29)	0.61	(1.28)
	p_lprecox	4.68	(3.89)	2.26	(2.58)
Peças e outros veículos	lprodom	1.55	(4.75)	1.38	(6.12)
	p_lipa	0.42	(2.97)	0.36	(2.85)
	p_lprecox	1.03	(0.88)	1.67	(1.92)
Têxtil	lprodom	-0.60	(-1.36)	-0.05	(-0.16)
	p_lipa	0.16	(0.36)	0.98	(3.26)
	p_lprecox	-5.25	(-5.98)	-5.69	(-5.87)
Veículos automotores	lprodom	0.50	(1.17)	0.80	(2.27)
	p_lipa	-1.29	(-4.04)	-1.31	(-4.23)
	p_lprecox	3.22	(1.57)	2.34	(1.52)
Grupo	lprodom	2.17	(15.84)	1.83	(16.72)
	p_lipa	0.37	(4.61)	0.53	(5.86)
	p_lprecox	-1.54	(-3.54)	-0.80	(-2.47)

Fonte: Elaborado pela autora.

Tabela H.5 – Equação de demanda com preços restritos

Setor	Variável	DOLS		FMOLS	
		Coefficiente	estat - t	Coefficiente	estat - t
Abate de animais	lidem	3.40	(7.99)	3.21	(7.80)
	ltxrd	1.43	(4.29)	1.54	(4.88)
Beneficiamento de produtos vegetais	lidem	0.70	(2.45)	0.85	(4.53)
	ltxrd	0.57	(2.42)	0.45	(2.70)
Borracha	lidem	1.97	(15.97)	1.88	(14.00)
	ltxrd	2.19	(5.58)	1.91	(4.53)
Calçados	lidem	1.13	(7.19)	1.12	(8.73)
	ltxrd	0.49	(0.99)	0.52	(1.63)
Celulose, papel e gráfica	lidem	1.98	(6.72)	1.99	(9.51)
	ltxrd	0.48	(0.84)	0.46	(1.26)
Elementos químicos	lidem	1.88	(6.41)	1.92	(5.63)
	ltxrd	2.79	(4.22)	2.78	(4.09)
Madeira e mobiliário	lidem	2.60	(7.31)	2.87	(9.93)
	ltxrd	2.08	(3.73)	1.54	(3.75)
Máquinas e tratores	lidem	1.18	(5.81)	1.24	(4.78)
	ltxrd	2.34	(3.61)	1.99	(2.63)
Material elétrico	lidem	1.68	(14.49)	1.70	(10.08)
	ltxrd	2.15	(6.31)	2.09	(4.55)
Minerais não-metálicos	lidem	1.16	(4.61)	1.24	(4.58)
	ltxrd	2.16	(6.04)	2.03	(5.56)
Outros produtos alimentares	lidem	0.62	(2.1)	0.71	(2.87)
	ltxrd	1.78	(5.49)	1.64	(5.93)
Outros produtos metalúrgicos	lidem	1.31	(7.55)	1.33	(7.54)
	ltxrd	1.48	(3.36)	1.39	(3.24)
Peças e outros veículos	lidem	1.83	(7.75)	1.88	(8.55)
	ltxrd	0.13	(0.21)	0.08	(0.17)
Têxtil	lidem	-0.33	(-1.46)	-0.09	(-0.31)
	ltxrd	1.83	(6.08)	1.72	(4.52)
Veículos automotores	lidem	1.32	(4.64)	1.35	(4.80)
	ltxrd	4.23	(5.33)	4.13	(5.59)
Grupo	lidem	1.50	(25.71)	1.55	(26.60)
	ltxrd	1.74	(15.1)	1.62	(14.21)

Fonte: Elaborado pela autora.

Tabela H.6 – Equação de demanda com preços restritos e *hysteresis*

Setor	Variável	DOLS		FMOLS	
		Coefficiente	estat - t	Coefficiente	estat - t
Abate de animais	lidem	3.16	(6.92)	2.96	(6.30)
	p_ltxrd	3.04	(3.88)	3.16	(4.13)
Beneficiamento de produtos vegetais	lidem	0.67	(1.95)	0.70	(2.89)
	p_ltxrd	0.76	(1.9)	0.77	(2.62)
Borracha	lidem	1.94	(17.72)	1.85	(15.79)
	p_ltxrd	12.74	(6.08)	12.05	(5.22)
Calçados	lidem	1.05	(5.88)	1.07	(8.26)
	p_ltxrd	4.05	(1.46)	3.52	(1.95)
Celulose, papel e gráfica	lidem	2.16	(6.8)	2.09	(8.42)
	p_ltxrd	0.08	(0.04)	0.58	(0.34)
Elementos químicos	lidem	1.56	(8.55)	1.53	(7.16)
	p_ltxrd	15.63	(9.23)	16.36	(8.81)
Madeira e mobiliário	lidem	1.90	(6.13)	2.16	(7.16)
	p_ltxrd	10.18	(6.48)	8.47	(5.80)
Máquinas e tratores	lidem	0.73	(3.62)	0.74	(3.11)
	p_ltxrd	15.84	(6.04)	15.38	(5.19)
Material elétrico	lidem	1.71	(18.56)	1.70	(16.19)
	p_ltxrd	14.98	(9.32)	14.84	(8.62)
Minerais não-metálicos	lidem	0.73	(1.72)	0.81	(2.28)
	p_ltxrd	6.71	(4.38)	6.52	(5.15)
Outros produtos alimentares	lidem	0.53	(1.08)	0.60	(1.59)
	p_ltxrd	3.82	(3.2)	3.63	(3.83)
Outros produtos metalúrgicos	lidem	1.16	(5.37)	1.18	(6.81)
	p_ltxrd	3.07	(1.69)	2.98	(1.90)
Peças e outros veículos	lidem	1.77	(9.31)	1.85	(9.53)
	p_ltxrd	-1.58	(-1.23)	-1.61	(-1.33)
Têxtil	lidem	-0.53	(-2.45)	-0.37	(-1.50)
	p_ltxrd	7.81	(6.71)	7.82	(6.02)
Veículos automotores	lidem	1.85	(5.63)	1.75	(5.56)
	p_ltxrd	25.85	(4.73)	24.99	(5.16)
Grupo	lidem	1.36	(24.99)	1.38	(25.70)
	p_ltxrd	8.20	(16.5)	7.96	(16.37)

Fonte: Elaborado pela autora.

Tabela H.7 – Equação de demanda com preços irrestritos

Setor	Variável	DOLS		FMOLS	
		Coefficiente	estat - t	Coefficiente	estat - t
Abate de animais	lidem	3.80	(9.68)	3.82	(9.77)
	lprecox	-1.89	(-5.59)	-1.93	(-6.77)
	lprecoi	-0.04	(-0.06)	-0.05	(-0.09)
Beneficiamento de produtos vegetais	lidem	0.32	(1.29)	0.58	(2.95)
	lprecox	-0.27	(-1.5)	-0.28	(-1.82)
	lprecoi	1.40	(4.24)	1.04	(3.63)
Borracha	lidem	2.19	(18.01)	2.06	(13.69)
	lprecox	-1.65	(-4.78)	-1.55	(-3.62)
	lprecoi	0.82	(1.12)	0.24	(0.26)
Calçados	lidem	0.98	(4.59)	1.05	(5.91)
	lprecox	-0.31	(-0.68)	-0.49	(-1.53)
	lprecoi	-0.55	(-0.63)	0.51	(0.95)
Celulose, papel e gráfica	lidem	2.27	(6.08)	2.25	(7.95)
	lprecox	0.07	(0.1)	-0.06	(-0.13)
	lprecoi	-0.55	(-0.54)	-0.36	(-0.51)
Elementos químicos	lidem	1.39	(4.18)	1.42	(4.76)
	lprecox	-2.42	(-3.16)	-2.23	(-4.06)
	lprecoi	5.27	(4.18)	5.14	(6.19)
Madeira e mobiliário	lidem	1.98	(4.84)	2.40	(6.53)
	lprecox	-2.10	(-4.12)	-1.42	(-3.71)
	lprecoi	2.78	(4.92)	2.02	(4.53)
Máquinas e tratores	lidem	1.75	(4.58)	1.86	(3.82)
	lprecox	-2.42	(-3.85)	-2.18	(-2.81)
	lprecoi	1.42	(1.6)	1.23	(1.24)
Material elétrico	lidem	1.51	(9.83)	1.68	(6.82)
	lprecox	-2.40	(-8.63)	-2.12	(-4.80)
	lprecoi	1.66	(2.8)	2.10	(2.88)
Minerais não-metálicos	lidem	1.85	(7.11)	1.87	(6.28)
	lprecox	-2.07	(-7.81)	-2.00	(-6.51)
	lprecoi	1.63	(2.95)	1.19	(2.82)
Outros produtos alimentares	lidem	1.71	(3.14)	1.60	(3.82)
	lprecox	-2.37	(-6.31)	-2.10	(-6.90)
	lprecoi	-0.11	(-0.13)	0.15	(0.24)
Outros produtos metalúrgicos	lidem	1.63	(5.75)	1.48	(4.88)
	lprecox	-1.66	(-3.67)	-1.45	(-3.22)
	lprecoi	0.85	(1.23)	1.13	(1.73)
Peças e outros veículos	lidem	2.12	(5.32)	2.33	(5.80)
	lprecox	0.23	(0.41)	-0.23	(-0.50)
	lprecoi	0.31	(0.31)	-0.45	(-0.56)
Têxtil	lidem	-0.20	(-0.41)	0.11	(0.22)
	lprecox	-1.78	(-5.19)	-1.65	(-4.20)
	lprecoi	2.13	(2.67)	1.55	(1.57)
Veículos automotores	lidem	2.14	(2.55)	1.43	(2.19)
	lprecox	-5.36	(-5.65)	-4.19	(-5.65)
	lprecoi	1.00	(0.43)	3.88	(2.65)
Grupo	lidem	1.70	(22.34)	1.73	(22.05)
	lprecox	-1.76	(-15.6)	-1.59	(-14.52)
	lprecoi	1.20	(6.48)	1.29	(7.11)

Fonte: Elaborado pela autora.

Tabela H.8 – Equação de demanda com preços irrestritos e *hysteresis*

Setor	Variável	DOLS		FMOLS	
		Coefficiente	estat - t	Coefficiente	estat - t
Abate de animais	lidem	4.82	(15.19)	4.79	(13.89)
	p_lprecox	-4.57	(-9.39)	-4.47	(-9.74)
	p_lprecoi	-4.72	(-2.77)	-4.49	(-2.53)
Beneficiamento de produtos vegetais	lidem	0.40	(2.15)	0.53	(3.23)
	p_lprecox	0.11	(0.32)	-0.11	(-0.35)
	p_lprecoi	3.54	(5.83)	3.15	(5.22)
Borracha	lidem	2.46	(9.63)	2.27	(11.33)
	p_lprecox	-8.29	(-5.26)	-9.01	(-6.20)
	p_lprecoi	-3.12	(-0.33)	-0.19	(-0.02)
Calçados	lidem	0.99	(4.32)	1.00	(5.19)
	p_lprecox	-3.27	(-1.48)	-3.70	(-2.26)
	p_lprecoi	4.23	(0.88)	6.98	(2.03)
Celulose, papel e gráfica	lidem	1.95	(3.36)	1.96	(5.14)
	p_lprecox	-0.48	(-0.26)	-0.99	(-0.87)
	p_lprecoi	1.09	(0.25)	1.80	(0.67)
Elementos químicos	lidem	1.33	(4.75)	1.54	(7.54)
	p_lprecox	-13.76	(-5.3)	-12.82	(-6.92)
	p_lprecoi	32.22	(4.96)	25.65	(8.51)
Madeira e mobiliário	lidem	1.67	(4.49)	2.00	(4.79)
	p_lprecox	-5.84	(-5.37)	-3.33	(-3.22)
	p_lprecoi	7.17	(7.53)	5.07	(5.84)
Máquinas e tratores	lidem	2.86	(3.29)	2.99	(3.83)
	p_lprecox	-12.12	(-3.4)	-11.79	(-3.33)
	p_lprecoi	3.66	(1.13)	3.15	(0.98)
Material elétrico	lidem	1.83	(11.66)	1.97	(7.00)
	p_lprecox	-12.52	(-19.56)	-12.39	(-9.12)
	p_lprecoi	10.31	(10.34)	10.81	(5.70)
Minerais não-metálicos	lidem	2.69	(8.12)	2.60	(9.11)
	p_lprecox	-7.93	(-8.69)	-7.68	(-8.94)
	p_lprecoi	2.32	(2.11)	2.59	(2.53)
Outros produtos alimentares	lidem	0.23	(0.34)	0.17	(0.38)
	p_lprecox	-5.00	(-3.77)	-4.53	(-4.73)
	p_lprecoi	8.51	(3.04)	8.66	(4.52)
Outros produtos metalúrgicos	lidem	1.28	(1.75)	1.13	(2.37)
	p_lprecox	-2.25	(-1.22)	-2.25	(-1.59)
	p_lprecoi	3.13	(0.72)	4.71	(1.37)
Peças e outros veículos	lidem	2.66	(4.85)	2.65	(4.74)
	p_lprecox	1.65	(1.65)	1.42	(1.29)
	p_lprecoi	-6.83	(-2.1)	-7.32	(-2.15)
Têxtil	lidem	0.58	(1.04)	1.09	(2.26)
	p_lprecox	-7.14	(-7.95)	-6.65	(-6.30)
	p_lprecoi	2.76	(0.77)	0.01	(0.00)
Veículos automotores	lidem	1.92	(1.21)	1.52	(1.08)
	p_lprecox	-20.61	(-2.68)	-14.25	(-2.94)
	p_lprecoi	31.24	(3.22)	24.82	(2.76)
Grupo	lidem	1.84	(19.66)	1.88	(21.15)
	p_lprecox	-6.80	(-18.68)	-6.17	(-16.85)
	p_lprecoi	6.37	(9.19)	5.69	(9.15)

Fonte: Elaborado pela autora.