

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

DANILO CÉSAR CASCALDI GARCIA

***Hysteresis nas exportações manufaturadas brasileiras: um modelo de
cointegração com transição suavizada***

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Kannebley Jr.

RIBEIRÃO PRETO
2009

Profa. Dra. Suely Vilela
Reitora da Universidade de São Paulo

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

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

DANILO CÉSAR CASCALDI GARCIA

***Hysteresis* nas exportações manufaturadas brasileiras: um modelo de
cointegração com transição suavizada**

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 Jr.

RIBEIRÃO PRETO
2009

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo ou pesquisa, desde que citada a fonte.

FICHA CATALOGRÁFICA

Garcia, Danilo César Cascaldi

Hysteresis nas exportações manufaturadas brasileiras: um modelo de cointegração com transição suavizada. Ribeirão Preto, 2009.

120 p.: il.; 30 cm

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

Orientador: Kannebley Jr., Sérgio

1. demanda por exportação. 2. *hysteresis* econômica. 3. cointegração com transição suavizada.

FOLHA DE APROVAÇÃO

Danilo César Cascaldi Garcia

Hysteresis nas exportações manufaturadas
brasileiras: um modelo de cointegração
com transição suavizada

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

Área de concentração: Economia Aplicada.

Aprovado em: _____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Sérgio Kannebley Jr.

Instituição: FEARP/USP

Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____

Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____

Assinatura: _____

Para
Minha mãe (Carmem)

AGRADECIMENTOS

Finalmente, este é o último passo na conclusão de meu mestrado. Muitas pessoas fizeram com que eu efetivamente conseguisse chegar até aqui. Primeiramente, gostaria de agradecer ao meu orientador, Sérgio Kannebley Jr., por mais uma vez me “aturar” até o final e, principalmente, pelo suporte quando precisei no momento difícil que este ano que passou colocou em minha vida. Exigente e minucioso, sei que os bons frutos de nossa parceria só existiram por causa de tais qualidades. Mais uma vez, que este seja mais um dos trabalhos positivos já executados por nós.

Às minhas amigas (e também colegas de mestrado) Josiane e Beatriz, pelas horas e horas extenuantes de estudo em grupo, em que cada um motivava o outro. Hoje vejo o quanto nosso esforço foi bem recompensado, pois o sucesso em nosso mestrado é resultado direto de nosso trabalho conjunto.

Aos meus colegas de mestrado de uma forma geral, seja na Economia, Administração ou Contabilidade, pelo empenho e companheirismo dentro e fora da sala de aula, a ajuda nas dificuldades e o empenho nas horas difíceis.

Aos professores da FEA-RP/USP, do mestrado ou não, pela base necessária para que eu pudesse cursar os créditos, pelo esforço em apresentar os modelos econômicos tão complexos em sala de aula, pelos seminários apresentados e discussões de trabalhos, dando suporte teórico e prático para a execução deste trabalho.

Ao meu pai, Carlos, e meus irmãos, Felipe e Leandro, pelo apoio incondicional em todas as minhas decisões e pela força que vocês mostraram ter este ano que deve ter sido para vocês, como foi para mim, o ano mais difícil de nossas vidas. Vocês são incríveis. Sem vocês ao meu lado, não teria forças para continuar e este trabalho não teria sido concluído.

À minha agora noiva, Juliana. Sem você e seu apoio, não teria segurado a barra. Este trabalho tem a sua cara. Foi você quem ficou do meu lado o tempo todo e segurou a minha mão nesses tempos tão difíceis. Obrigado pelo amor, pela força e pela ajuda em tudo. Juju, você é o amor de minha vida, e fico feliz que poderemos “juntar os trapinhos”.

Por fim, e mais importante, agradeço à minha mãe, Carmem. Não há palavras para explicar o que você representou (e sempre representará) em minha vida. Apesar de todos os problemas, sempre me apoiou a continuar tocando minha vida da melhor maneira possível. Estes dois últimos anos de mestrado valeram, acima de tudo, para que eu pudesse ficar um

pouco mais ao seu lado na hora que mais precisou. Hoje percebo claramente que você estava me ensinando uma última lição: nunca desista de nada. Sem seu amor, nada de minhas conquistas até hoje teriam acontecido. Infelizmente, por uma vontade maior (que eu nunca vou entender) você não pôde estar aqui, comigo, ao meu lado em mais este passo. Sei, apesar disso, que em algum lugar, de alguma forma, você está olhando por nós, orgulhosa do trabalho deixado aqui. Te amo muito, mãe. Saudades...

RESUMO

A literatura é extensa no que se refere a estimações de modelos de oferta e demanda para exportações, mas poucos consideram que a resposta em exportações a variações na taxa de câmbio possa ser lenta e assimétrica. Dixit (1989) afirma que a firma que deseja passar a atuar no mercado externo ou deixar tal mercado deve incorrer em custos irrecuperáveis. Além disso, políticas de “*wait and see*” fazem com que estas não mudem seu estado (atuantes ou não) imediatamente quando variações significativas na taxa de câmbio acontecem. Tais fatores criam o fenômeno da *hysteresis* econômica, caracterizado pela forte não-linearidade de uma variável, gerando assimetria dependendo do estado e da magnitude do choque em tal. Assim, propõe-se neste trabalho uma forma alternativa de se captar tal efeito, via modelo de cointegração com transição suavizada, desenvolvido em Saikkonen e Choi (2004). Os resultados encontrados apontam para a evidência do efeito histerético, apresentando tal modelagem não-linear para quatro dos dezesseis setores industriais estudados do Brasil.

Palavras-chave: demanda por exportação, *hysteresis* econômica, cointegração com transição suavizada.

ABSTRACT

The literature is large on what refers to estimation of export supply and demand models, but just a few consider that the response on exports to variations on the exchange rate can be slow and asymmetric. Dixit (1989) says that the firm who wishes to operate on the foreign market or leave it must incur on sunk costs. Besides, “*wait-and-see*” policies makes the firm to remain it state unaltered (operating or not) immediately when significant variations on the exchange rate happens. This factor creates the phenomena called economic hysteresis, representing a strong non-linearity of a variable, generating asymmetries depending on the state and magnitude of the shock on the variable. Thus, it’s proposed on this work an alternative form to capture this effect, by smooth transition cointegration model, developed on Saikkonen and Choi (2004). The results indicate to the evidence of the hysteric effect, presenting non-linear modeling for four of sixteen industrial sectors studied of Brazil.

Keywords: export demand, economic hysteresis, smooth transition cointegration.

LISTA DE TABELAS

Tabela 4.1: Modelo de oferta linear restrito via <i>leads</i> e <i>lags</i>	63
Tabela 4.2: Modelos de oferta lineares irrestritos via <i>leads</i> e <i>lags</i>	64
Tabela 4.3: Modelos de demanda lineares restritos via <i>leads</i> e <i>lags</i>	66
Tabela 4.4: Modelos de demanda lineares irrestritos via <i>leads</i> e <i>lags</i>	67
Tabela 4.5: Testes de linearidade do modelo (O.1)	69
Tabela 4.6: Testes de linearidade do modelo (O.3)	70
Tabela 4.7: Testes de linearidade do modelo (O.5)	70
Tabela 4.8: Testes de linearidade do modelo (D.1)	71
Tabela 4.9: Testes de linearidade do modelo (D.2)	72
Tabela 4.10: Modelos de oferta não-linear sob a forma (O.3).....	76
Tabela 4.11: Modelos de demanda não-linear sob a forma (D.1).....	79
Tabela 4.12: Modelos de demanda não-linear sob a forma (D.2).....	82

LISTA DE FIGURAS E GRÁFICOS

Figura 1: Representação geométrica do valor de espera	22
Figura 2: Representação geométrica do valor de espera com H ótimo	23
Figura 3: Dinâmica de uma indústria competitiva	25
Figura 4: Dinâmica de uma indústria competitiva com gatilhos de entrada e saída	26
Figura 5: Determinação dos “gatilhos” de entrada e saída pela taxa de câmbio	29
Figura 6: <i>Loop de hysteresis</i>	32
Figura 7: Interruptor eletromagnético de <i>hysteresis</i>	33
Figura 8: Interruptor eletromagnético não-ideal	33
Figura 9: Triângulo T de representação histerérica	35
Figura 10: Dinâmica de variações em $x(t)$	36
Figura 11: Demonstração histerética em forma escalonada	37
Figura 12: Representação do <i>loop</i> concêntrico	38
Figura 13: Aplicação do modelo de Preisach ao comércio exterior	40
Figura 14: <i>Loop</i> de macro- <i>hysteresis</i>	41
Figura 15: Linearização do <i>loop</i> proposto por Göcke (1994)	46
Figura 16: Forma escalonada demonstrada em Piscitelli <i>et alli</i> (2000)	47
Gráfico 1: Quantum exportado	60
Gráfico 2: Preço de exportação	60
Gráfico 3: IPA-OG em dólar	60
Gráfico 4: Produto doméstico	60
Gráfico 5: Preço internacional	60
Gráfico 6: Índice de demanda	60

Gráfico 7: coef. de Px_t em modelo (O.3) de material elétrico	76
Gráfico 8: coef. em função de Px_t em modelo (O.3) de material elétrico	76
Gráfico 9: coef. de PD_t em modelo (O.3) de veículos automotores.....	76
Gráfico 10: coef. em função de PD_t em modelo (O.3) de veículos automotores.....	76
Gráfico 11: coef. de $Pi_t - Px_t$ em modelo (D.1) de min. não-metálicos	80
Gráfico 12: coef. em função de $Pi_t - Px_t$ em modelo (D.1) de min. não-metálicos	80
Gráfico 13: coef. de $Pi_t - Px_t$ em modelo (D.1) de veículos automotores	80
Gráfico 14: coef. Em função de $Pi_t - Px_t$ em modelo (D.1) de veículos automotores	80
Gráfico 15: coef. de Px_t em modelo (D.2) de madeira e mobiliário.....	82
Gráfico 16: coef. Em função de Px_t em modelo (D.2) de madeira e mobiliário	82
Gráfico 17: coef. de Px_t em modelo (D.2) de material elétrico.....	83
Gráfico 18: coef. em função de Px_t em modelo (D.2) de material elétrico.....	83
Gráfico 19: coef. de Pi_t em modelo (D.2) de material elétrico	83
Gráfico 20: coef. em função de Pi_t em modelo (D.2) de material elétrico	83

SUMÁRIO

Introdução	12
1 A decisão de investimento e o conceito de <i>hysteresis</i>	14
2 Testes empíricos para <i>hysteresis</i> em comércio exterior	43
3 Forma alternativa de evidência de <i>hysteresis</i> em comércio exterior: modelos STR	50
4 Resultados	62
Conclusão	86
Bibliografia	91
Anexos	94

Introdução

Existe uma extensa literatura que busca produzir estimações de curvas de oferta, ou demanda, das exportações brasileiras. Entretanto, esta literatura não discute a possibilidade de respostas assimétricas nas exportações às variações cambiais.

Por relação assimétrica entendem-se os impactos diferenciados de uma desvalorização cambial em relação àqueles gerados por uma valorização cambial na mesma medida. Teoricamente, essas evidências remontam à teoria de *hysteresis* para o comércio internacional elaborada inicialmente por Baldwin (1988), Dixit (1989) e Krugman (1989). Segundo essa proposição teórica, em razão da existência de custos de entrada e saída, os exportadores não entram ou saem do mercado externo prontamente em resposta às mudanças na taxa de câmbio real. Preferem adotar estratégias de “esperar e ver” para tomar decisões que devem implicar custos de saída ou reentrada, fazendo com que valorizações ou desvalorizações não gerem um efeito imediato e simétrico sobre as exportações.

Para o caso brasileiro o primeiro trabalho a sugerir essa hipótese para a relação entre exportações e taxa de câmbio foi Markwald e Puga (2002), quando apresentaram evidências para os anos de 1990 relacionadas ao fenômeno de baixa resposta das exportações manufaturadas às mudanças de nível da taxa real. Segundo esses autores, o impacto da taxa de câmbio foi assimétrico, já que o efeito positivo da desvalorização mostrou-se mais intenso que o impacto negativo da apreciação. Ou seja, por trás do crescimento tendencial das exportações de produtos manufaturados estaria um fenômeno de alargamento progressivo da base exportadora que se daria de modo mais intenso nos períodos de desvalorização cambial. Atualmente esse cenário se repete à medida que após uma resposta lenta das exportações posteriormente à desvalorização cambial realizada em 1999, observou-se uma forte recuperação nos anos posteriores, com um crescimento exponencial que não se arrefeceu mesmo com a persistente valorização cambial que vem ocorrendo desde meados de 2003. Para se ter uma idéia da magnitude desse fenômeno, de 1998 a 2002 observou-se uma desvalorização da taxa de câmbio real da ordem de 32%, acompanhado de um crescimento das exportações totais e de produtos manufaturados de 12% e 18%, respectivamente, no mesmo período. Ao passo que no período de 2002 a 2006, em que a taxa real de câmbio se valorizou em 33%, retornando aos níveis pré-desvalorização, as exportações totais e de produtos manufaturados cresceram, respectivamente, 126% e 127%. Isto é, a relação defasada

entre exportações e taxa de câmbio para a economia brasileira não se restringe a um período específico, mas que se estende e resiste às mudanças de regimes cambial e monetário.

Empiricamente, a hipótese de *hysteresis* foi investigada para o caso brasileiro, em termos microeconômicos para os períodos de 1990 a 1997 por Kannebley Jr. (2005) e para o período de 1998 a 2003 por Kannebley Jr. e Valeri (2006), obtendo-se evidências que permitem aceitar essa hipótese em ambos os períodos. Em nível macroeconômico, Kannebley Jr. (2007) testa essa hipótese, período de 1985 a 2003, por meio de análise de cointegração com *threshold*, também a aceitando em nove setores industriais, dentre dezesseis setores industriais analisados.

O que se propõe nesse trabalho é uma extensão da análise em séries de tempo efetuada em Kannebley Jr. (2007) para o período de 1985 a 2005, integrando-a mais adequadamente à proposição teórica de Belcke e Göcke (2001, 2005). Para isso, utilizou-se uma metodologia econométrica que possibilita captar ponto-a-ponto, de forma suave e não truncada a relação não-linear observada na relação entre exportações e a taxa real de câmbio. Essa metodologia de estimação de modelos em longo prazo foi proposta por Saikkonen e Choi (2004) e é denominada de *Cointegrating Smooth Transition Regression*. Assim, por meio dessa nova metodologia de estimação pretende-se captar diretamente, via instabilidade da média condicional do modelo de longo prazo, a mudança de sensibilidade do *quantum* exportado às variações cambiais.

1 A decisão de investimento e o conceito de *hysteresis*

O conceito de *hysteresis* foi originalmente apresentado pela física como um “fenômeno de forte não-linearidade”, ou seja, uma simplificação linear do efeito a ser captado não absorve totalmente o fenômeno observado. Segundo o físico escocês Alfred Ewing, se as variações cíclicas de uma variável N causa variações cíclicas em outra variável M e tais variações se apresentam com defasagem, pode-se dizer que existe uma relação histerética entre M e N. Aplicado à idéia de decisão de investimentos sob incertezas, classificado como *hysteresis* econômica, Dixit e Pindyck (1994) descrevem-no como a não-reversão do investimento quando as causas que geraram tal decisão são totalmente revertidas. Nos modelos econômicos apresentados por Baldwin e Krugman (1989), Dixit (1989) e Krugman (1989) a ocorrência de *hysteresis* estaria associada à presença de custos irrecuperáveis (*sunk costs*) e à incerteza de mercado quanto ao retorno futuro do investimento.

A decisão de uma firma exportar (ou não) está baseada em diversas variáveis, tanto macro como microeconômicas. A literatura macroeconômica destaca que uma desvalorização da taxa de câmbio gera um aumento no nível de exportação de um país, visto que, a firma ao exportar, recebe em moeda estrangeira e a revende em moeda corrente no mercado interno a um preço maior do que anteriormente. Assim, haverá um aumento de sua remuneração e um maior estímulo a aumentar as exportações para as que já se encontram nesse mercado e um incentivo para que as que não exportem passem a fazê-lo. Mesma lógica pode ser aplicada a uma eventual valorização cambial, pois agora os exportadores receberão menos em moeda corrente pelo mesmo valor recebido em moeda estrangeira, gerando um desestímulo em exportar para as firmas que já se encontram nesse mercado e reduzindo o incentivo de novas entrantes.

Em nível microeconômico, as decisões de entrar ou sair do mercado externo são complexas. Tal decisão se baseia na existência de custos irrecuperáveis, tanto para entrada como para saída. Se uma firma decide por entrar no mercado externo, esta arcará com gastos referentes à obtenção de informações sobre padrões de consumo e o potencial de mercado, à implementação de redes de distribuição e de serviços, gastos com estabelecimento da marca e marketing, adaptação de produtos às normas sanitárias, confecção de contratos dentro da legislação interna e do país destino, entre outros. Dado seu caráter irrecuperável (não há possibilidade de revendê-los em sua totalidade), uma eventual desvalorização da taxa de câmbio, gerando assim uma maior remuneração da atividade exportadora, pode fazer com que

tal remuneração não seja suficiente para cobrir tais custos. Assim, a firma pode optar por não entrar no mercado.

Outro fator que faz com que as firmas possam evitar entrar no mercado dada uma eventual desvalorização é a volatilidade da taxa de câmbio. Se a espera da desvalorização for de caráter permanente, a firma tem uma maior garantia de aumento da receita por um maior período de tempo. Se desvalorizações na taxa de câmbio são comuns e rapidamente são seguidas por valorizações, a firma deixa de ter tal certeza. Com a presença de custos irrecuperáveis, não compensa para a firma despender de tais recursos para obter uma maior remuneração agora (devida à desvalorização) e correr o risco de voltar à situação anterior, com uma valorização subsequente. A decisão da firma é, em geral, esperar para ver (*wait-and-see*) se a desvalorização cambial é permanente dentro de um horizonte de longo prazo ou apenas transitória. Evidenciado o caráter permanente da desvalorização, dependendo de sua escala, a firma decide entrar no mercado; do contrário, ela se mantém não-atuante no mercado.

Com a decisão de entrar no mercado, encontra-se uma nova peculiaridade da relação firma-taxa de câmbio. Uma vez despendido os valores referentes aos custos de entrada no mercado (custos irrecuperáveis), a firma não opta por sair deste a qualquer valorização cambial. Um dos motivos é a existência de custos de saída, principalmente em virtude de rescisões contratuais. A valorização cambial muitas vezes não é suficientemente grande para que a perda em remuneração pela venda da moeda estrangeira faça com que a firma tome a decisão de sair do mercado visto que, além de arcar com custos de saída, esta perderia a oportunidade de se manter no mercado e receber ganhos futuros, caso a taxa de câmbio revertisse a valorização. Caso decida-se por sair e em um período próximo tal reversão aconteça, esta teria que incorrer novamente nos custos de entrada para poder participar do mercado. Dessa forma, a firma opta mais uma vez pela política do esperar para ver se a valorização é de caráter permanente (sinalização para deixar o mercado) ou transitória (tal valorização pode ser revertida e a situação favorável anterior alcançada novamente).

Este capítulo é dividido, então, em três seções. A primeira apresenta a teoria da decisão de investimento, mostrando qual o impacto da existência de custos irrecuperáveis (tanto de entrada como de saída) e de incerteza na decisão individual da firma investir e sua extensão para um modelo de indústria com n firmas. A segunda seção apresenta um dos modelos em que se baseia a aplicação direta do conceito de *hysteresis* à economia. A terceira

seção mostra como se dá a adaptação do modelo histerético ao conceito de decisão de investimento, aplicada diretamente ao comércio internacional.

1.1 A decisão de investimento sob incerteza

Segundo Dixit (1989) a decisão de entrada e saída das firmas em um mercado pode ser entendida como o exercício de opções de compra e venda no mercado futuro. De modo semelhante a esses mercados de ativos, as firmas somente exercerão suas opções de compra (entrada no mercado), ou venda (saída do mercado), dados os parâmetros para a precificação dos ativos, se os seus *payoffs* superarem os custos de exercício das opções e de oportunidade do investimento, trazidos pela incerteza cambial. Tal abordagem (associação com o mercado de opções) é utilizada por Dixit e Pindyck (1994) para a demonstração do efeito que a existência de custos irreversíveis e incerteza geram na decisão de investir de uma firma. Ao decidir por executar um projeto, o investidor observa o valor presente líquido (VPL); sendo este positivo, segundo a literatura, tal projeto deve ser executado. Tal idéia se baseia no fato de que todo investimento é perfeitamente reversível, ou seja, todo gasto de implantação do projeto pode ser recuperado caso o investidor desista a qualquer momento.

Apesar de alguns investimentos seguirem esta lógica, a maioria não a segue. A presença de possíveis custos irreversíveis¹ e/ou a possibilidade de postergar a decisão de investir afeta profundamente tal decisão. Nem sempre a firma detém tal possibilidade, visto que, muitas vezes, se o investimento não for feito no momento que se mostra disponível, esta perderá espaço para eventuais concorrentes. No entanto, na maioria dos casos, postergar é possível. A firma que analisa uma oportunidade de investimento detém uma opção (análoga à opção financeira), que a possibilita (mas não obriga) a comprar uma ação em algum período futuro do tempo que escolher. Caso a firma execute sua decisão de investir, sendo tal investimento irreversível, é como dizer que tal firma executou a opção de compra, desistindo da possibilidade de maiores informações futuras que possam afetar o projeto. O valor perdido da opção é exatamente o custo de oportunidade de executá-lo mais tarde, e deve ser considerado ao analisar-se o VPL para tomada de decisão. Os autores apontam também que tal custo é altamente sensível à presença de incertezas sobre o valor futuro do projeto.

Assim, Dixit e Pindyck (1994) exemplifica tal concepção sob um modelo de decisão de investir em dois períodos, via análise do VPL. Considere uma firma que deve decidir se (e quando) investe em uma fábrica de algum equipamento qualquer. O investimento necessário

¹ Um custo pode ser denominado como irreversível ou irrecuperável caso este seja específico da firma ou indústria, como gastos com marketing, propaganda ou uma planta de produção (com a queda do preço do bem a ser produzido, tal planta pode gerar prejuízos e a venda se torna inviável). Outro exemplo do custo, mas agora não específico da firma, é o da venda de equipamentos usados.

para a implantação é totalmente irrecuperável. A fábrica pode ser implantada instantaneamente a um custo I e produzirá uma unidade do equipamento por ano com custo operacional zero. Considere que o preço corrente do equipamento no mercado é de \$ 200,00, mas no ano seguinte seu preço é incerto: poderá subir a \$ 300,00 com probabilidade q ou cair a \$ 100,00 com probabilidade $(1 - q)$, mantendo assim tal preço para sempre. Considerando um custo de investimento I igual a \$ 1600,00, probabilidade q igual a 0,5 e uma taxa de desconto (referente à taxa livre de risco) igual a 10%, o VPL do projeto será dado por

$$VPL = -1600 + \sum_{t=0}^{\infty} \frac{300(0,5) + 100(1 - 0,5)}{(1,1)^t} = -1600 + 2200 = \$600. \quad (1)$$

Sob tal cálculo, o VPL é positivo e aparentemente o investimento deva ser implementado de imediato, visto que o valor corrente da fábrica (denotado V_0), igual a \$ 2200,00, é superior ao custo de implementação. Apesar disso, tal cálculo ignora a existência do custo de oportunidade de esperar um período para investir. Considerando agora a opção de postergar por um ano tal investimento, e efetuá-lo somente se o preço do equipamento subir a \$ 300,00, o VPL será dado por

$$VPL = (0,5) \left[\frac{-1600}{1,1} + \sum_{t=0}^{\infty} \frac{300}{(1,1)^t} \right] = 0,5(-1600 + 3300) = \$773. \quad (2)$$

Assim, o VPL do projeto ao esperar um ano para investir é de \$ 773,00, maior que o de investir no período presente (igual a \$ 600,00), mostrando que, neste caso, a opção de esperar para ver o destino do preço do equipamento é mais vantajosa do que investir no período corrente. O valor de \$ 773,00 é exatamente o custo de oportunidade de se investir no futuro. Note que tal opção só é válida quando é permitido à firma esperar um ano; caso a firma só tenha a opção de investir agora ou nunca mais, a decisão seria de realizá-lo, face ao VPL positivo de (1).

Considerando o custo de oportunidade (\$ 773,00) como o valor pago pela opção de investir futuramente, o custo de implementar o projeto no período corrente não é mais de \$ 1600,00, sim de \$ 1600,00 + \$ 773,00 = \$ 2373,00, que é superior ao valor corrente da produção da fábrica em (1), de \$ 2200,00. Assim, o VPL ficaria negativo, e esperar para executar a opção no período seguinte se mostra a melhor decisão. Com base no exemplo de Dixit e Pindyck (1994), é possível verificar que os custos irrecuperáveis e a incerteza são importantes na decisão de investir por parte de uma firma.

A ótica de investimento ou desinvestimento em condições competitivas pode ser aplicada diretamente na decisão da firma por entrar ou sair de um mercado. Uma forma da proposta é feita em Dixit (1992). Sua análise tem como ponto de partida a crítica do equilíbrio Marshaliano em que tal decisão se baseia em equilíbrios de curto e longo prazo; se o preço superar o custo médio de longo prazo, a firma terá um incentivo a expandir sua produção; se o preço cair abaixo do custo médio variável, a firma suspende suas operações.

Para o autor, a firma somente investirá em um projeto caso a taxa de juros esperada no futuro gere retornos, e não somente a taxa de juros observada no presente. O fato de o preço subir para um valor maior que o custo médio de longo prazo pode não fazer com que a firma decida-se por investir, visto que tal oscilação pode ser transitória. Dessa forma, a firma decide-se por investir caso o preço suba substancialmente acima do custo médio de longo prazo; Em contraposição, se o custo cair para um valor abaixo do custo variável médio, não necessariamente a firma deverá deixar o mercado, pois mais uma vez, tal oscilação pode ser transitória. A decisão de abandonar somente ocorrerá se o preço cair substancialmente abaixo do custo variável médio. Assim, a volatilidade do preço pode gerar choques positivos acima do custo médio de longo prazo, mas de caráter transitório, evitando que o gasto com o desenvolvimento do projeto seja perdido. O mesmo vale para reduções transitórias do preço abaixo do custo variável médio.

Três são os fatores principais que levam a firma a decidir por entrar, ou sair, do mercado. O primeiro é a existência de custos irrecuperáveis, demonstrado em Dixit e Pindyck (1994). A segunda é que a economia possui caráter intrínseco de incerteza, sendo que as informações disponíveis aparecem de forma gradual. Finalmente, situações favoráveis para o investimento não somem de uma hora para outra, dando a possibilidade para a empresa se planejar por determinado tempo e decidir se investe ou não. Assim, a decisão não é só em investir ou não investir, mas também quando investir. Quando os três fatores estão presentes, esperar pode ser a melhor opção. Dixit (1992) resume esta visão de investimento como “teoria da inércia ótima”, em que firmas que se recusam a investir mesmo quando o cenário é muito favorável. Tal situação pode ser resultado de um “ponto de espera ótimo”, com o objetivo de comprovar se tal situação é permanente ou transitória.

Em Dixit (1992) é apresentada uma formalização do exemplo de Dixit e Pindyck (1994). O ponto de partida aqui é um exemplo de projeto de investimento discreto, que para ser posto em operação deve-se incorrer em um custo irrecuperável K e uma vez em operação,

durará para sempre. A receita operacional líquida por unidade de tempo do projeto é denotada por R . Supondo que a cada período, R pode aumentar ou diminuir em percentuais fixos, com probabilidades não necessariamente iguais, fazendo com que possa existir uma tendência de crescimento ou decréscimo de R no tempo. Ou seja, R pode ser descrito como um passeio aleatório (*random walk*), com passos de proporções iguais. Assim, a distribuição do logaritmo de R_t é aproximadamente normal, caracterizando R_t como um movimento Browniano.

Descontando a receita futura a uma taxa $\rho > 0$, o valor presente esperado de R_t pode ser descrito como R_t/ρ . O critério Marshalliano de investimento seria quando o valor presente líquido do projeto fosse positivo, ou seja, $R_t/\rho > K$. A linha de receita corrente que torna o investidor indiferente entre investir ou não, aqui denotada por M , é dada por $M = \rho K$. Se a receita corrente superar M (“gatilho” Marshalliano de investimento), a literatura indicaria que o projeto fosse implantado, ou seja, receber $R_t/\rho - K$ em detrimento de não operar e receber zero de receita. Se a única alternativa para o investidor é atuar agora ou nunca, obviamente atuar será a melhor opção; entretanto, quando o investidor possui a opção de esperar, o resultado não é tão claro. Esperar por um determinado período de tempo faz com que o investidor evite o risco existente em tal período, o que gera um valor positivo para a espera. Em oposição, o custo de esperar é o sacrifício da receita sobre o período esperado. Se o valor corrente da receita atingir um nível suficientemente alto, o investidor não esperará mais e executará o projeto. Assim, esse novo “gatilho” ótimo para a ativação do projeto, denotado por H , é maior que o “gatilho” Marshalliano M .

A figura (1) ilustra tal efeito. A linha A_1A_2 representa a receita de se investir imediatamente, ou seja, $R_t/\rho - K$. Caso R seja zero, o valor do projeto é negativo, representado pelo custo de implantação K . Tal reta tem inclinação $1/\rho$ conforme R aumenta. Para que o projeto seja executado, R deve ser maior que o “gatilho” H . Dessa forma, se o gatilho for ultrapassado, o retorno do projeto será dado pelo trecho hA_2 da reta, sendo h o ponto em que $R = H$. Neste ponto, o investidor é indiferente entre esperar e executar o projeto imediatamente. Caso o retorno esperado do projeto seja menor que o “gatilho”, ou seja, $R < H$, a decisão é a de esperar. Sendo que existe a possibilidade de R ultrapassar H no futuro, esperar gera um resultado líquido positivo que pode ser medido. Tal valor se aproxima de zero quando R está próximo de zero, visto que este é o ponto mais distante de H , fazendo com que a possibilidade de R subir até chegar em H só ocorra em um futuro distante, tornando

o valor presente descontado da receita muito pequena. Já um valor de R bem próximo a H , mas inferior a tal, a probabilidade deste alcançar H em um futuro próximo é perto de um, tornando o valor presente líquido descontado de se esperar quase igual ao valor do próprio projeto. Resumindo, quanto mais próximo R estiver de H , maior será a probabilidade de que H seja ultrapassado em um futuro próximo, fazendo com que a espera por tal acontecimento seja benéfica; já quando R estiver muito longe (como próximo a zero), tanto a opção de se implantar o projeto tende a zero (receita operacional muito pequena comparada com o custo de implantação) como a o benefício de se esperar (apenas em um futuro muito distante R poderá superar H).

Dixit (1992) demonstra que o VPL de se esperar é crescente em R , a uma potência β maior do que um, sob a forma BR^β ; tal equação é apresentada na figura (1) pela curva B_1B_2 . A constante B é positiva, sendo determinada pela relação $R = H$. O parâmetro β é definido por

$$\beta = \frac{1}{2} \left[1 + \sqrt{1 + \frac{8\rho}{\sigma^2}} \right] > 1, \quad (3)$$

em que σ^2 é a variância do logaritmo de R por unidade de tempo. Assim, o valor da oportunidade de se investir ($V(R)$) de uma forma geral é caracterizado por uma relação assimétrica, representado pela curva B_1h (caso R seja menor que H) e pela reta hA_2 (caso R seja maior que H), sob a forma

$$V(R) = \begin{cases} BR^\beta & \text{se } R \leq H \\ R/\rho - K & \text{se } R \geq H \end{cases}. \quad (4)$$

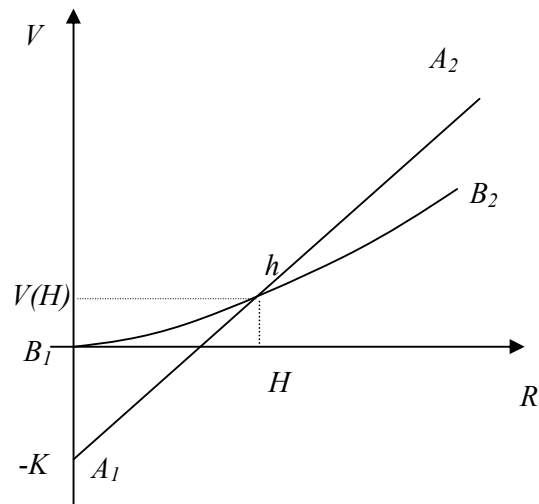


Figura 1: Representação geométrica do valor de espera

Como H é determinado pela intersecção das duas curvas, quanto maior for a taxa de desconto (ρ), maior será o “gatilho” H . Isto quer dizer que se a taxa de desconto futura for muito alta, será necessário um resultado R muito grande para que este compense o custo K de entrada. Se R for muito volátil (σ^2 alta), aumenta-se a probabilidade de esta alcançar H para qualquer que seja o estado de R , fazendo com que H seja menor.

Assim, $BH^\beta = H/\rho - K$, ou

$$H/\rho = K + BH^\beta. \quad (5)$$

Até aqui, H foi determinada de forma exógena. Se houver um pequeno aumento em H , o ponto de encontro h entre as curvas também se deslocará de forma a aumentar $V(H)$ e o valor acumulado da função de esperar também é maior, fazendo com que a área total representada pelo valor final da função $V(R)$ aumente. O deslocamento de H para a direita só é possível aumentando B , parâmetro que a firma tem controle. A função $V(R)$ será maximizada quando o aumento na função de esperar for o maior possível, ou seja, exatamente onde B_1B_2 tangencie a reta A_1A_2 . A política a ser adotada será, então, escolher o “gatilho” H de forma que o benefício marginal de se esperar seja igual ao de se executar o projeto; tal condição é denominada como *smooth pasting*. Assim, tal relação pode ser representada pela figura (2).

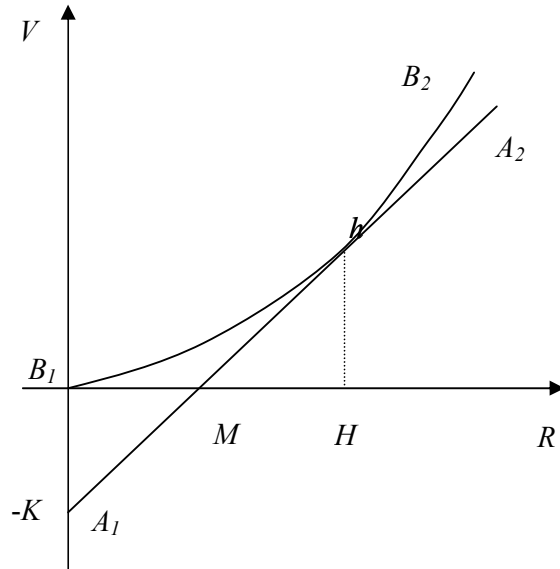


Figura 2: Representação geométrica do valor de espera com H ótimo

Mais uma vez, a função que representa o valor da oportunidade de se investir de uma forma geral se dá pela curva B_1h (caso R seja menor que H) e pela reta hA_2 (caso R seja maior que H). Agora, o “gatilho” Marshalliano (M) se encontra exatamente onde o valor do investimento se torna positivo, ou seja, onde a reta A_1A_2 cruza o eixo de R . O “gatilho” H , como suposto, se encontra à direita do Marshalliano. Dessa forma, diferenciando cada equação de (4) com relação a R , avaliada no ponto H e igualando-as, encontra-se a inclinação de ambas as curvas; dado que elas se tangenciam, a inclinação deve ser igual. Assim,

$$\beta B H^{\beta-1} = 1/\rho. \quad (6)$$

Utilizando (5) e (6) é possível encontrar o H ótimo, representado por

$$H = \frac{1}{\beta-1} \rho K, \quad (7)$$

ou seja, como o “gatilho” Marshalliano é definido como $M = \rho K$, o “gatilho” H será $1/(\beta-1)$ vezes o Marshalliano.

Neste exemplo a firma não tem incentivos a abandonar o projeto, visto que não é suposto no modelo custos operacionais. Uma versão mais completa é supor que R , agora, é a receita bruta do projeto, e que a firma encara um custo operacional igual a C . Da teoria

Marshalliana, o desinvestimento deve ocorrer quando a firma encara perdas operacionais, ou seja, $R_t/\rho < C$. Agora se a firma que abandonou o projeto deseja executá-lo novamente, deve incorrer mais uma vez no custo de entrada K . Assim, a possibilidade de esperar influencia não só a decisão de investir, como também a decisão de abandonar. A receita bruta R deve cair substancialmente abaixo de C (como um limiar L , menor do que C) para que a firma decida por abandonar o projeto, visto que, com uma queda transitória para um nível menor do que C a possibilidade de R retomar um patamar superior a tal ponto no curto prazo é grande, ou seja, há um benefício em esperar para ver se tal flutuação é transitória. Assim, o investidor tolera pequenas perdas operacionais para manter a opção de ganhos operacionais futuros caso R aumente novamente.

Reescrevendo as equações anteriores, o valor presente esperado dos ganhos operacionais quando a renda corrente é R agora é dado por $(R-C)/\rho$ e o “gatilho” Marshalliano é $M = C + \rho K$. Tem-se então uma relação de inequação dada por

$$L < C < C + \rho K < H. \quad (8)$$

Neste caso, a solução para L e H não é trivial, visto que estes pontos são conjuntamente determinados pelos parâmetros do sistema. Por exemplo, um aumento nos custos irre recuperáveis K aumentará o limiar H , mas também reduzirá L .

A própria presença dos “gatilhos” Marshallianos C e M já garantem a existência da zona de inação. Se o valor da receita corrente estiver entre esses pontos, a decisão é de manter o *status quo*. Assim, para um valor de R dentro de tal intervalo, se a firma ainda não executou o projeto, deverá se manter em tal estado, esperando até que $(R-C)/\rho > K$, ou seja, que a receita supere o custo irre recuperável K , indicado pelo gatilho M . Caso a firma já tenha executado o projeto, para uma mesma taxa R , a firma deverá se manter em tal estado até que a receita caia para um nível menor que o custo operacional, ou seja, $R/\rho < C$. Com a inclusão da incerteza, caracterizada principalmente pela presença da volatilidade de R , como feito no modelo, tal zona é expandida, visto que agora os novos limiares são L , que é menor do que C , e H , maior do que M . Assim, os próprios “gatilhos” Marshallianos demonstram a presença da *hysteresis* na decisão de investimento, efeito este que é intensificado com a inclusão da incerteza.

Suponha agora um modelo agregado de indústria com várias firmas competitivas, idênticas, possuem expectativas racionais e suas tecnologias são as mesmas. Considerando um

modelo de oferta e demanda em equilíbrio para todo o período, a curva de oferta somente poderá ser identificada na presença de choques exclusivamente na demanda, como na figura (3). Como exemplo, suponha que as curvas de demanda se desloquem de D_1 para D_2 e, posteriormente, para D_3 , gerando os pontos de equilíbrio (e_1 , e_2 e e_3). A ausência de choques de oferta pode ser interpretado como a não alteração do número de firmas atuantes no mercado.

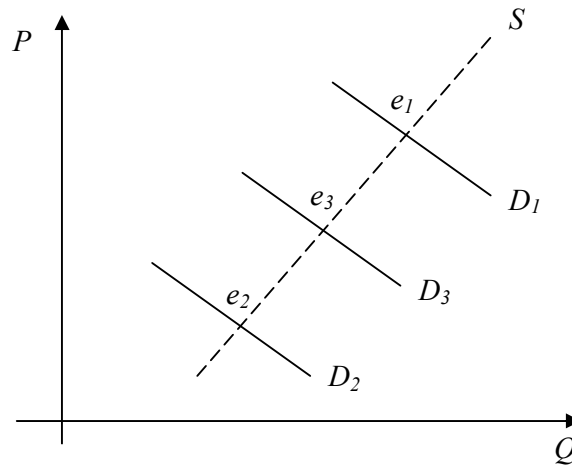


Figura 3: Dinâmica de uma indústria competitiva

Agora suponha um modelo em que os deslocamentos da curva de oferta sejam provenientes da alteração do número de ofertantes, em resposta aos choques exógenos da demanda. Assim, as firmas de tal indústria possuem os pontos C , M , L e H (“gatilhos” de entrada e saída) como os pisos e tetos do processo de precificação que cada uma assume ao chegar em uma decisão ótima. O preço, então, é o determinante direto da receita operacional de cada firma. Tal indústria pode ser ilustrada pela figura (4).

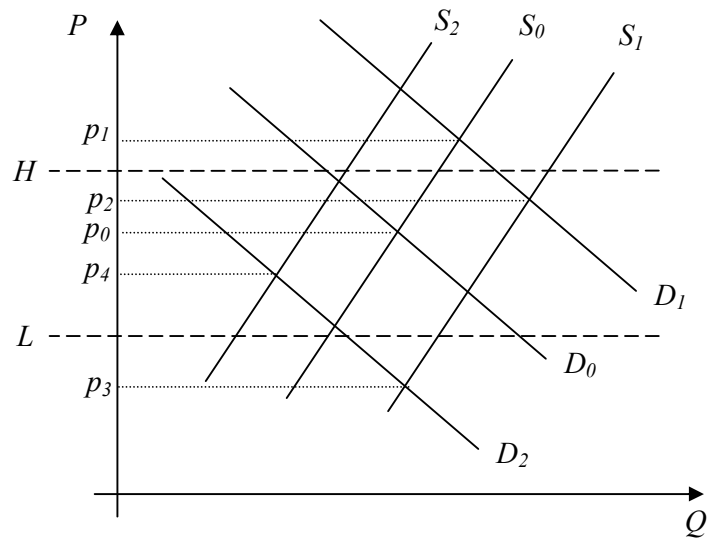


Figura 4: Dinâmica de uma indústria competitiva com gatilhos de entrada e saída

Suponha que as firmas originalmente ativas produzam a função de oferta do produto na indústria denotada por S_0 . Caso a demanda inicial D_0 se eleve até D_1 , fazendo com que o preço inicial p_0 passe para o ponto p_1 acima do “gatilho” H , a decisão ótima para algumas firmas ainda não atuantes no mercado será passar a atuar, fazendo com que o número de firmas atuantes aumente e, conseqüentemente, a quantidade ofertada aumente também. Assim, a curva de oferta passa, por exemplo, de S_0 para S_1 e o preço de equilíbrio dado por p_2 , abaixo de H , mas sob uma nova curva de oferta. Agora, qualquer alteração na posição da demanda que cause flutuação no nível de preços fará com que o equilíbrio varie ao longo da curva de oferta S_1 . Se a demanda se reduzir até D_2 , levando preço de equilíbrio para o ponto p_3 abaixo do “gatilho” L , algumas firmas atuantes optarão por desinvestir, ou seja, deixar de atuar no mercado. Dessa forma, haverá uma redução na quantidade de firmas ofertantes, diminuindo a quantidade ofertada a qualquer nível de preços e a oferta cairá para, por exemplo, S_2 , levando o preço para o ponto p_4 , acima de L . Se as variações do preço estão no intervalo (L, H) , a demanda é determinada pela curva de oferta vigente, dependendo da magnitude do deslocamento anterior da demanda. Dessa forma, um determinado preço entre H e L pode gerar quantidades de equilíbrio diferentes, dependendo da quantidade de firmas atuantes, que foi determinada se o limiar H foi superado em um período anterior ou não (ou

seja, se a curva de oferta é S_0 , S_1 ou S_2), caracterizando assim o efeito histerético descrito anteriormente. Assim, para diferentes níveis de preços, a curva de oferta não é perfeitamente identificada ou, pelo menos, não de forma linear, em razão dos deslocamentos simultâneos de oferta e demanda. O que deve ser observado, então, é uma relação não-linear entre preços e quantidade, que será determinada pela interação entre oferta e demanda.

Utilizando tal modelo de investimento sob incerteza, Dixit (1989) estruturou sua aplicação direta para o comércio internacional. Para tanto, o autor afirma que as firmas exportadoras incorrem em custos irrecuperáveis para entrada e saída do mercado externo. No modelo anterior, representado pela equação (3), pode-se considerar R como a taxa de câmbio que remunera a atividade exportadora, e o limiar H agora é a taxa de câmbio que determina se a firma deve entrar no mercado ou não; a diferença aqui é que o modelo considera também, além dos custos de entrada da firma, os custos de manutenção e saída do mercado. Assim, pela existência do custo de saída, um novo limiar inferior é incluído, que determina a taxa de câmbio ótima em que a firma atuante deve sair do mercado. Além disso, o autor agrega o modelo para que este passe a ser representativo de uma indústria, e não apenas de uma firma. Cada uma delas muda seu estado quando a taxa de câmbio real ultrapassa seus limiares que determinam se esta passa a exportar ou deixa o mercado. A zona de inação entre esses limiares é que gera a chamada *hysteresis* econômica para o caso de comércio internacional.

Segundo o autor, a existência de custos fixos e incertezas permite olhar as escolhas da firma em entrar e sair do mercado como opções, trazendo consigo a intuição da economia financeira. Se a taxa de câmbio for muito volátil, os valores intrínsecos das opções de entrada e saída do mercado se tornam muito altos e, conseqüentemente, pouco exercidos, dada a dificuldade de superá-los; dessa forma, a volatilidade se mostra muito importante para o modelo. Da mesma forma que encarado no modelo de investimento, a presença de volatilidade faz com que o limiar inferior de saída do mercado diminua e o limiar superior de entrada no mercado aumente. Assim, quanto maior for a volatilidade, maior será a zona de inação.

O autor se baseia em um modelo simples de firmas exportadoras, em que o número de firmas realmente atuantes no mercado depende estritamente da taxa de câmbio entre os dois países, esta sendo originada por um movimento Browniano. Assim, conforme a taxa de câmbio tende a zero, a quantidade de firmas atuantes tende também a zero e o custo da opção de se fechar uma firma é nulo, considerando aqui que não há incentivos à firma de se manter

no mercado. Se o valor de firmas atuantes for máximo, ou seja, todas as firmas do setor estão atuando no mercado, conforme a taxa de câmbio tenda ao infinito o custo da opção de sair do mercado se torna extremamente alto, fazendo com que estas não mudem seu estado.

Considerando um número N finito de firmas que podem atuar no mercado, para $n \geq 1$, a contribuição marginal à utilidade da n -ésima firma é definida como a variação na utilidade da indústria, sob a forma

$$p_n = U(n) - U(n-1). \quad (9)$$

Quando o número de firmas é grande, p_n é o preço de mercado com n firmas. Assim, pode-se definir $U(0) = 0$ e o total da utilidade para as n firmas será

$$U(n) = \sum_{j=1}^n p_j. \quad (10)$$

O custo das firmas pode ser definido da mesma forma, definindo $W(n)$ como a função custo da indústria com n firmas. Assim, a contribuição marginal no custo da indústria (w_n) promovido pela n -ésima firma se dá sob a forma

$$w_n = W(n) - W(n-1), \quad (11)$$

e, conseqüentemente, o custo total da indústria pode ser escrito como

$$W(n) = \sum_{j=1}^n w_j. \quad (12)$$

Tal modelo, então, pode ser resolvido como um problema de maximização, em que o equilíbrio se dá pelo máximo da esperança do valor presente descontado dos custos, sejam estes operacionais, de entrada e/ou de saída do mercado. Chamando de ρ a taxa de desconto, $[\Delta n_i]_+$ e $[\Delta n_i]_-$ variações positivas e negativas, respectivamente (para $t = i$), k e l os custos de entrada e saída da firma (aos mesmos moldes de Dixit e Pindyck (1994) e Dixit (1992)), a função a ser maximizada pode ser escrita como

$$E \left\{ \int_0^{\infty} \{R_t U(n_t) - W(n_t)\} e^{-\rho t} dt - \sum_i R_i \{k[\Delta n_i]_+ + l[\Delta n_i]_-\} e^{-\rho i} \right\}. \quad (13)$$

O resultado de tal maximização pode ser escrita como $V_n(R)$, sendo esta a função-valor da indústria.

Pela condição de *smooth pasting*, a indústria determina a taxa de câmbio ótima que tangencie a função de otimização do valor das exportações da n-ésima firma, derivada no trabalho partindo da equação (13) acima, representada por

$$V_n(R) = \sum_{j=1}^n \left(a_j R^{-\alpha} + \frac{Rp_j}{\rho - \mu} - \frac{w_j}{\rho} \right) + \sum_{j=n+1}^N b_j R^\beta . \quad (14)$$

O primeiro termo do lado direito da equação é o valor somado das funções das firmas atuantes ($v_j^I(R)$) e o segundo termo das não atuantes ($v_j^O(R)$), podendo então ser reescrita como

$$V_n(R) = \sum_{j=1}^n v_j^I(R) + \sum_{j=n+1}^N v_j^O(R) . \quad (15)$$

Assim, o autor define uma função $\phi_n(R)$ representando, como no modelo de Dixit (1992), a curva que define o ponto ótimo de entrada da firma, mas agora considerando também o ponto ótimo de saída. Tal função pode ser demonstrada pela figura (5).

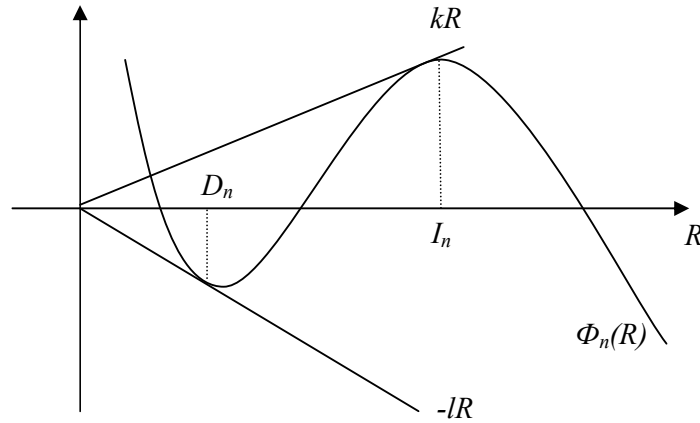


Figura 5: Determinação dos “gatilhos” de entrada e saída pela taxa de câmbio

Pela forma funcional de $\phi_n(R)$ e pelas condições impostas ao modelo feitas pelo autor, pode-se chegar nas inequações

$$w_n + (\rho - \mu)kI_n < p_n I_n , \quad (16)$$

$$p_n D_n < w_n - (\rho - \mu)lD_n , \quad (17)$$

em que, I_n e D_n são os pontos ótimos de R para entrada e saída do mercado, respectivamente.

Pela inequação (16), entende-se que o preço de mercado no ponto de entrada da n-ésima firma

excede o custo total (custo variável mais o custo de capital). Já pela inequação (17), entende-se que no ponto de saída de tal firma o preço de mercado é tão baixo que as perdas operacionais são superiores ao custo de abandono, optando então pela saída do mercado. Assim, segundo o autor, o resultado de tais inequações explica a idéia da *hysteresis*. Considerando no modelo que todas as N firmas possuem os mesmos custos irrecuperáveis, quando I_n e D_n são escritos em função de n , estes criam uma zona de inação. Para qualquer n , se a taxa de câmbio flutuar entre I_n e D_n não haverá firmas entrando ou saindo do mercado. Se a taxa subir a I_{n+1} e outra firma entrar no mercado, esta se manterá atuante até que a taxa de câmbio caia a D_{n+1} . Se a taxa cair a D_{n-1} e uma firma atuante sair do mercado, esta se manterá fora até que a taxa de câmbio suba a I_{n-1} . Ao relaxar a hipótese de que os custos irrecuperáveis entre as firmas são iguais, o modelo se torna mais complexo para ser resolvido, visto que agora existem inúmeras funções e transições a se considerar.

Definidos os “gatilhos” de entrada e saída, o resultado para o total exportado neste modelo pode ser estudado em três casos: quando a taxa de câmbio está se depreciando, quando ela está se apreciando e quando sua variação está dentro da zona de inação. No primeiro caso, com a depreciação cambial, conforme a taxa de câmbio ultrapassa o “gatilho” de entrada, não só firmas que estavam fora do mercado passarão a exportar como também as que já estavam inseridas no mercado expandirão suas exportações. No segundo caso, com a apreciação cambial, quando a taxa de câmbio cai abaixo do “gatilho” de saída, algumas firmas que exportavam deixarão de exportar e as que se mantiveram no mercado diminuirão suas exportações. No terceiro caso, um aumento na taxa de câmbio que não ultrapasse o “gatilho” de entrada apenas gerará expansão das exportações das firmas já presentes no mercado, e uma redução na taxa de câmbio que não caia abaixo do “gatilho” de saída apenas gerará diminuição das exportações das firmas já presentes no mercado. Assim, o número de firmas atuantes não se altera.

Para uma mesma taxa de câmbio, então, o resultado em exportação pode ser diferente, dependendo da quantidade de firmas atuantes. Um aumento na taxa de câmbio pode gerar um aumento nas exportações que, quando tal aumento tenha sido revertido por completo (choque negativo de mesma magnitude), o efeito sobre as exportações pode não ser o mesmo. Tal assimetria, gerada pelos “gatilhos” em função dos custos de entrada e saída do mercado externo e das incertezas associadas à variável taxa de câmbio, caracterizam o efeito conhecido

como *hysteresis* econômica. O autor conclui então que é necessário levar em conta o efeito histerético quando se estudam relações entre taxa de câmbio e exportação. Tal efeito pode ser explicada pelo modelo de Preisach, conforme proposto por Cross (1993) apud Göcke (2002). Sua formalização e a aplicação econômica são descritas na seção seguinte.

1.2 Conversor não-ideal e o modelo de Preisach

A base da aplicação teórica de *hysteresis* em comércio internacional provém de um sistema proposto pela física para explicar o magnetismo de eletrocondutores. Seu desenvolvimento é denominado de modelo de Preisach, demonstrado em Preisach (1938) apud Mayergoyz (1986). Sua adaptação possibilita evidenciar o efeito histerético tanto em nível micro como macroeconômico.

O comportamento de uma relação histerética é demonstrado por um aparelho físico do tipo *transducer* (conversor), que ao receber um valor de entrada $x(t)$ responde com outro valor de saída $y(t)$. Este não pode ser considerado como uma função, visto que mais de um valor $y(t)$ pode ser exibido para um mesmo valor $x(t)$. Isso quer dizer que o valor $y(t)$ a ser dado como saída do *transducer* depende não só do valor de t , como também de um estado inicial não-conhecido do aparelho definido como $w(t)$. Assim, uma relação de *hysteresis* pode ser ilustrada por um diagrama “entrada-saída” como na figura (6), em que para um mesmo valor $x(t)$ diferentes valores de $y(t)$ são exibidos, dependendo do valor anterior de $y(t)$.

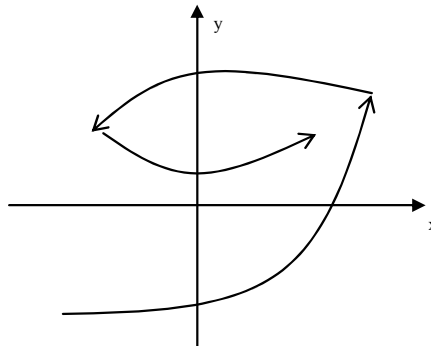


Figura 6: Loop de *hysteresis*

Este modelo se baseia na idéia do *nonideal relay* (interruptor eletromagnético não-ideal), que pode ser um conversor histerético, como exibido na figura (7). Tal conversor pode assumir dois valores, dependendo de seu estado: 1, se estiver ligado; e 0, se estiver desligado. Considerando que o interruptor tenha dois valores críticos (limiares críticos, ou *thresholds*) para $x(t)$, sendo β para ligá-lo e α para desligá-lo com $\alpha < \beta$, existe uma zona entre os dois limiares em que o conversor pode gerar dois valores para $y(t)$ (0 ou 1) para um mesmo valor $x(t)$, como ilustrado na figura (8). Tal zona é conhecida como zona de inação, em que o estado

do conversor permanece inalterado no intervalo (α, β) até que um desses pontos seja alcançado.

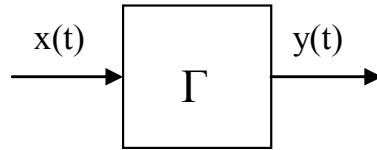


Figura 7: Interruptor eletromagnético de *hysteresis*

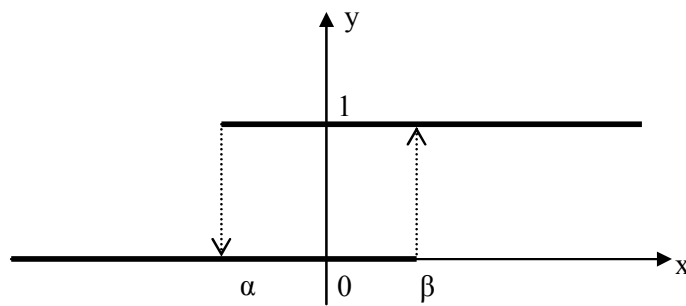


Figura 8: Interruptor eletromagnético não-ideal

Considerando como saída do conversor o valor $y(t)$ e $C_{\alpha, \beta}$ sua representação com valores limiares $\alpha < \beta$, podemos descrevê-lo como uma função da variável $x(t)$ sob a forma

$$y(t) = C_{\alpha, \beta}(t_0, \eta_0)x(t), \quad (18)$$

com $t \geq t_0$ e em função de um valor inicial η_0 que pode assumir os valores 0 ou 1.

O valor de saída se mantém em uma das duas linhas negras da figura (8), dependendo da posição de $x(t)$. A saída se mantém como 0 até que $x(t)$ alcance o limiar β , passando assim para o valor 1. Neste ponto, o conversor só exibirá como saída o valor 0 se $x(t)$ se reduzir até o limiar α . Tais valores da função podem ser descritos pela fórmula

$$y(t) = \begin{cases} \eta_0 & \text{se } \alpha < x(t) < \beta \text{ para todo } \tau \in [t_0, t] \\ 1 & \text{se existir } t_1 \in [t_0, t] \text{ tal que } x(t_1) \geq \beta, x(\tau) > \alpha \text{ para todo } \tau \in [t_1, t], \\ 0 & \text{se existir } t_1 \in [t_0, t] \text{ tal que } x(t_1) \leq \alpha, x(\tau) < \beta \text{ para todo } \tau \in [t_1, t] \end{cases} \quad (19)$$

sendo que para todo $t \geq t_0$ são válidas as igualdades $y(t) = 1$ para $x(t) \geq \beta$ e $y(t) = 0$ para $x(t) \leq \alpha$.

O modelo Preisach parte da premissa que podem existir inúmeros interruptores eletromagnéticos atuando em paralelo, cada um com seus respectivos valores limiares $\alpha < \beta$. Considerando uma quantidade finita de n interruptores e denotando-os como $C^j = C_{\alpha_j, \beta_j}$ ($1 \leq j \leq n$), μ^j seus respectivos pesos (dentro do intervalo (0,1)) e cada um possuindo seu próprio valor inicial η_0 , pode-se agora reescrever o sistema sob a forma

$$y(t) = \sum_{j=1}^n \mu^j C^j(t_0, \eta_0(j))x(t), \quad (20)$$

com $t \geq t_0$. Assim, o valor de saída $y(t)$ se dará pela somatória dos pesos μ^j referentes aos interruptores que se encontrarem no estado “ligado”.

Generalizando, o modelo também pode ser reescrito para permitir um número infinito de interruptores. Denotando como $C^\omega = C_{\alpha\omega, \beta\omega}$ com $\omega \in \Omega$ os interruptores e permitindo que Ω seja finito ou infinito, com a função-peso $\mu = \mu(\alpha, \beta)$ e sob as mesmas hipóteses podemos reescrever a função (20) como

$$y(t) = \int \int_{\alpha \beta} \mu(\alpha, \beta) C^\omega(t_0, \eta_0(\omega))x(t) d\alpha d\beta, \quad (21)$$

com $t \geq t_0$. Assim, permite-se que o modelo Preisach possa ser constituído de um número contínuo de interruptores eletromagnéticos. Da mesma forma que o modelo anterior, o resultado $y(t)$ é a soma de todos os pesos $\mu(\alpha, \beta)$ de cada um dos conversores. Tal sistema pode ser aplicado para o caso de um modelo macroeconômico de entrada e saída da firma em um mercado, tendo que incorrer em custos fixos irrecuperáveis de entrada caso esta se encontre fora do mercado, como descrito em Göcke (2002). De acordo com Cross (1993) apud Göcke (2002) o modelo de Preisach pode ser entendido como um modelo de forte *hysteresis*, isto é, um modelo de *hysteresis* em nível macro.

Usando como base o modelo (21), pode-se demonstrar a saída $y(t)$ (ou a soma de $\mu(\alpha, \beta)$) em uma representação gráfica de eixos α e β . Levando em conta a possibilidade de existirem conversores ideais ($\alpha = \beta$) e não-ideais ($\alpha < \beta$), a saída $y(t)$ será a área acima da reta da figura (9), limitada aos valores máximos de α e β iguais a α_m e β_m , formando assim um triângulo T. Os valores α_m e β_m , aqui, são o menor α apresentado por algum conversor (qualquer ponto abaixo faz com que todos os conversores se encontrem desligados) e o maior β apresentado por algum conversor (qualquer ponto acima faz com que todos os conversores

se encontrem ligados). Qualquer par ordenado (α, β) dentro do triângulo T representa um conversor não-ideal, que pode estar “ligado” ou “desligado” dependendo da posição referente a $x(t)$.

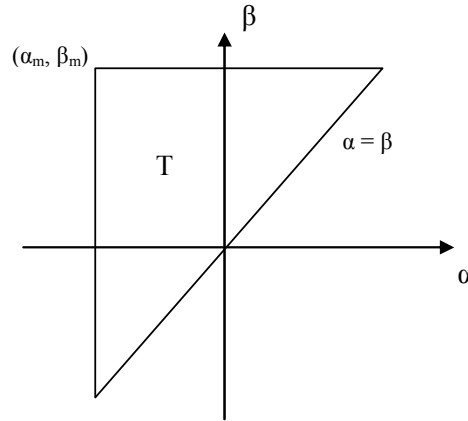


Figura 9: Triângulo T de representação hysterérica

Mayergoyz (1986) demonstra que o triângulo T delimitado pelas retas $\alpha=\beta$ e o vértice (α_m, β_m) pode ser subdividido em dois subconjuntos $S^+(t)$ e $S^-(t)$, sendo $S^+(t)$ a área dos conversores que se encontram no estado “ligado” ($C^\omega=1$ ou o resultado $y(t)$ da equação (21)) e $S^-(t)$ dos conversores nos estado “desligado” ($C^\omega=0$ ou o complemento do resultado $y(t)$ da equação (21)). Em alusão à teoria de comércio internacional, é o mesmo que dizer que as áreas representam as firmas que se encontram e não se encontram no mercado. A dinâmica de variações positivas ou negativas em $x(t)$ pode ser ilustrada geometricamente pela figura (10). Conforme $x(t)$ aumenta, avançando de α_m no sentido positivo ($+\Delta x(t)$), todos os conversores cujo β respectivo tenha sido ultrapassado passam a entrar no estado “ligado”. Dessa forma, conforme $x(t)$ aumenta, a área $S^+(t)$ é delimitada de forma superior a uma linha horizontal da reta α_m e $\alpha=\beta$. Isso acontece pois independente de $x(t)$ ter valores relativamente pequenos com relação a α_m e β_m , ao considerar um modelo de conversores infinitos, sempre existirá algum cujo β tenha sido ultrapassado e este passe ao estado “ligado”. Assim, movimentos positivos em $x(t)$ determinam o avanço de uma linha horizontal dentro do triângulo T. Analogamente, movimentos negativos em $x(t)$ ($-\Delta x(t)$) fazem com que este valor ultrapasse o limiar α que torna alguns conversores “desligados”. Assim, todos os conversores que já

havia sido “ligados” ($x(t)$ chegou a ultrapassar seu limiar β) permanecem nesse estado, à exceção dos que o movimento negativo de $x(t)$ tenha ultrapassado seu respectivo α . Dessa forma, um movimento negativo em $x(t)$ está associado ao deslocamento de uma linha vertical no triângulo T, delimitando também $S^+(t)$ e $S^-(t)$.

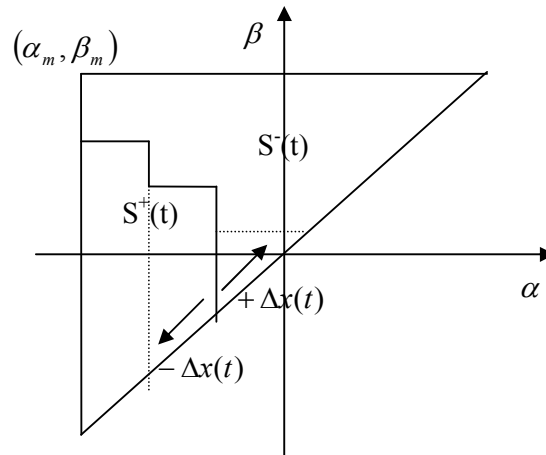


Figura 10: Dinâmica de variações em $x(t)$

Chamando de $L(t)$ a intersecção dos dois subconjuntos ($L(t) = S^+(t) \cap S^-(t)$), este pode ser descrito como uma forma de uma “escada descendente”, conforme movimentos cumulativos em $x(t)$ ocorram. Os pontos representados pela “quina” do degrau são aqueles em que $x(t)$ alcançou o ponto β máximo localmente e a partir daí começou a decair, ultrapassando limiares α e formando a reta vertical de decaimento do degrau. Em seguida, um novo aumento em $x(t)$ gera uma nova linha horizontal, daqueles conversores que passaram a estar no estado “desligado” com a última redução, mas que agora o novo valor de $x(t)$ ultrapassou seus respectivos pontos β . Esse movimento, as áreas $S^+(t)$ e $S^-(t)$ e a linha que as delimita $L(t)$ pode ser ilustrado na figura (12). Entendendo as integrais da equação (21) como a área de um plano cartesiano, é o mesmo que dizer que sua representação $y(t)$ é a área $S^+(t)$ para cada $x(t)$.

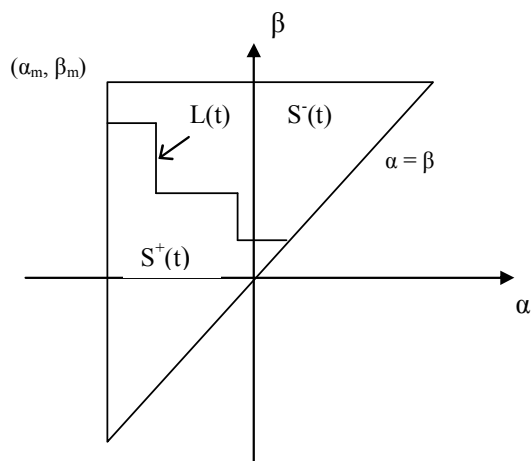


Figura 11: Demonstração histerética em forma escalonada

Assim, pode-se reescrever o modelo (21) sob a forma

$$y(t) = \int \int_{S^+(t)} \mu(\alpha, \beta) d\alpha d\beta. \quad (22)$$

A partir da expressão se pode verificar que o valor de saída $y(t)$ depende do formato de $L(t)$, que por consequência depende dos valores extremos de $x(t)$ no instante imediatamente anterior. Sempre que $x(t)$ atinge um máximo local todos os vértices de $L(t)$ com as coordenadas de α abaixo desse máximo são apagados. Em contrapartida, cada mínimo local de $x(t)$ apaga todos os vértices de $L(t)$ com as coordenadas de β que estão acima desse mínimo. Essa é uma das propriedades do modelo, chamada de *wiping-out property* que, basicamente, exprime que somente os valores extremos de $x(t)$ dão forma a $L(t)$, deixando sua influência sobre o futuro e dando um caráter seletivo à memória do modelo. Assim sendo, a superposição de conversores de *hysteresis* C^ω com memória local produz um novo operador com memória não-local.

Representando tal comportamento em um plano cartesiano $(x(t), y(t))$, pode-se verificar que para um mesmo $x(t)$, mais de um $y(t)$ pode ser apresentado como saída, dependendo do valor anterior de $x(t)$. Com o movimento descrito pela forma escalonada, os valores de $y(t)$ apresentam uma forma de *loop* concêntrico, conforme ilustrado na figura (12).

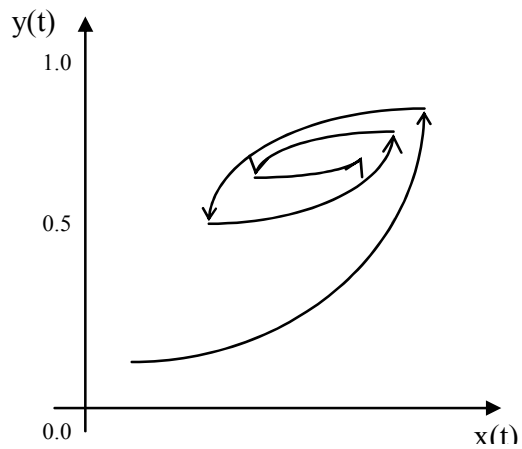


Figura 12: Representação do *loop* concêntrico

A interpretação macroeconômica do comportamento histerético para o agregado de firmas da economia não pode ser obtida diretamente em razão da heterogeneidade das estruturas de custos de produção e de custos irrecuperáveis, traduzindo-se em diferentes preços de entrada e saída. No entanto, a agregação das respostas descontínuas dessas firmas individuais heterogêneas pode ser obtida por meio do modelo de Preisach (Mayergoyz (1986)), resultando em um *loop* contínuo para a oferta.

1.3 Aplicação do modelo de Preisach ao caso de *hysteresis* em comércio internacional

O efeito assimétrico apresentado teoricamente por Dixit (1989) que caracteriza a existência de *hysteresis* na relação entre taxa de câmbio e exportação pode ser adaptado ao modelo da física de Preisach. O primeiro trabalho a associar este modelo com o problema de assimetria em comércio exterior foi Amable *et alli* (1994). O modelo, em nível microeconômico, baseia-se no de Baldwin e Krugman (1989), que aponta para a existência de custos de entrada e de manutenção no mercado externo, sendo que a diferença entre estes é exatamente o custo irre recuperável. Devido à diferença desses custos os autores demonstram que a taxa de câmbio que induz a entrada, β , deve ser superior àquela que induz à saída, α . Assim, se houver um choque que leve a taxa de câmbio fora desse intervalo isto levará a firma a tomar uma decisão do entrar ou sair. O retorno da taxa de câmbio ao intervalo de flutuação $[\alpha, \beta]$ não fará com que a relação retorne ao seu equilíbrio inicial. Para que isso ocorra deverá haver um choque em direção oposta e de magnitude que extrapole esse intervalo para que a antiga relação seja restabelecida. Adicionalmente, se a taxa de câmbio encontrar-se no intervalo $[\alpha, \beta]$ então a firma pode se situar tanto dentro como fora do mercado externo, dependendo da sua condição inicial, caracterizando tal intervalo como a zona de inação do processo. Tal resultado, derivado em Baldwin e Krugman (1989), corresponde exatamente ao modelo de *non-ideal relay* de *hysteresis* aplicado à firma individual, em que os valores limiares correspondem às taxas de câmbio de entrada e saída do mercado.

Já em nível macroeconômico, Amable *et alli* (1994) argumentam que se deve então levar em conta a heterogeneidade com relação aos custos irre recuperáveis intrínsecos de cada firma. Admitindo que as firmas fazem face à mesma curva de demanda com elasticidade constante de demanda e tenham custos de produção semelhantes, ao adentrarem no mercado externo, todas as firmas exportam o mesmo volume ao mesmo preço. Dessa forma, pode-se escrever a equação de exportações ($Q(t)$) que agrega todas as firmas como

$$Q(t) = N(t)E(t)^\varepsilon, \quad (23)$$

em que $N(t)$ é o número de firmas atuantes no mercado externo, $E(t)$ é a taxa de câmbio e ε é a elasticidade-câmbio das exportações. Associando mais uma vez ao modelo de Preisach, pode-se dizer que a agregação macroeconômica das firmas é a representação de superposição de interruptores eletromagnéticos, demonstrada pela equação (22). Assim, o resultado $Q(t)$ de firmas atuantes no mercado se dará pela somatória dos pesos de cada firma atuante no mercado.

Com tais definições, uma aplicação direta do modelo pode ser feita. Considerando pontos de mínimo e máximo para a taxa de câmbio, supõe-se que quando $E(t) = 0$ todas as firmas se encontram na situação “não atuando no mercado” e a uma taxa de câmbio $E(t) = E^*$ qualquer todas as firmas se encontram na situação “atuando no mercado”. É definido um triângulo T no plano (α, β) em que as áreas $S^+(t)$ e $S^-(t)$ representam, respectivamente, as empresas ativas e inativas. A linha de intersecção ($L(t)$) entre as duas áreas é determinada pelos valores extremos locais de $E(t)$, sob o mesmo entendimento do adotado no modelo de Preisach para interruptores eletromagnéticos. Tal representação pode ser observada na figura (13).

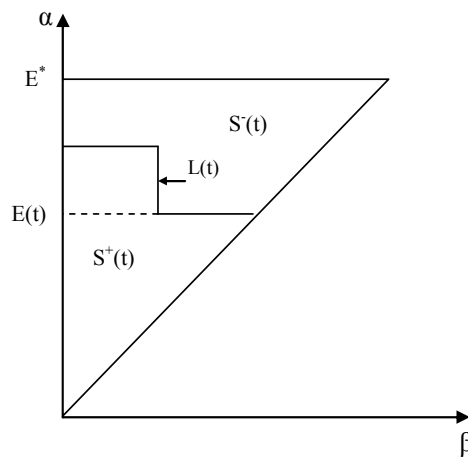


Figura 13: Aplicação do modelo de Preisach ao comércio exterior

Com relação a deslocamentos na linha de intersecção $L(t)$, as mesmas conclusões do modelo anterior podem ser feitas. Desvalorizações cambiais provocam a entrada de firmas no mercado externo, deslocando $L(t)$ horizontalmente, enquanto que valorizações cambiais ao estimularem a saída do mercado externo produzem deslocamentos verticais. Tal agregação pode ser descrita com uma forma de *hysteresis* forte, visto que uma inversão na trajetória da taxa de câmbio (que gera um extremo local) leva a uma transição da relação de *hysteresis*. Assim, variações transitórias na taxa de câmbio ($E(t)$) produzem efeitos permanentes, fazendo com que o sistema possua memória não-local. A forte *hysteresis* é determinada, então, pela seqüência de valores extremos locais capazes de alterar $L(t)$.

Por tal relação, pode-se verificar que o impacto da variação da taxa de câmbio é diretamente ligado à quantidade de firmas que se encontram atuando no mercado. Assim, tal

impacto pode ser diferente para uma mesma variação, dependendo do tamanho da base exportadora. Após uma grande desvalorização que atinja um máximo local, haverá um aumento nas exportações em resposta à variação. O contrário também pode ser evidenciado no caso de uma valorização que determine um novo mínimo local. Dessa forma, o efeito da variação cambial é intensificado de acordo com a magnitude da variação, visto que este é proporcional ao número de firmas exportadoras presentes na base exportadora. Tal intensificação gera uma mudança na proporção de firmas ativas ($S^+(t)$) e inativas ($S^-(t)$) no mercado externo, produzindo o *loop* de *hysteresis* como o representado pela figura (14). Assim, admitindo que a expressão (23) possa ser estabelecida em tempo contínuo, sendo $N(t) = N(E)$ com $\frac{dN(E)}{dE} > 0$ haja visto que o número de firmas é dependente da taxa de câmbio e quando esta varia positivamente o número de firmas exportadoras também varia positivamente, então

$$\frac{dQ}{dE} = \varepsilon N(E) E^{\varepsilon-1} + \frac{dN}{dE} E^{\varepsilon}. \quad (24)$$

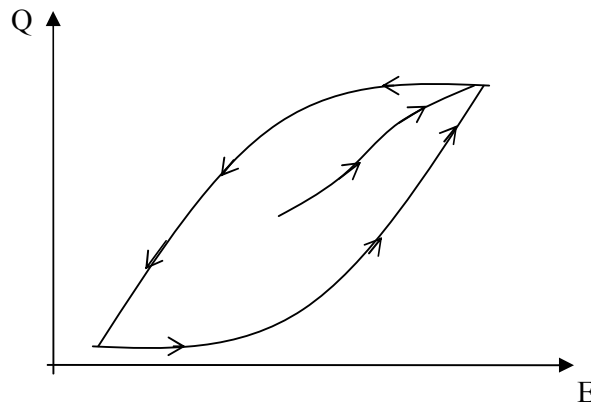


Figura 14: *Loop* de macro-*hysteresis*

Os autores concluem que os efeitos sobre o comércio exterior de grandes choques na taxa de câmbio se mostram persistentes, e não é apenas um tipo de persistência referente à defasagem de resposta. Dessa forma, é importante notar que uma modelagem linear entre a taxa de câmbio e exportações não é a ideal, mesmo que nesta contenha defasagens para captar a dependência passada. Em um modelo entre taxa de câmbio e exportação sob a forma linear, o coeficiente da taxa de câmbio mostra que a elasticidade de resposta é igual para qualquer

valor apresentado pela variável. Assim, sob tal forma, seria o mesmo que dizer que a qualquer taxa de câmbio, a quantidade de firmas atuantes no mercado externo não varia. Considerando que a determinado limiar da taxa de câmbio outras firmas passarão a ofertar também seus produtos, o aumento da taxa de câmbio até tal limiar gerará um aumento na exportação pela expansão da oferta das firmas já atuantes anteriormente e pelos produtos das firmas novas. Assim, a elasticidade entre a taxa de câmbio e a exportação se altera, dependendo do nível de taxa câmbio apresentada e de suas situações passadas. Para possibilitar que o efeito de um aumento ou redução na taxa de câmbio gere alterações na elasticidade é necessário uma modelagem alternativa (como modelagens não-lineares), de forma a captar a assimetria de resposta gerada pelo efeito histerético da taxa de câmbio. No capítulo seguinte, algumas proposições testadas empiricamente são demonstradas.

2 Testes empíricos para *hysteresis* em comércio exterior

Apesar de a discussão teórica sobre a existência de *hysteresis* em modelos econômicos e, mais especificamente, em modelos de comércio exterior, ser bem extensiva, poucos testes empíricos para evidência do fenômeno foram efetuados. Utilizando estimações em séries de tempo, Krugman e Baldwin (1987) são os primeiros a testar efetivamente a presença do efeito histerético em uma relação de taxa de câmbio e importação. Tal motivação partiu da evidência da lenta recuperação dos saldos comerciais dos EUA ao final dos anos de 1980 após grande desvalorização da moeda americana nos períodos posteriores 1985. Assim os autores testam a hipótese de que a persistência dos déficits comerciais é fruto de uma irreversibilidade associada à *hysteresis* na balança comercial. São estimadas equações para os volumes importados e exportados dos EUA colocando variáveis do tipo *dummy* para o terceiro trimestre de 1984, quando, segundo os autores, os mercados financeiros haviam concluído que a valorização do dólar seria prolongada, e para o segundo trimestre de 1985, quando o dólar voltou a declinar. No entanto, em razão da não significância estatística dessas variáveis, as evidências obtidas não deram suporte à hipótese de *hysteresis* na balança comercial americana.

Um outro exemplo de trabalho que procura evidenciar empiricamente a presença de *hysteresis* é o de Parsley e Wei (1993), em que é testada duas formas de relações histeréticas em comércio, partindo da idéia de que variações cumulativas da taxa de câmbio são determinantes importantes nos fluxos de comércio, estando, portanto, relacionadas à história passada (*path dependence*) da taxa de câmbio, seu respectivo impacto sobre os retornos da atividade exportadora e a proposição de que a variabilidade da taxa de câmbio deve afetar as decisões de entrada e saída do mercado. O primeiro modelo testado pelos autores tem como suposição que, dependendo do valor imediatamente anterior da taxa câmbio, choques cambiais de mesma magnitude produzem efeitos diferentes sobre os valores importados. Esta relação assimétrica entre taxa de câmbio e importações seria captada pela equação de demanda de importações (ΔQ_t^*)

$$\Delta Q_t^* = cte + sazonal + \sum_{i=0}^3 \beta_i \Delta P_{t-i}^* + \sum_{i=0}^3 \phi_j \Delta Y_{t-i} + \mu \psi_t + \varepsilon_t, \quad (25),$$

em que ΔP_{t-i}^* representa as variações passadas do preço externo do produto, ΔY_{t-i} representa as variações passadas do produto interno do país, e ψ_t representa um componente que capta o efeito assimétrico das variações da taxa real de câmbio no período corrente, como uma

medida de fase. Dessa forma, o efeito assimétrico de sucessivas desvalorizações ou valorizações sobre a importação total pode ser captado pelo coeficiente μ relacionado à variável ψ_t . Segundo o modelo de *hysteresis*, esse comportamento recorrente da taxa de câmbio deve alterar as percepções dos empresários levando-os a decisões de entrada (ou saída) do mercado externo, que provocariam deslocamentos da curva de demanda por importações. O sinal esperado para μ é negativo, ou seja, constantes choques positivos na taxa de câmbio tendem a suavizar o efeito direto da variação sobre o valor importado, tornando a magnitude deste cada vez menor. O contrário também vale para choques negativos, em que o resultado $\mu\psi_t$ se torna positivo e minimiza o efeito sobre importações de constantes depreciações.

O segundo modelo testado pelos autores é o baseado na hipótese de “valor da opção”, relacionada ao custo de oportunidade do exercício da opção de entrada ou saída do mercado quando aumenta a volatilidade da taxa real de câmbio. Assim, de acordo com essa hipótese, a zona de inação que permite a existência de dois estados para a firma (dentro ou fora do mercado) aumentaria à medida que a taxa de câmbio se tornasse mais volátil. Esta idéia parte do modelo teórico de investimento descrito por Dixit (1989, 1992).

Utilizando como modelo inicial

$$\Delta Q_t^* = \beta_t + sazonal + \sum_{i=0}^3 \beta_i \Delta P_{t-i}^* + \sum_{i=0}^3 \phi_j \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (26)$$

é testado se os estimadores β respondem a variações da expectativa da volatilidade da taxa de câmbio nos próximos k períodos². O coeficiente de interesse de tal variável reflete a influência da volatilidade cambial sobre as variações do nível estocástico do volume importado. Essas variações estocásticas representam movimentos permanentes de entrada ou saída do mercado externo. Assim, de acordo com o modelo de *hysteresis*, deve-se esperar que esse coeficiente seja negativo, ou seja, quanto maior o nível de incerteza cambial, maior a área de inação e, conseqüentemente, menor o movimento de entrada e saída.

Atentos à necessidade de informações suficientemente desagregadas para a condução de testes empíricos, Parsley e Wei (1993) examinam a hipótese de existência de *hysteresis* para as importações americanas de oito produtos químicos do Canadá no período de 1980 a 1988, e outras cinco mercadorias do Japão no período de 1975 a 1987.

² A estimação de β é conduzida por meio da aplicação do filtro Kalman, sendo $\hat{\beta}_t$ sua estimativa alisada.

Ainda que as estimativas para μ em todas equações, menos uma, tenham sido de coeficientes com sinais negativos, somente em três, das treze equações estimadas, essas estimativas demonstraram-se estatisticamente diferentes de zero em um nível de significância de 1%³. Esses resultados significantes foram encontrados nas equações de produtos químicos. A escassa evidência de existência de efeitos assimétricos da taxa de câmbio é interpretada pelos autores como proveniente da existência de contratos de longo prazo, que limitam o impacto das variações da taxa de câmbio sobre os preços de importações.

Com relação à hipótese de valor da opção, utilizando quatro medidas distintas para a estimativa de volatilidade, em poucos casos os coeficientes estimados apresentaram sinais esperados e em nenhum deles as estimativas foram estatisticamente diferentes de zero em um nível de significância de 10%. Sendo assim, Parsley e Wei (1993) concluem que resultados obtidos oferecem pouco suporte à validade da teoria nesse caso.

O modelo de Göcke (1994) também é baseado na construção de uma medida do efeito histerético. Para tanto, o autor elaborou um sistema que cria aproximações lineares de segmentos do *loop* de *macro-hysteresis* (como na figura (14)), de forma a captar o efeito de memória da *hysteresis*. São necessárias algumas suposições para que tal aproximação possa ser colocada em prática: os caminhos correspondentes ao crescimento e decrescimento da variável são separados e aproximados por seções lineares com inclinações diferentes; as seções lineares referentes ao crescimento são paralelas, bem como as referentes ao decrescimento; as seções lineares são contínuas; e um valor central (x_m) para a variável $x(t)$ deve ser definido. Assim, o *loop* linearizado pode ser representado pela figura (15).

³ Também são apresentados no artigo somatórios dos coeficientes, em tempo corrente e defasados até três períodos, associados a ψ . Para esses somatórios de coeficientes, cinco estimativas demonstraram-se estatisticamente diferentes de zero, sendo um dos casos positivo.

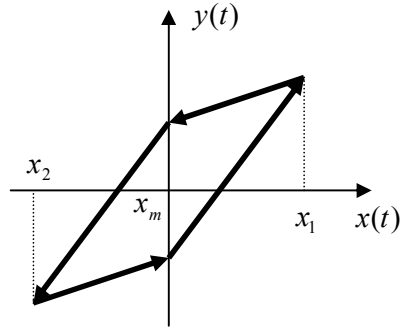


Figura 15: Linearização do *loop* proposto por Göcke (1994)

O efeito de memória é captado pela diferença de inclinação entre as duas linhas adjacentes. Se a inclinação das linhas mais horizontais for a , então a inclinação das mais verticais será $a + r$, em que r é o parâmetro de memória. Isto é o mesmo que dizer que

$$\frac{dy}{dx} = a + D * r, \text{ com } a, r \geq 0, \quad (27)$$

em que D é uma variável *dummy* que assume o valor zero quando a reta for a mais horizontal e valor um quando for a mais vertical.

Para construir a medida de *hysteresis*, suponha então que o número de seções lineares da do *loop* histerético é $p + 1$ e existem $T = \sum_{i=0}^p T_i$ observações de $x(t)$, em que T_i é o número de observações da i -ésima secção linear. Assim, o autor define a variável histerética de forma que a t_i -ésima observação da i -ésima secção linear é dada por

$$H_{it_i} = \left[\sum_{j=1}^i (-1)^{j+1} x_j^S \right] + D_i x_{it_i}^S, \text{ com } t_i = 1, \dots, T_i, \text{ e } i = 0, \dots, p, \quad (28)$$

em que x^S representa o desvio de $x(t)$ do valor central x_m . O autor aponta que para testar a existência de *hysteresis*, basta incluir esta nova variável no modelo, junto com as outras variáveis dependentes. Caso o coeficiente desta variável seja aceitável estatisticamente e com sinal esperado, existe efeito histerético na relação testada.

Piscitelli *et alli* (2000) propõem um teste para a existência de *hysteresis* forte, definida como a *hysteresis* em nível macro, baseado no modelo de agregação Preisach. Os autores argumentam que os modelos econométricos adotados para evidenciar o efeito da *hysteresis*

baseados em sistemas dinâmicos simples não são capazes de capturar a memória seletiva do comportamento histerético. Assim, propõem uma forma alternativa de testar tal fenômeno por meio de uma forma de cálculo da área $S^+(t)$ da figura (9) de um modelo de Preisach, aqui adaptado pela figura (16), em que b é o limiar de entrada no mercado pelas firmas e a é o limiar de saída.

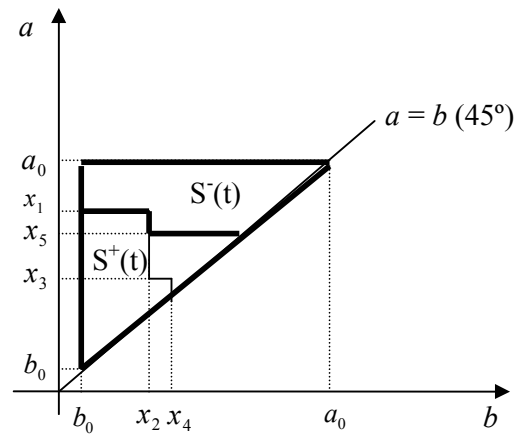


Figura 16: Forma escalonada demonstrada em Piscitelli *et alli* (2000)

O cálculo da área $S^+(t)$ é feito em quatro passos. O primeiro é a especificação dos valores (a_0, b_0) , que definem o maior limiar de saída de alguma firma e o menor limiar de entrada de alguma firma do mercado, respectivamente. O segundo requer a seleção dos valores extremos não-dominados (valores extremos locais que não foram superados, formando a “quina” da “escadaria” – máximos locais – e o início do novo “degrau” – mínimos locais –) da série de tempo $x(t)$. O terceiro é o cálculo da área $S^+(t)$ abaixo da “escadaria” formada pela divisão das áreas $S^+(t)$ e $S^-(t)$ por meio da soma dos trapézios retângulos formados pelos valores extremos locais dentro de $S^+(t)$, resolvido recursivamente por método matemático. Finalmente, o quarto requer uma especificação para a função peso $\mu(\alpha, \beta)$, da equação (22). No trabalho, os autores utilizam uma série de especificações de distribuições diferentes (distribuição uniforme, norma, exponencial e Poisson) com uma série de dados, e verificam que a variável gerada pela evolução da área $S^+(t)$ é pouco sensível à especificação da função.

Os autores argumentam que é possível testar a presença do efeito histerético na relação entre as variáveis comparando o poder explicativo de um modelo convencional com um

modelo incluindo a variável que captura o efeito da *hysteresis*, ou seja, se a inclusão de tal variável trouxe ganho no poder explicativo. Os autores então utilizam tal metodologia para testar se os efeitos de extremos passados da renda inglesa sobre a riqueza são do tipo histerético. Para tanto, utilizaram como variáveis explicativas do consumo a renda, a riqueza e transformações histeréticas de ambas. Como conclusão, os autores encontram um vetor de cointegração entre as variáveis, comprovando a existência do efeito histerético na relação por meio da metodologia apresentada.

Kannebley Jr. (2007) encontra resultados relevantes para a evidência do efeito histerético em nível macro. O autor testa a hipótese da existência de *hysteresis* para o caso brasileiro representando o processo de ajuste não-linear do quantum exportado por meio do conceito de cointegração limiar (*threshold cointegration*) proposto por Balke e Fomby (1997). Admitindo-se, alguma forma de ajustamento parcial ao desequilíbrio, uma possível forma de representar esse processo de ajustamento não-linear ao equilíbrio seria por meio de um modelo SETAR (*Self Exciting Threshold Autoregression*)⁴.

Essa representação empírica para o problema de *hysteresis* envolve, implicitamente, uma aproximação linear do *loop* de *hysteresis*. Dessa forma, o conceito de *threshold cointegration* envolve a representação de um sistema globalmente convergente, porém localmente divergente, capaz de capturar a essência do processo de ajustamento não linear proveniente do comportamento histerético do quantum exportado. Tal efeito referente à assimetria de resposta da exportação frente a variações na taxa de câmbio é captada por diferentes velocidades de ajustamento advindas de choques cambiais passados, para choques positivos e negativos. Sendo assim, o autor estima a quantidade exportada por meio de equações log-lineares de oferta e demanda, levando em conta a existência de *hysteresis*, como

$$q_{t,k}^s = \alpha_0 + \alpha_1(p_{t,k}^i - c_{t,k}^d) + \alpha_2(p_{t,k}^d - p_{t,k}^d) + \alpha_3 y_k^d + \varepsilon_t, \quad (29.a)$$

com $\alpha_1 > 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 > 0$, e

$$q_{t,k}^d = \beta_0 + \beta_1(p_{t,k}^i - p_{t,k}^d) + \beta_2 y_{t,k}^i + \varepsilon_{2t}, \quad (29.b)$$

com $\beta_0 > 0, \beta_1 > 0, \beta_2 > 0$,

sendo que os processos de erros de ambas as regressões seguem como

⁴ Um modelo SETAR é um modelo na forma TAR (*threshold autoregressive*) em que se assume que a variável limiar seja uma variável dependente defasada. Para mais informação ver, entre outros, Hansen (1999).

$$\varepsilon_{it} = \begin{cases} \alpha_i^{(u)} + \lambda^{(u)}(L)\varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}^{(u)}, & \text{se } \theta^{(u)} < \varepsilon_{i,t-d} \\ \alpha_i^{(m)} + \lambda^{(m)}(L)\varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}^{(m)}, & \text{se } \theta^{(l)} \leq \varepsilon_{i,t-d} \leq \theta^{(u)}, \text{ com } i=1,2, \\ \alpha_i^{(l)} + \lambda^{(l)}(L)\varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}^{(l)}, & \text{se } \theta^{(l)} > \varepsilon_{i,t-d} \end{cases} \quad (30)$$

em que $q_{i,k}^s$ é o *quantum* ofertado pelo setor k no momento corrente, $(p_{t,k}^i - c_{t,k}^d)$ é uma medida de rentabilidade da atividade exportadora, dada pela razão entre os preços internacionais do setor e os custos domésticos de produção, $(p_{t,k}^d - pd_{t,k}^d)$ é o relativo de preços entre o produto exportado e aquele comercializado no mercado interno, e $y_{t,k}^d$ é o produto doméstico do setor k . Já a equação de demanda corrente por exportações do setor k é função do diferencial entre os preços dos produtos exportados internacionais e nacionais $(p_{t,k}^i - p_{t,k}^d)$, e de uma medida de renda do resto do mundo $y_{t,k}^i$.

Das dezesseis relações de cointegração estimadas, em nove delas foram detectadas alguma forma de não-linearidade nos resíduos dessas equações de longo prazo. Essas não-linearidades representam respostas assimétricas e/ou descontínuas das exportações a diferentes medidas representativas para a taxa real de câmbio, além de variações do produto doméstico ou da demanda internacional.

3 Forma alternativa de evidência de *hysteresis* em comércio exterior: modelos STR

É possível abordar o problema da relação não-linear entre exportações agregadas e taxa de câmbio sob uma nova ótica. Uma alternativa de modelagem para a função não-linear proposta aqui é a de uma função de transição logística que faz com que o coeficiente da regressão associado à variável de taxa de câmbio varie suavemente de β_1 a $\beta_1 + \delta_1$. Assim, o teste pode ser conduzido por meio da estimação de um modelo de cointegração com transição suave, como o proposto por Saikkonen e Choi (2004), que se baseia no modelo STR (*Smooth Transition Regression*) proposto por Granger e Teräsvirta (1993). Os modelos de regressão com transição suavizada (STR) têm sido utilizados em economia para descrever relações que se alteram suavemente ao longo do tempo dependendo da localização de algumas variáveis. Esse é precisamente o problema de agregação macroeconômica presente para a formulação de *hysteresis*. Dependendo do nível de preços e em razão da heterogeneidade das firmas, a resposta das exportações às variações dos preços deve mudar em função da magnitude de tal variação. Ou seja, o emprego dessa metodologia permitirá abandonar a simplificação de aproximação linear do *loop de hysteresis*, e descrevendo-o ponto a ponto por meio da função de transição do parâmetro de interesse.

Esta seção é dividida em três partes. Na primeira parte é apresentada metodologia proposta por Saikkonen e Choi (2004) para verificar e estimar relações cointegradas de longo prazo utilizando para tanto modelos STR. Na segunda é apresentado teste de linearidade proposto por Choi e Saikkonen (2004) a ser submetida a relação, que testa a hipótese nula de linearidade contra a alternativa de não-linearidade via modelo STR. Na terceira e última são analisadas as formas funcionais para modelagem de exportação utilizada por Braga e Markwald (1983), sendo tais utilizadas nos testes empíricos deste trabalho, além de serem apresentadas as fontes de dados e a forma de construção das variáveis.

3.1 Cointegração com transição suave via modelo STR

Saikkonen e Choi (2004) propõem em seu trabalho uma metodologia em econometria de séries de tempo capaz de captar relações não-lineares que apresentam alterações suaves na relação via parâmetro de estimação. Assim, a distância euclidiana de cada ponto da variável independente (neste caso, a taxa de câmbio) a algum ponto estimado pelo modelo influi na determinação do coeficiente estimado de longo prazo para a variável. Dessa forma, é possível estimar, via função logística, um coeficiente β para cada observação sem a perda de graus de liberdade que impossibilitariam tal regressão. Além disso, por se tratarem de séries integradas de ordem 1, tal metodologia deve encontrar relações cointegradas, evitando assim incorrer em regressões espúrias.

Em termos gerais, as equações (29.a) e (29.b) de Kannebley Jr. (2007) podem ser expressas supondo uma função dada por

$$Q_t = Q(E_t, Z_t), \quad (31)$$

em que Q_t é o *quantum* exportado, E_t é uma medida representativa para a taxa de câmbio real e Z_t é um vetor de variáveis explicativas complementares das funções de oferta e demanda por exportações. A transcrição de (35) em um modelo linear, considerando a possibilidade de ocorrência de assimetria temporal na relação entre exportação e a variável taxa de câmbio pode ser feita sob a forma

$$Q_t = \alpha_0 + \beta_1 E_t + \delta_1 E_t g((E_t - c_1), \dots, (E_t - c_l); \gamma) + \nu Z_t + u_t. \quad (32)$$

Neste modelo, classificado como STR, a função $g((E_t - c_1), \dots, (E_t - c_l); \gamma)$ pode ser representada por qualquer função que capte efeitos não-lineares de desvios da variável E_t de pontos estimados c_1 a c_l . A forma proposta por Saikkonen e Choi (2004) se baseia nas funções logísticas com um ou dois parâmetros c , podendo ser representada, assim como

$$g((E_t - c_1), \dots, (E_t - c_l); \gamma) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(E_t - c_1)}}, \quad (33.a)$$

ou

$$g((E_t - c_1), \dots, (E_t - c_l); \gamma) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(E_t - c_1)(E_t - c_2)}}, \quad (33.b)$$

ambas com $\gamma > 0$. Nesse modelo STR, a relação entre E_t e Q_t pode mudar de acordo com o lugar em que E_t se encontra com relação aos parâmetros c_1 (em 33.a) ou c_1 e c_2 (em 33.b). Nesse caso, a assimetria do efeito da taxa de câmbio na exportação é captada pela função

logística determinada em (33.a) ou (33.b), que permite que o parâmetro associado a E_t varie suavemente entre β_1 e $\beta_1 + \delta_1$. Quando o valor do regressor E_t é suficientemente menor que o valor do parâmetro c , o coeficiente do regressor obtém um valor próximo a β_1 ; da mesma forma, quando o valor do regressor E_t é suficientemente maior que o valor do parâmetro c , o coeficiente do regressor obtém um valor próximo a $\beta_1 + \delta_1$. Assim, o coeficiente do parâmetro associado à taxa de câmbio apontará um valor diferente para cada observação da amostra.

O parâmetro $\gamma > 0$, indica a suavidade de mudança na relação exportação e taxa de câmbio, intensificando ou amenizando o efeito da assimetria do modelo. Quando $\gamma \rightarrow \infty$, a função logística $g((E_t - c_1), \dots, (E_t - c_1); \gamma) \rightarrow 1$, e o modelo (32) se aproxima de um modelo *threshold*⁵. Dessa forma ($\gamma \rightarrow \infty$), a mudança do coeficiente de E_t é abrupta e não gradual como suposto.

A estimação dos parâmetros α_0 , β_1 , δ_1 e β_2 da equação (32) podem ser feitos via mínimos quadrados convencionais, mas a estimação dos parâmetros γ , c_1 e c_2 não acontece de forma trivial. Para tanto, é necessária metodologia que permita não-linearidades na equação. A metodologia adequada para tal é a de mínimos quadrados não-lineares (*Non Linear Least Squares*, ou NLLS), utilizando como teoria assintótica o agrupamento triangular (*triangular array*). Tal teoria foi adotada, pois, segundo os autores, quando a teoria assintótica convencional é adotada alguns parâmetros do modelo não são identificados. Apesar disso, em simulações, a distribuição dos resíduos somente tende à distribuição Normal com uma amostra de 300 observações, apresentando distorções para amostras inferiores. Ainda de acordo com Saikkonen e Choi (2004), testar os parâmetros que induzem a não-linearidade é difícil, visto que quando $\delta_1 = 0$, os parâmetros c_1 e γ da função logística não são identificados. Dessa forma, os testes convencionais não podem ser adotados para δ_1 e γ . Assim, é de se esperar uma alta variância dos dois parâmetros, gerando baixas estatísticas-t.

Apesar de consistente, os autores argumentam que o estimador NLLS não é eficiente. Para se obter estimadores consistentes e eficientes para o modelo (32) é necessário utilizar metodologia conhecida como regressão do tipo *leads* e *lags* (precedentes e defasagens), via

⁵ Diferente do proposto por Kannebley Jr. (2007), visto que aqui a assimetria é captada na média condicional do modelo e não através do processo de erros.

estimador Gauss-Newton, como proposta em Saikkonen (1991), para corrigir o problema de correlação serial e contemporânea dos resíduos. Para tal, é necessário definir a quantidade de defasagens a ser utilizada pelo modelo (em geral, 1, 2 ou 3) e se o modelo é do tipo de um ou dois passos. A diferença entre estes é que na estimação de um passo os coeficientes iniciais utilizados como base para a correção via *leads* e *lags* são os estimados por NLLS, sendo que na estimação por dois passos os coeficientes iniciais são os atualizados a partir da estimação de um passo.

Assim, utilizando a equação (32), pode-se escrever a regressão de cointegração como

$$Q_t = \alpha_0 + \beta_1 E_t + \delta_1 E_t g(E_t; \theta) + \nu Z_t + \sum_{j=-K}^K \pi_j' \Delta E_{t-j} + e_{Kt}, \text{ com } t = K + 1, \dots, T - K, \quad (34)$$

em que θ representa o vetor de parâmetros contendo γ e os coeficientes c , e Δ representa o operador de diferenças. Os autores apresentam também experimentos simulados para evidenciar o poder de estimação da metodologia, que apresentou boa aproximação do modelo real produzido.

3.2 Teste de linearidade como hipótese nula contra alternativa de modelos STR

Para que uma relação de cointegração utilizando modelos do tipo STR possa ser construída, além da necessidade de séries integradas, é necessário também evidenciar se a forma de assimetria da relação realmente é determinada por uma função logística STR. Uma forma de não-linearidade dada por uma função diferente da logística pode se adequar em um sistema como o proposto por Saikkonen e Choi (2004), mesmo que a relação não esteja bem especificada. Assim, Choi e Saikkonen (2004) apresentam um teste de linearidade como hipótese nula que tem como hipótese alternativa a existência de uma relação de cointegração não-linear sob a forma de função logística do tipo STR. Tal teste pode ser utilizado *a priori* como forma de verificar a existência da relação não-linear, para poder estimar a relação de cointegração das variáveis de Saikkonen e Choi (2004).

O teste se baseia na equação (32) convencional, aqui reescrita como

$$Q_t = \alpha_0 + \beta_1 E_t + \delta_1 E_t g(z_t) + \nu Z_t + u_t, \text{ com } t = 1, \dots, T, \quad (35)$$

em que $g(z_t)$ representa as funções logísticas (33.a) e (33.b), sendo

$$z_t = \gamma(E_t - c), \text{ com } \gamma > 0. \quad (36)$$

O ponto de interesse é testar a hipótese nula de que o modelo (35) é reduzido a uma regressão de cointegração linear convencional. Assim, a hipótese nula pode ser entendida como $H_0 : \delta_1 = 0$, sendo a hipótese alternativa a de que existe a relação de cointegração sob forma do modelo STR.

O problema principal em tal teste é que os parâmetros γ e c não são identificados sob a hipótese nula, visto que, sendo $\delta_1 = 0$, tais parâmetros podem adotar quaisquer valores sem que estes causem efeitos na especificação do modelo. A alternativa adotada pelos autores vem do proposto por Luukkonen *et alli* (1988), substituindo a função $g(z_t)$ por uma aproximação linear de Taylor de 1ª ordem (linear) dada por

$$g(z_t) \approx b\gamma(E_t - c), \quad (37)$$

em que $b = \frac{\partial g(z_t)}{\partial z_t} \Big|_{z_t=0}$. Substituindo tal aproximação em (35), obtém-se

$$Q_t = \alpha_0 + \beta_1 E_t + \delta_1 E_t b\gamma(E_t - c) + \nu Z_t + \eta_t, \text{ ou}$$

$$Q_t = \phi + \beta_1 E_t + \rho E_t E_t + \nu Z_t + \eta_t, \quad (38)$$

em que o termo de erro η_t é a soma do erro u_t e o erro de aproximação. Sob a hipótese nula, o erro de aproximação desaparece e, assim, $\eta_t = u_t$. Dessa forma, a hipótese nula a ser testada passa a ser representada por

$$H_0 : \rho = 0. \quad (39)$$

Apesar disso, o teste não é desenvolvido de forma trivial. Como não há restrições no modelo que indique que os regressores não possam ser correlacionados com o termo de erro, uma correção de endogeneidade se mostra necessária. Mais uma vez, a forma para tal correção adotada é a via *leads* e *lags*, como em Saikkonen e Choi (2004). Assim, se obtém a equação

$$Q_t = \phi + \beta_1 E_t + \rho E_t E_t + \nu Z_t + \sum_{j=-K}^K \pi_j' \Delta E_{t-j} + \eta_{Kt}, \quad (40)$$

em que o termo de erro η_{Kt} compõe também o erro de aproximação da série de Taylor.

Agora, com a equação (40), é possível testar a hipótese nula $H_0 : \rho = 0$ de forma consistente. Assim, os autores demonstram que a hipótese de linearidade pode ser testada sob um critério de uma chi-quadrado padrão. Importante ressaltar que a hipótese de que u_t é estacionário é crucial para o desenvolvimento do modelo. Porém, métodos que testem a estacionariedade do termo de erro ainda não estão disponíveis na literatura. Experimentos simulados indicam que o teste apresenta propriedades de amostras finitas aceitáveis, o que indica que o teste apresenta grande poder.

Além disso, é possível se executar o teste para verificar se a não-linearidade estaria mais relacionada a um ou dois limiares (aproximações de primeira e segunda ordem, respectivamente) na função STR. Para o caso de primeira ordem, a equação de teste é exatamente a descrita na equação (44). Já para o caso de segunda ordem, esta pode ser escrita como

$$Q_t^{res} = \phi + \beta_1 E_t + \beta_2 Z_t + \rho_1 E_t E_t + \rho_2 E_t E_t E_t + \sum_{j=-K}^K \pi_j' \Delta E E_{t-j} + \eta_{Kt}, \quad (41)$$

com $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$, pela mesma lógica desenvolvida para o caso de primeira ordem.

Para que efetivamente a metodologia de estimação via STR e os testes de linearidade sejam aplicados, é necessário definir a forma funcional adotada para os modelos tanto de oferta como de demanda para exportação. A discussão acerca das formas funcionais, quais

dados foram utilizados e como tais formas foram estimadas são apresentadas na próxima seção.

3.3 Formas funcionais e fontes de dados

Braga e Markwald (1983) discutem a estimação de formas funcionais para oferta e demanda das exportações brasileiras. Para a oferta, os autores argumentam em favor de uma especificação log-linear, em que, além da variável dependente ser dada pelo *quantum* de exportações ofertada (Q_t^S), as demais variáveis independentes são o preço das exportações em dólares (Px_t), a taxa de câmbio moeda interna / US\$ (E_t), o índice de incentivos fiscais (S_t), o índice de preços domésticos (PD_t), e o índice de utilização da capacidade (U_t). Isto é,

$$\log(Q_t^S) = \alpha_0 + \alpha_1 \log\left(\frac{Px_t * E_t * S_t}{PD_t}\right) + \alpha_2 \log(U_t). \quad (42)$$

Espera-se por este modelo que uma elevação do preço recebido pelos exportadores não acompanhado por uma elevação dos preços internos gere um aumento na rentabilidade da atividade exportadora. Assim, o sinal esperado para α_1 é positivo. Já o componente da capacidade instalada reflete o comportamento cíclico da demanda interna, ou seja, um baixo nível de atividade econômica pode incentivar um re-direcionamento produtivo para o mercado externo. Dessa forma, aqui também é esperado sinal positivo para α_2 .

Quanto à demanda, esta é dependente da taxa de câmbio real calculada como a razão entre o preço internacional em dólares (Pi_t) e o das exportações (Px_t), além de um componente de demanda expresso pela renda mundial (YW_t), ou seja,

$$\log(Q_t^D) = \beta_0 + \beta_1 \log\left(\frac{Pi_t}{Px_t}\right) + \beta_2 \log(YW_t). \quad (43)$$

Já neste modelo, espera-se que quanto maior for o preço do produto substituto externo comparativamente ao preço de exportação do bem, maior será a demanda por produto doméstico e menor pelo externo. Assim, o sinal esperado para β_1 é positivo. Já a renda mundial tem a função de representar um índice de demanda externa por produtos domésticos. Dessa forma, quanto maior for a renda mundial, maior será a demanda por produtos e, assim, espera-se um sinal positivo para β_2 .

Neste trabalho, utilizaram-se também modelos irrestritos, colocando cada variável em separado na equação. Tal forma é interessante também do ponto de vista da análise não-linear, visto que agora é possível que a não-linearidade se apresente em uma das variáveis componentes da taxa de câmbio indicativa de Braga e Markwald (1983). Assim, foram

estimados modelos restritos e irrestritos para a oferta e demanda por exportação, para dezesseis setores industriais brasileiros.

Para o caso da oferta, os modelos restritos estimados são dados por

$$\log(Q_{t,j}^S) = \gamma_0 + \gamma_1 \log(Px_{t,j} - PD_{t,j}) + \gamma_2 \log(Yd_{t,j}), \quad (O.1)$$

$$\log(Q_{t,j}^S) = \gamma_0 + \gamma_1 \log(Px_{t,j} - C_{t,j}) + \gamma_2 \log(Yd_{t,j}), \quad (O.2)$$

sendo que (O.1) é exatamente aos moldes da equação (42), mas substituindo a capacidade instalada pelo produto doméstico (Yd_t), e em (O.2) um índice de rentabilidade ($Px_t - C_t$) é calculado descontando do preço de exportação os custos (C_t). As equações irrestritas, então, são dadas por

$$\log(Q_{t,j}^S) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(Px_{t,j}) + \alpha_2 \log(PD_{t,j}) + \alpha_3 \log(Yd_{t,j}), \quad (O.3)$$

$$\log(Q_{t,j}^S) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(Px_{t,j}) + \alpha_2 \log(C_{t,j}) + \alpha_3 \log(Yd_{t,j}), \quad (O.4)$$

$$\log(Q_{t,j}^S) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(Pi_{t,j}) + \alpha_2 \log(C_{t,j}) + \alpha_3 \log(Yd_{t,j}), \quad (O.5)$$

$$\log(Q_{t,j}^S) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(Px_{t,j}) + \alpha_2 \log(PD_{t,j}) + \alpha_3 \log(C_{t,j}) + \alpha_4 \log(Yd_{t,j}), \quad (O.6)$$

em que todas as variáveis são estimadas em separado no modelo.

Para o caso do modelo restrito de demanda por exportação, a equação (43) renomeada como (D.1) é dada por

$$\log(Q_{t,j}^D) = \gamma_0 + \gamma_1 \log(Pi_{t,j} - Px_{t,j}) + \gamma_2 \log(ID_{t,j}), \quad (D.1)$$

em que ID_t é um índice de demanda construído como uma ponderação dos produtos industriais dos países-destino da exportação em substituição à variável de renda mundial do modelo de Braga e Markwald (1983). Apenas uma equação irrestrita foi estimada, sob a forma

$$\log(Q_t^D) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(Px_t) + \alpha_2 \log(Pi_t) + \alpha_3 \log(ID_t) \quad (D.2)$$

agora com as variáveis em separado no modelo.

Nestes modelos o sinal esperado de $Pi_t - Px_t$ é positivo, bem como para as variáveis Px_t e ID_t . Já a variável Pi_t possui sinal esperado negativo.

Com relação aos dados, estes foram coletados de várias fontes diferentes. Todas as variáveis são trimestrais, com o período se estendendo do primeiro trimestre de 1985 ao quarto trimestre de 2005, totalizando assim 84 observações. Todas as variáveis foram

construídas setorialmente, de acordo com a classificação da Matriz de Relações Intersetoriais de 1985, conforme apresentado em Guimarães *et alli* (1997).

Os setores industriais utilizados foram os mesmos de Kannebley Jr. (2007), mas com equações diferentes das utilizadas pelo autor. Foram utilizados dezesseis setores, a saber: Abate de animais, Beneficiamento de produtos vegetais, Borracha, Calçados, Celulose, papel e gráfica, Elementos químicos, Madeira e mobiliário, Máquinas e tratores, Material elétrico, Metal não-ferroso, Outros produtos metalúrgicos, Outros produtos alimentares, Peças e outros veículos, Minerais não-metálicos, Têxtil e Veículos automotores.

As variáveis de oferta e demanda por exportação (Q_t^S e Q_t^D) são as mesmas, definidas como índice de *quantum* setorial exportado, dessazonalizada, calculado pela FUNCEX; o preço de exportação (Px_t) é o índice de preço setorial de exportação em dólar, calculado pela FUNCEX; o preço internacional (Pi_t) é índice de preço setorial praticado nos EUA, fornecido pelo *Bureau of Labor Statistics* (BLS)⁶; o preço doméstico (PD_t) é o IPA-OG setorial em dólar⁷, calculado pela FGV / Conj. Econômica, sob correspondência elaborada por Haguenaer, Markwald e Pourchet (1998); o produto doméstico (Yd_t) é a produção industrial setorial, calculado pelo IBGE / PIM-PF; o índice de rentabilidade ($Px_t - C_t$) é o índice de rentabilidade setorial da exportação, determinada pela razão entre o preço de exportação e o custo da exportação, calculada pela FUNCEX; o custo de exportação setorial (C_t) é construído pela razão entre o índice de preço de exportação e o índice de rentabilidade da exportação vezes 100; e o índice de demanda (ID_t) foi construído setorialmente como uma ponderação dos produtos industriais⁸ dos países-destino da exportação, de acordo com seu peso sob a exportação global do setor.

Setorialmente, os gráficos de cada série de todos podem ser observados no anexo A. Nos gráficos de (1) a (6), pode-se observar o comportamento agregado das variáveis *quantum* exportado, preço de exportação, IPA-OG em dólar, produto doméstico, preço internacional e o índice de demanda. Com relação ao último, é importante ressaltar aqui que todos os setores apresentam uma queda nos anos de 2001 até meados de 2002. Tal fato é explicado pela crise na Argentina, fazendo com que o produto industrial deste país tenha uma redução muito forte.

⁶ Aqui, os preços internacionais são ponderados setorialmente conforme metodologia utilizada em Kannebley (2007).

⁷ Dividido pela taxa de câmbio R\$/US\$ comercial, compra, média, calculada pelo BCB Boletim / BP.

⁸ Os produtos industriais foram obtidos pelos bancos de dados Econodados e NationMaster.com.

Como a Argentina é um dos países mais importantes na pauta exportadora de quase todos os setores, o índice de demanda foi fortemente afetado por tal queda. A partir de 2003, com a recuperação da Argentina e o aumento da participação da China na pauta exportadora, a demanda volta a crescer.

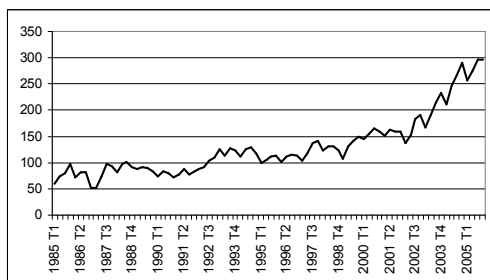


Gráfico 1: Quantum exportado

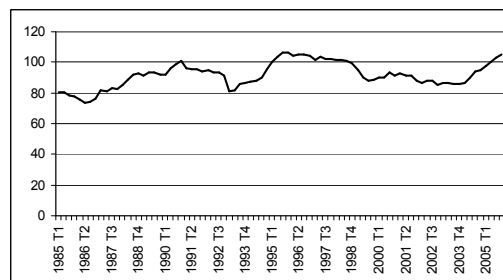


Gráfico 2: Preço de exportação

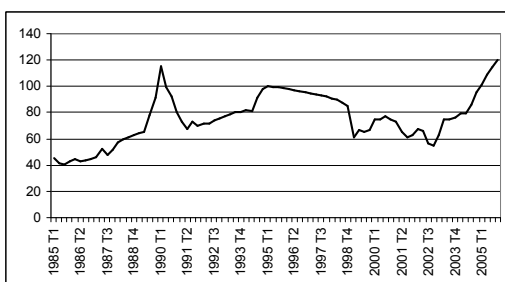


Gráfico 3: IPA-OG em dólar

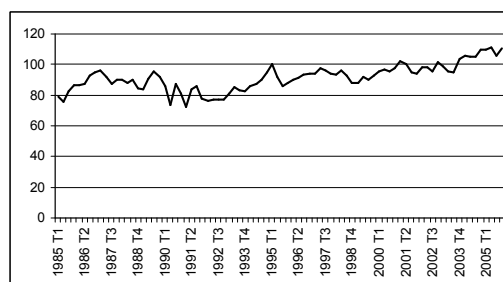


Gráfico 4: Produto doméstico

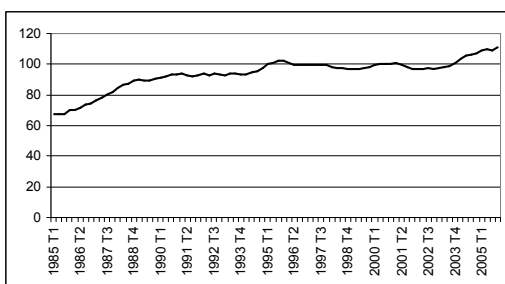


Gráfico 5: Preço internacional

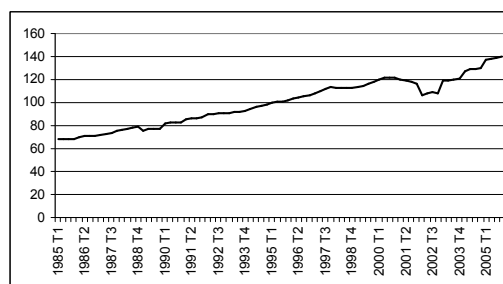


Gráfico 6: Índice de demanda

Foram realizados testes de raiz unitária do tipo DF-GLS para todas as variáveis, estando seus resultados apresentados no anexo B. De uma forma geral, todas as variáveis apresentam raiz unitária, necessitando que as estimações sejam feitas com base em modelos de cointegração.

Em posse de tais variáveis, foi possível estimar as equações de oferta e demanda descritas acima. Os resultados podem ser observados no capítulo seguinte, apresentando primeiramente os modelos lineares setoriais restritos e irrestritos, estimados tanto para oferta como demanda. Definidos as equações mais adequadas para os modelos, são apresentados os testes de linearidade, com hipótese nula de modelo linear e alternativa de modelo STR. Foram testadas, pela teoria, a não-linearidade das variáveis Px_t , Pi_t , PD_t e C_t para as equações de oferta, e $Pi_t - Px_t$, Px_t e Pi_t para as equações de demanda. Assim, para os casos em que a linearidade foi rejeitada a pelo menos um nível de significância de 10%, foram estimados os modelos não lineares do tipo STR, apresentados em seguida.

4 Resultados

Este capítulo aborda os resultados obtidos via estimações lineares e não-lineares. Para cada setor, seis formas funcionais de oferta e duas de demanda foram estimadas, conforme apresentado no capítulo anterior. Com tais funções definidas, foram estimados modelos lineares tanto via *leads* e *lags*, metodologia proposta por Saikkonen (1991), como via *Fully Modified* (FM-OLS), proposta por Hansen (1992), com o objetivo de confirmar as estimações feitas via *leads* e *lags*. Em seguida, as formas funcionais estimadas que melhor representam cada setor foram testadas para verificar a possibilidade de não-linearidade do tipo STR, sendo então estimadas sob tal modelagem.

Assim, este capítulo é dividido em três seções. A primeira apresenta os resultados lineares finais para as equações de oferta e/ou demanda para cada setor. Com base nas equações estimadas na primeira seção, a segunda apresenta os respectivos testes de linearidade para cada uma delas. A terceira apresenta os resultados não-lineares estimados para as equações indicadas pelos testes de linearidade.

4.1 Resultados lineares

Para cada um dos dezesseis setores foram estimadas as seis equações de oferta e as duas de demanda, totalizando 128 equações. A metodologia adotada para os modelos lineares foi a de *leads* e *lags*, proposta por Saikkonen (1991). Dos modelos estimados, apenas os que se mostraram bem ajustados e consistentes com a teoria econômica foram apresentados aqui, estando os outros modelos para cada setor apresentados no anexo C. A estimação via *leads* e *lags* foi efetuada tanto para um como dois passos. Para cada passo, foram testados modelos com uma, duas ou três defasagens. Assim, no total, para cada estimação totalizam-se seis resultados, três para um passo e três para dois passos. Apesar disso, apenas um desses foi apresentado, ou seja, foi selecionado o passo e a defasagem que melhor se adequaram ao modelo, considerando este o mais representativo. O critério de seleção do passo e defasagem se deu quando a adição de uma defasagem e/ou passo não acrescentasse significativa mudança nos coeficientes estimados. Para confirmar as estimações via *leads* e *lags*, foram estimadas também os mesmos modelos finais por metodologia FM-OLS, proposta por Hansen (1992), apresentados no anexo D.

Para os modelos de oferta, apenas um setor se mostrou adequado sob a forma funcional restrita (O.1), e nenhum se mostrou adequado sob a forma (O.2), visto que para os outros setores os coeficientes em geral se mostravam inconsistentes com a teoria econômica. Assim, o modelo de oferta final linear via *leads* e *lags* pode ser observado na tabela (4.1), com o coeficiente e sua respectiva estatística-t.

Tabela 4.1: Modelo de oferta linear restrito via *leads* e *lags*

Setor	Passos e lag	cte.	Px - PD	Prod. Dom
Veículos automotores	2 passos	-3.449	0.992	0.866
	k = 2	-1.498	2.059	2.309

Como esperado, tanto a variável $Px_t - PD_t$ como o produto doméstico apresentam sinais positivos. A elasticidade entre a taxa de câmbio indicada pela relação entre o preço de exportação e o doméstico é de aproximadamente 1, ou seja, um aumento de 1 p.p. em tal desvio gera um aumento em 1 p.p. na oferta de exportações de veículos automotores, demonstrando que o *trade-off* entre exportação e mercado é um fator importante na determinação da oferta do setor.

O fato de apenas um setor se mostrar adequado sob a forma restrita é um indicativo de que a estimação de cada componente em separado, como nos modelos irrestritos, parece ser a

forma funcional mais apropriada. Apesar disso, apenas sob as formas funcionais (O.3) e (O.5) foram encontrados modelos bem ajustados, sendo que os modelos estimados sob as formas (O.4) e (O.6) não foram apresentados em razão dos sinais dos coeficientes serem inconsistentes com a teoria econômica. Os resultados lineares para modelos de oferta irrestritos podem ser observados na tabela (4.2).

Tabela 4.2: Modelos de oferta lineares irrestritos via *leads* e *lags*

Setor	Passos e lag	cte.	Px	PD	Custo	Pi	Prod. Dom.
Abate de animais	2 passos	-24.690	0.282	-0.926	-	-	7.011
	k = 2	-4.562	0.423	-1.506	-	-	7.610
Madeira e mobiliário	2 passos	-24.700	-	-	-0.735	3.775	3.408
	k = 2	-5.504	-	-	-1.478	4.057	2.815
Máquinas e tratores	2 passos	-17.370	2.882	-0.110	-	-	2.160
	k = 2	-6.205	2.919	-0.209	-	-	5.275
Material elétrico	2 passos	-4.935	1.130	-0.217	-	-	1.190
	k = 2	-2.828	3.736	-0.857	-	-	3.519
Veículos automotores	2 passos	1.559	0.784	-0.977	-	-	0.964
	k = 2	0.318	0.364	-1.233	-	-	1.512

Dos dezesseis setores, apenas cinco se mostraram bem ajustados com modelos de oferta. Destes, os setores de abate de animais, máquinas e tratores, material elétrico e veículos automotores são dependentes da variável preço de exportação em um modelo incluindo também o preço doméstico. Isto quer dizer que para estes setores, o *trade-off* entre mercado externo e doméstico é o mais relevante, em termos de oferta, para a decisão de exportar. Já o setor madeira e mobiliário se ajustou melhor em um modelo com as variáveis custo e preço internacional, ou seja, o preço internacional é mais importante para a determinação do quanto será ofertado para o setor, reagindo mais fortemente às variações nos preços praticados nos outros países do que os outros setores. Todos os modelos apresentam sinais esperados, de acordo com a teoria proposta. Algumas variáveis não se apresentam estatisticamente significantes sendo necessário, entretanto, um cuidado na análise de tais estatísticas, já que os resultados são provenientes de amostras finitas.

Com relação às variáveis, pode-se observar sim um consenso no que diz respeito à grande importância do Produto Doméstico na determinação da oferta de exportação. Entre os setores, o que se mostrou mais sensível a esta variável foi o de abate de animais e o menos sensível foi o de veículos automotores. O preço de exportação apresenta também elasticidades bem distintas entre os setores, sendo que o setor mais sensível a tal variável foi o de máquinas

e tratores (2,882) e o menos sensível o de abate de animais (0,282). Já o preço doméstico apresentou coeficientes em torno de -0,90 para os setores abate de animais e veículos automotores, e entre -0,10 e -0,30 para máquinas e tratores e material elétrico. Com relação ao setor de madeira e mobiliário, este se mostrou mais sensível à variável preço internacional do que ao custo propriamente dito⁹.

Assim como em Kannebley Jr. (2007), aqui também os modelos que melhor se ajustaram, na maioria dos setores, foram os de demanda. Sob a forma funcional restrita (D.1), treze setores se mostraram adequados, sendo que para os outros três setores a elasticidade apontada pelo coeficiente da variável indicativa da taxa de câmbio $Pi_t - Px_t$ não era consistente com a teoria. Assim, os modelos de demanda finais lineares restritos via *leads* e *lags* podem ser observados na tabela (4.3), com o coeficiente e sua respectiva estatística-t.

⁹ Pode-se evidenciar, pela comparação dos coeficientes, que estes estão muito próximos aos encontrados pelo modelo linear via *leads* e *lags*, à exceção do coeficiente de preço de exportação nos setores de abate de animais e veículos automotores que apresentaram reversão no sinal.

Tabela 4.3: Modelos de demanda lineares restritos via *leads e lags*

Setor	Passos e lag	cte.	Pi - Px	Ind. Dem.
Abate de animais	2 passos	-17.440	1.434	3.404
	k = 2	-6.632	3.292	6.138
Borracha	2 passos	-14.460	2.187	1.966
	k = 2	-6.264	5.137	14.710
Calçados	2 passos	-2.905	0.492	1.134
	k = 2	-1.143	0.876	6.366
Celulose, papel e gráfica	2 passos	-6.811	0.478	1.985
	k = 2	-2.720	0.633	5.089
Elementos químicos	2 passos	-16.490	2.794	1.877
	k = 2	-4.111	2.874	4.369
Madeira e mobiliário	2 passos	-17.170	2.078	2.604
	k = 2	-6.877	2.301	4.505
Máquinas e tratores	2 passos	-11.650	2.342	1.183
	k = 2	-5.830	4.961	7.991
Material elétrico	2 passos	-13.030	2.155	1.677
	k = 2	-8.830	7.477	17.170
Min. não-metálicos	2 passos	-10.640	2.158	1.161
	k = 2	-10.470	5.833	4.456
Outros prods. alimentares	2 passos	-6.148	1.779	0.618
	k = 2	-6.076	5.260	2.011
Outros prods. metalúrgicos	2 passos	-8.141	1.477	1.308
	k = 2	-2.323	2.493	5.607
Peças e outros veículos	2 passos	-4.126	0.130	1.829
	k = 2	-0.930	0.165	6.031
Veículos automotores	2 passos	-20.410	4.226	1.317
	k = 2	-4.564	4.959	4.319

Estes modelos demonstram que a variável que identifica o relativo de preços internacionais e domésticos é determinante da quantidade demandada de exportações. Sob tal aspecto e pelo sinal positivo esperado também evidenciado nas equações, quando há um aumento do preço do produto praticado externamente não acompanhado pelo preço de exportação, maior será a demanda por exportação. O setor que se mostrou mais suscetível a tal variável, foi o de veículos automotores, com elasticidade igual a 4,226. Outros setores que também apresentaram altas elasticidades foram os de elementos químicos, máquinas e tratores, borracha, minerais não-metálicos e material elétrico. Em contraposição, o setor que apresentou menor suscetibilidade a tal variável foi o de peças e outros veículos, com elasticidade igual a 0,130.

Quanto ao índice de demanda, o setor que apresentou maior elasticidade para tal variável foi o de abate de animais (3,404), sendo que os setores de madeira e mobiliário

(2,604), celulose, papel e gráfica (1,985) e borracha (1,966) também se mostraram altamente suscetíveis a mudanças na demanda internacional, em contraposição aos setores de outros produtos alimentares (0,618) e calçados (1,134), que apresentaram as elasticidades mais baixas para tal variável.

Dada a boa adequação do modelo (D.1), o modelo irrestrito (D.2) pode ser testado de forma a confirmar os resultados apresentados aqui. Com tal modelo, foi possível evidenciar qual das variáveis é mais importante na determinação da demanda por exportação, visto que agora os efeitos das variáveis preço de exportação e preço internacional foram medidas em separado. Considerando o modelo irrestrito, doze setores se mostraram adequados. Os resultados para os doze setores do modelo (D.2) irrestrito pode ser observado na tabela (4.4).

Tabela 4.4: Modelos de demanda lineares irrestritos via *leads* e *lags*

Setor	Passos e lag	cte.	Px	Pi	Ind. Dem.
Abate de animais	2 passos	-5.010	-1.788	0.162	3.741
	k = 1	-1.463	-4.596	0.207	7.669
Benef. de prods. vegetais	2 passos	-1.889	-0.272	1.402	0.319
	k = 2	-1.292	-1.260	3.576	1.089
Borracha	2 passos	-1.570	-1.655	0.819	2.189
	k = 2	-0.335	-2.409	0.564	9.077
Elementos químicos	2 passos	-14.370	-2.419	5.268	1.393
	k = 2	-2.962	-2.917	3.858	3.864
Madeira e mobiliário	2 passos	-7.777	-2.100	2.781	1.983
	k = 2	-3.509	-2.897	3.456	3.400
Máquinas e tratores	2 passos	1.092	-2.423	1.422	1.746
	k = 2	0.396	-4.137	1.721	4.920
Material elétrico	2 passos	1.044	-2.399	1.660	1.510
	k = 2	0.207	-3.608	1.171	4.108
Min. não-metálicos	2 passos	-1.899	-2.072	1.632	1.848
	k = 2	-0.306	-2.952	1.116	2.688
Outros prods. alimentares	1 passo	6.646	-2.285	0.492	1.405
	k = 3	1.864	-5.276	0.466	2.092
Outros prods. metalúrgicos	2 passos	0.872	-1.665	0.851	1.632
	k = 2	0.251	-2.561	0.855	4.011
Têxtil	2 passos	3.126	-1.515	1.692	0.145
	k = 1	0.696	-2.181	0.967	0.148
Veículos automotores	2 passos	15.370	-5.363	1.002	2.138
	k = 2	0.626	-2.144	0.164	0.965

O preço de exportação, como esperado, em todos os casos apresenta sinal negativo, ou seja, quanto maior for o preço de exportação, menor será a demanda externa por produtos produzidos internamente. O contrário se observa com a variável preço internacional que se mostrou positiva, ou seja, quanto maior o preço internacional, maior será a demanda por

produtos externos. Tal análise pode ser feita como sendo o preço internacional representando o preço do produto substituto ao nacional, fazendo com que um aumento no preço do produto substituto gere maior demanda pelo bem em questão. Assim, o setor que apresentou maior elasticidade-preço para o preço de exportação foi o de veículos automotores (-5,363); em seguida aparecem aqui também os setores de elementos químicos (-2,419), máquinas e tratores (-2,423), material elétrico (-2,399), outros produtos alimentares (-2,285) e minerais não-metálicos (-2,072). Em contrapartida, o setor que apresentou menor elasticidade-preço para o preço de exportação foi o de beneficiamento de produtos vegetais (-0,272).

Para a variável preço internacional, o setor que apresentou maior elasticidade-preço foi o de elementos químicos (5,268), seguido do setor de madeira e mobiliário (2,781); tal constatação mostra a grande influência da concorrência externa por preços nos setores citados. Já o que apresentou menor elasticidade-preço foi o de abate de animais (0,162), seguido pelo de outros produtos alimentares (0,492), borracha (0,819) e outros produtos metalúrgicos (0,851).

Quanto ao índice de demanda, mais uma vez, o setor que apresentou maior elasticidade foi o de abate de animais (3,741), seguido pelo de borracha (2,189) e veículos automotores (2,138), e o que apresentou a menor elasticidade foi o têxtil (0,145), seguido pelo de beneficiamento de produtos vegetais (0,319)¹⁰.

Importante ressaltar que o setor de metalurgia não-ferrosos não apresentou nenhuma equação aceitável, tanto em oferta como em demanda; independente disso, seus resultados estão contidos no anexo C, juntamente com os resultados dos outros setores.

¹⁰ Mais uma vez, pode-se observar os resultados para as mesmas equações finais via estimação FM-OLS no anexo D. Assim como nos modelos de oferta, os de demanda também apresentam coeficientes muito próximos comparando as duas metodologias, com apenas uma reversão de sinal no setor de peças e outros veículos com a variável $Pi_t - Px_t$, que passou a ser negativa.

5.2 Testes de linearidade

Com as equações de oferta e demanda lineares estimadas, pôde-se definir para quais setores e formas funcionais os testes de linearidade seriam aplicados. Considerando o modelo de oferta restrito (O.1), em que apenas o setor de veículos automotores se mostrou adequado, foi testada a não-linearidade sobre a variável $Px_t - PD_t$. Já para os modelos irrestritos (O.3) e (O.5), foram testados a hipótese de linearidade para Px_t e PD_t nos quatro setores sob a forma (O.3), e sobre Pi_t e C_t para o setor de madeira e mobiliário, sob a forma (O.5). Para o modelo de demanda restrito (D.1), foi testada a hipótese de linearidade sobre a variável $Pi_t - Px_t$, para treze setores, e no modelo irrestrito caracterizado por (D.2), a hipótese foi testada para Px_t e Pi_t para doze setores.

Assim, conforme descrito na metodologia, os testes de linearidade para o modelo (O.1) pode ser observado na tabela (4.5).

Tabela 4.5: Testes de linearidade do modelo (O.1)

Setor		Oferta - em (Px - PD)	
		1ª ordem	2ª ordem
Veículos automotores	$K = 1$	0.094	0.095
	$K = 2$	0.302	0.336
	$K = 3$	1.261	1.296

Nota: Valores críticos (1ª ordem): 2.706 (10%)*, 3.841 (5%)** e 6.635 (1%)***, e (2ª ordem): 4.605 (10%)*, 5.991 (5%)** e 7.378 (1%)***.

Aqui, independente da defasagem escolhida, a hipótese de linearidade sobre a variável $Px_t - PD_t$ não é rejeitada a um nível de significância de pelo menos 10%. Assim, a melhor especificação funcional para o modelo de oferta restrito de veículos automotores, sob esta análise, é a linear.

Os testes de linearidade para o modelo (O.3), para os setores de abate de animais, máquinas e tratores, material elétrico e veículos automotores, podem ser observados na tabela (4.6).

Tabela 4.6: Testes de linearidade do modelo (O.3)

Setor		Oferta - em Px		Oferta - em PD	
		1ª ordem	2ª ordem	1ª ordem	2ª ordem
Abate de animais	$K = 1$	0.421	0.513	0.230	0.273
	$K = 2$	0.505	0.814	0.183	0.202
	$K = 3$	0.576	1.104	0.248	0.263
Máquinas e tratores	$K = 1$	0.504	2.039	1.615	1.828
	$K = 2$	1.518	2.030	3.062*	3.521
	$K = 3$	2.163	2.188	3.011*	3.315
Material elétrico	$K = 1$	33.160***	34.950***	1.141	4.927*
	$K = 2$	59.160***	60.660***	8.859***	15.260***
	$K = 3$	35.800***	36.350***	10.900***	14.130***
Veículos automotores	$K = 1$	2.775*	8.357***	3.689*	3.870
	$K = 2$	1.628	7.983***	4.406**	4.95*
	$K = 3$	1.868	12.960***	6.448**	7.024**

Nota: Valores críticos (1ª ordem): 2.706 (10%)*, 3.841 (5%)** e 6.635 (1%***), e (2ª ordem): 4.605 (10%)*, 5.991 (5%)** e 7.378 (1%***).

Pode-se evidenciar aqui que apenas o setor de abate de animais não rejeita a hipótese de linearidade em pelos menos um nível de significância de 10%. Já o setor de máquinas e tratores apresenta características lineares para o preço de exportação, mas chega a rejeitar a 10% de significância a hipótese para o preço doméstico. Os outros dois setores (material elétrico e veículos automotores) rejeitam da hipótese de linearidade em até um nível de significância de 1% para as duas variáveis testadas. Assim, as variáveis que rejeitam a hipótese nula dão suporte para que se teste os modelos via STR.

No caso do modelo (O.5), apenas o setor de madeira e mobiliário se mostra adequado. Neste caso, foram testadas a não-linearidade nas variáveis $P_{i,t}$ e $C_{i,t}$, apresentadas na tabela (4.7). Aqui, o modelo se apresenta linear na variável $P_{i,t}$ e rejeita apenas a 10% de significância a hipótese de linearidade em $C_{i,t}$.

Tabela 4.7: Testes de linearidade do modelo (O.5)

Setor		Oferta - em P_i		Oferta - em Custo	
		1ª ordem	2ª ordem	1ª ordem	2ª ordem
Madeira e mobiliário	$K = 1$	0.787	1.616	0.010	1.380
	$K = 2$	0.552	0.867	0.955	2.661
	$K = 3$	0.008	0.379	3.364*	4.448

Nota: Valores críticos (1ª ordem): 2.706 (10%)*, 3.841 (5%)** e 6.635 (1%***), e (2ª ordem): 4.605 (10%)*, 5.991 (5%)** e 7.378 (1%***).

Para o modelo de demanda (D.1), os resultados dos testes lineares para os treze setores são apresentados na tabela (4.8). Aqui, os setores de abate de animais, borracha, calçados, celulose, papel e gráfica, madeira e mobiliário, material elétrico, outros produtos metalúrgicos e peças e outros veículos não rejeitam a hipótese de linearidade. Dessa forma, para estes setores, a melhor especificação de demanda sob a forma (D.1) é a linear. Já para os setores de elementos químicos, máquinas e tratores, minerais não-metálicos, outros produtos alimentares e veículos automotores, a hipótese nula de linearidade é rejeitada a um nível de significância de pelo menos 10%. Tais setores então podem apresentar estrutura do tipo STR, de acordo com estes resultados.

Tabela 4.8: Testes de linearidade do modelo (D.1)

Setor	Demanda - em (Pi - Px)		Setor	Demanda - em (Pi - Px)	
	1ª ordem	2ª ordem		1ª ordem	2ª ordem
Abate de animais	K = 1	0.731	Material elétrico	K = 1	0.141
	K = 2	0.635		K = 2	0.157
	K = 3	0.486		K = 3	0.278
Borracha	K = 1	0.835	Minerais não-metálicos	K = 1	4.174**
	K = 2	2.450		K = 2	4.692**
	K = 3	2.982		K = 3	5.762**
Calçados	K = 1	0.642	Outros prods. alimentares	K = 1	6.965***
	K = 2	0.909		K = 2	7.143***
	K = 3	1.864		K = 3	10.630***
Celulose, papel e gráfica	K = 1	1.183	Outros prods. metalúrgicos	K = 1	0.097
	K = 2	1.059		K = 2	0.019
	K = 3	0.900		K = 3	0.335
Elementos químicos	K = 1	3.327*	Peças e outros veículos	K = 1	0.979
	K = 2	1.547		K = 2	0.962
	K = 3	1.369		K = 3	1.841
Madeira e mobiliário	K = 1	0.007	Veículos automotores	K = 1	1.807
	K = 2	0.019		K = 2	2.057
	K = 3	0.242		K = 3	2.636
Máquinas e tratores	K = 1	4.981**			
	K = 2	5.628**			
	K = 3	10.250***			10.270***

Nota: Valores críticos (1ª ordem): 2.706 (10%)*, 3.841 (5%)** e 6.635 (1%***), e (2ª ordem): 4.605 (10%)*, 5.991 (5%)** e 7.378 (1%***).

Para o modelo de demanda (D.2), os resultados dos testes de linearidade para os doze setores estão descritos na tabela (4.9).

Tabela 4.9: Testes de linearidade do modelo (D.2)

Setor		Demanda - em Px		Demanda - em Pi	
		1ª ordem	2ª ordem	1ª ordem	2ª ordem
Abate de animais	$K = 1$	0.019	0.071	3.410*	3.432
	$K = 2$	0.036	0.350	3.982**	4.030
	$K = 3$	0.160	0.307	2.576	2.579
Benef. de prods. vegetais	$K = 1$	1.513	2.430	0.071	2.798
	$K = 2$	0.624	0.670	0.098	0.892
	$K = 3$	0.081	0.081	0.000	2.017
Borracha	$K = 1$	1.198	3.308	0.892	0.989
	$K = 2$	5.221**	7.178**	0.523	0.702
	$K = 3$	7.977***	10.780***	0.394	2.294
Elementos químicos	$K = 1$	0.625	0.626	1.756	1.757
	$K = 2$	0.256	0.315	1.340	1.392
	$K = 3$	0.014	0.038	1.096	1.305
Madeira e mobiliário	$K = 1$	1.970	2.341	0.598	3.617
	$K = 2$	3.281*	3.452	1.010	4.885*
	$K = 3$	1.661	1.775	0.013	1.906
Máquinas e tratores	$K = 1$	1.071	1.078	4.793**	6.021**
	$K = 2$	0.302	0.394	2.978*	3.248
	$K = 3$	0.394	1.922	0.343	0.984
Material elétrico	$K = 1$	1.438	3.039	1.695	3.459
	$K = 2$	1.352	5.970*	5.737**	14.420***
	$K = 3$	0.753	14.440***	2.948*	8.534***
Minerais não-metálicos	$K = 1$	3.541*	3.882	2.133	2.252
	$K = 2$	4.135**	4.845*	2.190	2.410
	$K = 3$	5.684**	8.984***	0.489	1.819
Outros prods. alimentares	$K = 1$	1.134	1.555	7.464***	8.772***
	$K = 2$	1.080	1.441	6.085**	6.681**
	$K = 3$	1.195	1.888	9.331***	13.870***
Outros prods. metalúrgicos	$K = 1$	0.602	0.743	1.122	2.262
	$K = 2$	0.318	0.599	0.245	6.986**
	$K = 3$	1.762	2.203	1.673	7.547***
Têxtil	$K = 1$	1.658	1.676	0.294	0.533
	$K = 2$	1.552	1.701	0.203	0.852
	$K = 3$	2.767*	2.773	2.589	6.908**
Veículos automotores	$K = 1$	2.012	8.269***	0.082	2.471
	$K = 2$	3.671*	16.240***	0.140	3.667
	$K = 3$	3.343*	16.930***	0.035	6.768**

Nota: Valores críticos (1ª ordem): 2.706 (10%)*, 3.841 (5%)** e 6.635 (1%)***, e (2ª ordem): 4.605 (10%)*, 5.991 (5%)** e 7.378 (1%)***.

Neste caso, apenas os setores de beneficiamento de produtos vegetais e elementos químicos não rejeitaram a hipótese de linearidade a pelo menos um nível de significância de 10%, tanto para Px_t como Pi_t . Para todos os outros setores, a hipótese foi rejeitada para uma ou mais variáveis. Os setores de borracha e minerais não-metálicos apresentaram rejeição à hipótese apenas na variável Px_t , sendo aqui Pi_t linear. Já os setores de abate de animais, máquinas e tratores, outros produtos alimentares e outros produtos metalúrgicos apresentaram resultado contrário, sendo não-linear em Pi_t e linear em Px_t . Os setores de madeira e mobiliário, material elétrico, têxtil e veículos automotores apresentaram a pelo menos uma significância de 10%, rejeição da hipótese nula em ambas as variáveis.

Tais resultados se mostram interessantes do ponto de vista da análise teórica. Quando comparados os resultados apresentados aqui com o modelo anterior, que utilizava a variável $Pi_t - Px_t$, pode-se observar casos como o de abate de animais, que se mostrou linear em $Pi_t - Px_t$, mas apresentou não-linearidade em Pi_t . Isso demonstra que uma análise da estimação do modelo restrito pode “mascarar” uma não-linearidade no modelo irrestrito. O mesmo pode-se observar no setor de outros produtos metalúrgicos, também rejeitando a hipótese nula para Pi_t em um nível de significância de 1%, mas não para $Pi_t - Px_t$. O setor de borracha apresenta o mesmo caso, mas agora rejeitando para Px_t em um nível de significância de 1%, sem rejeitar em $Pi_t - Px_t$. Os setores de madeira e mobiliário e material elétrico rejeitam tanto para Px_t como para Pi_t , a um nível de 10% de significância para madeira e mobiliário e a um nível 1% de significância para material elétrico, em cada variável, mas também não rejeitam em $Pi_t - Px_t$. Já o setor de elementos químicos apresenta o caso inverso, em que a hipótese de linearidade em $Pi_t - Px_t$ é rejeitada a um nível de significância de 10%, mas tanto Px_t como em Pi_t são lineares. Assim, comprova-se a importância da utilização também do modelo dissociado em Px_t e Pi_t , diferentemente do que foi utilizado em Braga e Markwald (1983).

Assim, com base nos resultados lineares e testes de linearidade demonstrados aqui, a próxima seção apresenta os resultados não-lineares com modelos do tipo STR.

4.3 Resultados não-lineares via STR

Foram testados para este trabalho os modelos não-lineares via STR para as variáveis que rejeitaram, mesmo que a 10% de significância, a hipótese de linearidade. Para os modelos que apresentam não-linearidade em mais de uma variável, cada uma foi testada individualmente. Uma possibilidade seria utilizar uma função não-linear para cada variável, mas tornaria o sistema de otimização mais complexo e os algoritmos hoje implementados computacionalmente não convergem plenamente. A estimação dos parâmetros da equação (36) é trivial, podendo ser obtida via Mínimos Quadrados Ordinários. Já os parâmetros das funções logísticas (33.a) e (33.b) exigem metodologia econométrica mais complexa, dada sua forma não-linear¹¹.

Para todos os modelos, foram estimadas as duas formas funcionais logísticas do modelo STR, como apresentadas em (33.a) e (33.b), no capítulo anterior. A primeira, com apenas um parâmetro *threshold*, permite que o coeficiente da variável não-linear em questão alterne suavemente entre dois patamares. Assim, a elasticidade pode mudar para um patamar maior ou menor sempre que a variável não-linear ultrapassar determinado valor. A segunda forma funcional já permite três estágios de elasticidade, mudando seu patamar quando ultrapassa cada um dos dois valores *thresholds*. Para o modelo de oferta e demanda por exportação, teoricamente, a forma funcional com dois *thresholds* seria a mais apropriada. Cada um dos *thresholds* poderia apresentar, respectivamente, pontos críticos de entrada e saída das firmas no mercado; quando estimado com um *threshold*, apenas uma das alterações pode ser captada. Ilustra-se então graficamente o deslocamento suave do coeficiente para as estimações por *leads* e *lags*, comparando com o comportamento da própria variável não-linear. Apresenta-se também o gráfico da elasticidade contra a variável, como uma aproximação da função logística. Além disso, é apresentado também o valor médio do coeficiente no período estimado. Aqui, como nos modelos lineares, foi selecionado o resultado mais adequado para cada modelo, quanto à escolha dos passos e defasagens. Tal seleção se deu, mais uma vez, quando a adição de uma defasagem e/ou passo não acrescentasse significativa mudança nos coeficientes estimados.

Em todos os casos, independente do tipo de não-linearidade apresentada (primeira ou segunda ordem), tanto formas funcionais com um e dois limiares foram testadas. Contudo,

¹¹ Isto é feito via otimização com restrições, atribuindo valores iniciais para γ , c_1 e c_2 , e via uma seqüência de iterações, alcança-se os valores estimados para tais.

nenhum modelo se adequou sob a forma funcional de dois limiares, principalmente devido à complexidade de otimização computacional de tal modelo. Alguns modelos, apesar da rejeição da hipótese nula de linearidade, não se mostraram consistentes via STR ou não apresentavam convergência. Tal evidência pode ser reflexo da aproximação linear feita pelo teste, não representando perfeitamente o modelo STR em questão. Isto pode indicar alguma outra forma de não-linearidade entre as variáveis, diferente da forma funcional STR. Assim, são apresentados a seguir apenas os modelos que se mostraram convergentes com um limiar.

Os resultados estão apresentados por modelo (oferta ou demanda) e variável não-linear. O coeficiente β em cada tabela é coeficiente da função logística; este, se somado ao coeficiente da variável não-linear em questão, mostra o valor máximo de elasticidade de tal variável. Assim, o coeficiente varia de α (coeficiente da variável em questão) até $\alpha + \beta$. O coeficiente γ é o coeficiente que indica a velocidade de convergência de α a $\alpha + \beta$; quanto maior for γ , maior será a velocidade de convergência. Com $\gamma \longrightarrow \infty$, o modelo se apresenta como um *threshold* convencional. Importante destacar aqui que praticamente todos os modelos apresentaram um valor de γ alto. Isto indica que as diferenças de resposta em exportação a variações na taxa cambial quando esta está valorizada ou desvalorizada se dá de forma rápida, mas não abrupta. O coeficiente c apresentado é o limiar estimado que determina o valor da função logística, no intervalo (0,1), de acordo com a distância euclidiana da variável não-linear e tal coeficiente¹². Em cada tabela também é apresentada a média do coeficiente da variável não-linear durante o período (considerando a mudança suave de estado de tal coeficiente) e o coeficiente de correlação entre o coeficiente da variável e a variável em si.

Considerando o modelo de oferta (O.3), dos setores que apresentaram rejeição da hipótese nula de linearidade para a variável preço de exportação Px_t , apenas o setor de material elétrico se mostrou adequado. O setor de veículos automotores não se mostrou adequado sob tal forma funcional de não-linearidade. Para o caso da não-linearidade nos preços domésticos (PD_t), o modelo se mostrou bem ajustado para o setor veículos automotores, sem apresentar modelo adequado para os setores de máquinas e tratores e

¹² Estes dois últimos, para serem estimados, deve-se atribuir um valor inicial para cada. O modelo se mostra bastante sensível ao valor inicial γ ; dessa forma, vários valores foram testados até que se encontre o modelo adequado. Já ao coeficiente c foi atribuído a mediana dos valores da variável não-linear. Assim, via iterações, os coeficientes são estimados partindo do valor inicial atribuído.

material elétrico. Assim, os modelos de oferta não-lineares em Px_t e PD_t pode ser observado na tabela (4.10) abaixo. O gráfico referente ao coeficiente não-linear de Px_t estimado para o setor de material elétrico em função do tempo pode ser observado no gráfico (7), e a sua representação do coeficiente em função da variável Px_t , assim como é feita a representação do *loop* histerético, no gráfico (8). Para o setor de veículos automotores, o gráfico do coeficiente no período é apresentado no gráfico (9), e este em função de PD_t no gráfico (10).

Tabela 4.10: Modelos de oferta não-linear sob a forma (O.3)

Setor	Passos e lag	cte.	Px	PD	Prod. Dom.	β	γ	c	Média coef.	Correlação
Material elétrico	2 passos k = 1	-8.606	2.108	-0.318	1.148	-0.113	54.492	4.627	2.084	-0.724
		-2.942	3.169	-0.871	2.250	-2.651	0.408	179.880		
Veículos automotores	1 passo k = 3	-3.324	2.099	-0.870	0.653	-0.128	32.304	4.456	-0.900	-0.751
		-0.629	0.990	-1.155	1.183	-2.174	0.164	227.810		

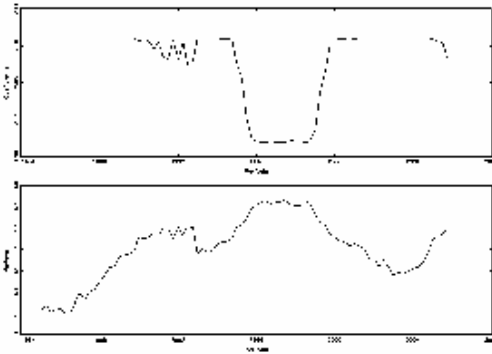


Gráfico 7: coef. de Px_t em modelo (O.3) de material elétrico

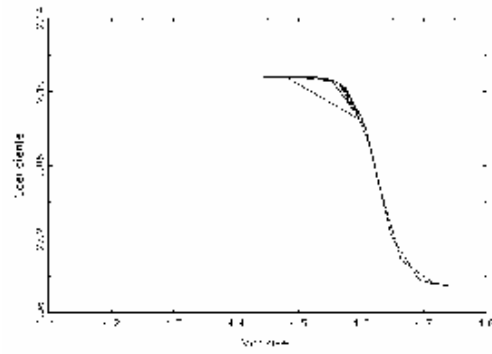


Gráfico 8: coef. em função de Px_t em modelo (O.3) de material elétrico

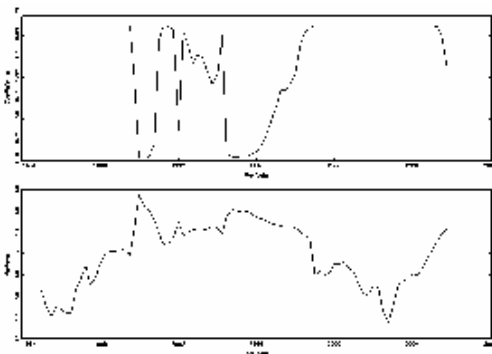


Gráfico 9: coef. de PD_t em modelo (O.3) de veículos automotores

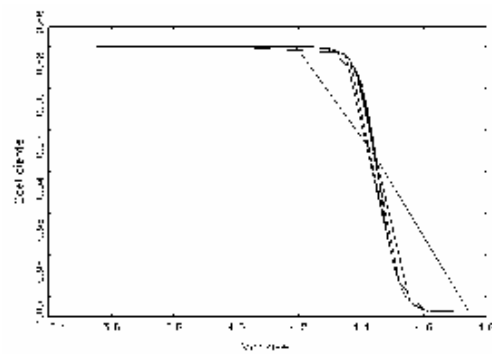


Gráfico 10: coef. em função de PD_t em modelo (O.3) de veículos automotores

Pode-se observar, de início, que o coeficiente da variável Px_t no setor de material elétrico agora apresenta valor maior que no modelo linear. Isto indica que quando o modelo não-linear é estimado, como apontado ser o mais indicado para tal setor, a elasticidade entre o preço de exportação e o *quantum* exportado é maior. O coeficiente β neste caso é negativo, fazendo com que o coeficiente da variável Px_t varie de 2,108 a aproximadamente 1,995.

Importante observar, então, o comportamento de tal coeficiente: o período anterior a 1994 mostra uma elasticidade maior de resposta em exportações a variações no preço de exportação, com forte instabilidade próximo a 1990. Tal período é caracterizado pelo crescimento no nível de preços de exportação do setor, apresentando uma instabilidade maior justamente próximo a 1990. Observando o gráfico (8), pode-se perceber que a elasticidade entre o preço de exportação e o *quantum* exportado começa a se declinar sempre que o preço atinge o valor entre 4,5 e 4,6. Tal constatação mostra um resultado importante: quando o preço de exportação aumenta, a elasticidade-preço da exportação se reduz, diminuindo assim a velocidade de resposta em exportações a variações no preço. Isto pode ser comprovado pelo coeficiente de correlação negativo de -0,724, entre o coeficiente e a variável de preços em si, apontando a relação inversa entre estes. Assim, a assimetria na resposta à variável pode ser comprovada. Como, para o caso da oferta, um aumento no preço de exportação significa uma desvalorização cambial, pode-se concluir que para o setor de material elétrico, pelo lado da oferta, períodos de desvalorização cambial apresentam menor sensibilidade na resposta em exportações do que períodos de valorização cambial.

Comparando com a teoria econômica, aqui o resultado é o oposto ao esperado, pois um aumento nos preços causou uma redução na elasticidade. Tal evidência deve então ser razão das restrições da capacidade instalada da indústria. Quando o preço de exportação alcança um determinado patamar em que toda a capacidade instalada já está comprometida com o mercado externo, tal *trade-off* deixa de existir. Assim, um aumento nos preços de exportação faz com que o aumento na oferta de exportação não aconteça na mesma proporção, diminuindo a elasticidade. O custo de se aumentar a planta produtiva com o objetivo de expandir a produção para o mercado externo é muito alto perto dos ganhos advindos da expansão. Göcke (2002) argumenta que os custos de manutenção no mercado externo podem ser função do próprio preço de exportação, visto que uma maior oferta exige

custos de aumento na capacidade produtiva. Assim, o custo de manutenção crescente pode alterar a função de oferta, fazendo com que o aumento na produção não compense tais custos.

Para o setor de veículo automotores, o coeficiente da variável não-linear PD_t se apresenta entre -0,870 a -0,998, com média no período de -0,900, próxima ao apresentado no modelo linear (-0,977). Graficamente, a não-linearidade nesta variável é muito parecida com a observada em Px_t no modelo anterior, apenas acentuando-se a instabilidade apresentada no período entre 1990 e 1995. Apesar disso, já que o sinal da variável é negativo, no período anterior a 1990 a elasticidade é menor (em módulo) do que no período até 1995. Como visto no gráfico (9), a elasticidade aumenta quando o preço doméstico apresenta um aumento significativo. Comparando com o gráfico (10), a instabilidade na elasticidade apresentada durante o período entre 1990 e 1995 pode ser demonstrada por uma mudança suave entre dois patamares de elasticidade. A mudança de um patamar para outro se dá quando o preço doméstico ultrapassa o valor entre 4,4 e 4,6, fazendo com que valores superiores a este apresentem elasticidade maior (próxima a 1). Quando o preço doméstico retorna para valores abaixo de 4,4 a elasticidade menor apresentada anteriormente é recuperada (em 0,870). Como o período entre 1990 e 1995 apresenta forte instabilidade nos preços domésticos em torno do intervalo (4,4; 4,6), a elasticidade responde também de forma instável. Assim, quando o preço doméstico se eleva, a elasticidade se torna mais negativa, ou seja, mais elástica. Tal comportamento pode ser evidenciado também pelo coeficiente de correlação negativo entre o coeficiente e a variável em si, no valor de -0,724, evidenciando a relação negativa entre estes. Aqui, também, a assimetria na elasticidade-preço pode ser observada. Como a variável de preço doméstico está medida em dólar, ou seja, dividida pela taxa de câmbio, um aumento no preço doméstico representa uma valorização cambial, enquanto que uma redução representa a desvalorização. Assim, conclui-se que para o setor de veículos automotores, pelo lado da oferta, nos períodos de valorização cambial a sensibilidade em exportações aumenta, e em períodos de desvalorização a sensibilidade diminui.

A relação assimétrica entre o preço doméstico e a oferta de exportação neste caso se dá pela própria estrutura da indústria de veículos automotores e pelo *trade-off* entre mercado interno e externo. Aqui, a quantidade de firmas atuantes é pequena, e todas já atuam no mercado externo. Um aumento no preço doméstico causa redução nas exportações, destinando a produção para o mercado interno. Apesar disso, a quantidade que será redirecionada para o mercado interno é pequena, caracterizada pelos períodos de menor elasticidade. Apenas um

aumento significativo no preço doméstico do bem fará com que as firmas redirecionem substancialmente suas produções para o mercado interno (e, conseqüentemente, diminuindo a oferta de exportação), aumentando assim a elasticidade. Tal evidência pode ser explicada pelos altos custos de saída do mercado externo para o setor, evitando que pequenos choques positivos no preço doméstico façam com que a firma deixe o mercado externo.

Para o caso em que a hipótese de linearidade na variável C_t no setor de madeira e mobiliário sob o modelo de oferta (O.5), este não se mostrou adequado sob a forma não-linear STR. Assim, apenas o modelo linear foi apresentado. A não-linearidade não foi necessariamente descartada, pois esta pode ser sob alguma outra forma funcional diferente da testada aqui.

No caso do modelo de demanda restrito (D.1), com a variável $Pi_t - Px_t$, os setores de elementos químicos, máquinas e tratores, minerais não-metálicos, outros produtos alimentares e veículos automotores apresentaram rejeição à hipótese nula de linearidade, mas apenas os setores de minerais não-metálicos e veículos automotores se mostraram adequados sob a forma funcional STR. Assim, os modelos não-lineares em $Pi_t - Px_t$ podem ser observados na tabela (4.11). O gráfico do coeficiente da variável $Pi_t - Px_t$ durante o período para o setor de minerais não-metálicos pode ser observado no gráfico (11), e sua representação em relação à variável não-linear no gráfico (12). Os respectivos gráficos do coeficiente no período e em relação à variável não-linear para o setor de veículos automotores podem ser observados nos gráficos (13) e (14).

Tabela 4.11: Modelos de demanda não-linear sob a forma (D.1)

Setor	Passos e lag	cte.	Pi - Px	Ind. Dem.	β	γ	c	Média coef.	Correlação
Min. não-metálicos	2 passos k = 1	-12.013	2.278	1.396	-0.058	111.050	4.488	2.230	-0.656
		-7.499	5.350	4.670	-1.606	0.492	191.744		
Veículos automotores	1 passo k = 1	-25.717	5.819	1.082	-0.246	78.879	4.525	5.591	-0.559
		-6.992	7.131	4.823	-2.644	0.427	224.177		

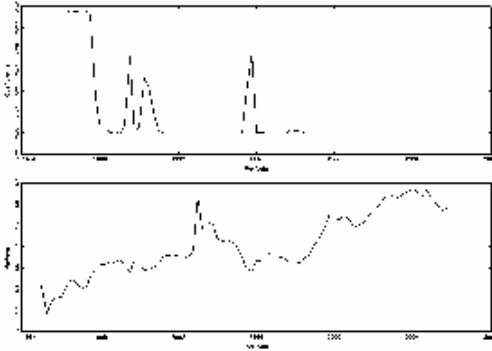


Gráfico 11: coef. de $Pi_t - Px_t$ em modelo (D.1) de min. não-metálicos

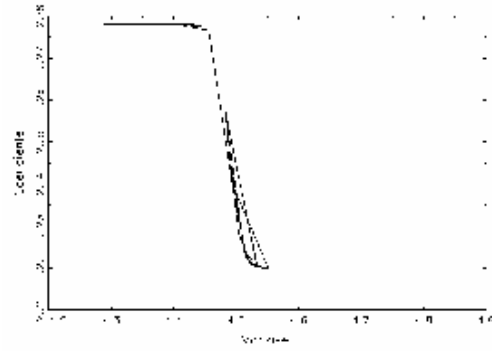


Gráfico 12: coef. em função de $Pi_t - Px_t$ em modelo (D.1) de min. não-metálicos

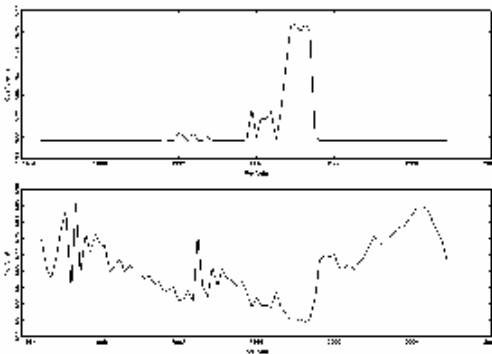


Gráfico 13: coef. de $Pi_t - Px_t$ em modelo (D.1) de veículos automotores

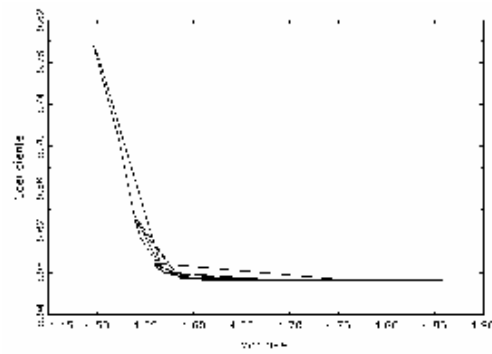


Gráfico 14: coef. em função de $Pi_t - Px_t$ em modelo (D.1) de veículos automotores

O modelo de demanda para minerais não-metálicos aqui apresenta coeficiente que varia de 2,220 a 2,278 e média de 2,230, próximo ao estimado linearmente via *leads e lags*, de 2,158. Pode-se observar, pelo gráfico (11), dois limiares para a elasticidade, sendo o primeiro até 1988 e o segundo desse ano até o final da amostra. O que se percebe é que a sensibilidade em exportações para variações em tal medida (representativa da taxa de câmbio) é maior em períodos em que o preço internacional apresenta uma redução não acompanhada dos preços de exportação ou o preço de exportação aumenta sem que tal seja acompanhada pelo internacional. Dessa forma, em períodos de valorização cambial a elasticidade é maior. Isto pode ser explicado pela possível tendência de substituição do bem internacional pelo doméstico somente quando a diferença entre os preços é acentuada em favor do bem exportado pelo Brasil. Tal constatação pode ser observada pelo gráfico (12), mostrando que a elasticidade se encontra no valor entre 2,27 e 2,28 quando a variável $Pi_t - Px_t$ se encontra

com valores até 4,45. Quando tal ponto é superado, apresentando desvalorização, a elasticidade cai suavemente a um patamar de 2,22. Com valores entre 4,45 e 4,55, como observado no gráfico (12), a elasticidade flutua entre os dois patamares. Isto pode ser observado entre 1989 e 1991 e entre 1995 e 1996, com instabilidade na elasticidade. A relação negativa entre a taxa de câmbio $Pi_t - Px_t$ e seu coeficiente no modelo pode também ser comprovado pelo coeficiente de correlação entre os dois, negativo, com valor de -0,656.

A mesma relação negativa entre taxa de câmbio ($Pi_t - Px_t$) e seu coeficiente pode ser observado no setor de veículos automotores, com coeficiente de correlação igual a -0,559. Aqui, o coeficiente varia entre 5,573 e 5,819, com média de 5,591 no período, superior ao observado no modelo linear via *leads* e *lags*, que era de 4,226. Neste caso, o coeficiente se encontra em um patamar fixo até meados de 1994 e após 1999, no valor de 5,57. Entre esses anos, a elasticidade apresenta instabilidade, tendendo sempre a aumentar. Isto acontece sempre que a variável representativa da taxa real de câmbio cai abaixo do valor de 4,6. Quando então esta se encontra entre 4,5 e 4,6, a elasticidade oscila. Como durante os períodos antes de 1994 e após 1999 a taxa de câmbio se mantém em um patamar superior a 4,6 (desvalorizada), a elasticidade é menor.

Para estes setores, o que se observa é que um patamar de elasticidade é predominante. A demanda por exportação reage positivamente à distância do preço internacional ao preço de exportação, fazendo com que um aumento no preço internacional aumentem tal demanda. Apesar disso, apenas uma redução significativa em $Pi_t - Px_t$ (valorização cambial) faz com que a estrutura de demanda se altere, tornando-se mais elástica. Ou seja, somente uma queda de grande magnitude nos preços internacionais ou um aumento nos preços de exportação que farão com que a exportação se reduza de forma significativa. Tal evidência pode ser observada nos gráficos (11) e (12), em que a elasticidade se eleva somente em períodos de baixa taxa de câmbio.

No modelo de demanda irrestrito (D.2) com as variáveis Px_t e Pi_t , os setores que rejeitaram a hipótese nula de linearidade para Px_t foram os de borracha, madeira e mobiliário, material elétrico, minerais não-metálicos e veículos automotores. Destes, apenas os setores de madeira e mobiliário e material elétrico se mostraram adequados sob estrutura do tipo STR. Para os modelos de demanda que apresentam rejeição da hipótese de linearidade na variável Pi_t , apenas o setor de material elétrico se mostrou adequado, sendo que os setores de abate de

animais, madeira e mobiliário, máquinas e tratores, outros produtos alimentares, outros produtos metalúrgicos, têxtil e veículos automotores, que também apresentaram rejeição a tal hipótese para a variável, não se mostraram adequados sob a forma STR.

Os resultados não-lineares em Px_t e Pi_t pode ser observado na tabela (4.12). O gráfico do coeficiente de Px_t no período para madeira e mobiliário pode ser observado no gráfico (15), e o gráfico do coeficiente em função da variável Px_t no gráfico (16). Os mesmos respectivos para Px_t no setor de material elétrico podem ser observados nos gráficos (17) e (18). Já para a variável Pi_t no mesmo setor, podem ser observados nos gráficos (19) e (20).

Tabela 4.12: Modelos de demanda não-linear sob a forma (D.2)

Setor	Passos e lag	cte.	Px	Pi	Ind. Dem.	β	γ	c	Média coef.	Correlação
Madeira e mobiliário	1 passo	-6.705	-2.295	2.461	2.246	0.052	49.430	4.613	-2.287	0.699
	k = 1	-2.523	-2.856	3.497	4.251	0.855	0.188	37.200		
Material elétrico	1 passo	3.932	-3.343	1.820	1.617	0.060	428.273	4.546	-3.316	0.786
	k = 2	1.159	-4.084	2.519	9.222	1.382	2.102	103.073		
Material elétrico	1 passo	2.454	-2.145	1.075	1.491	0.087	197.603	4.581	1.102	0.504
	k = 1	0.951	-6.936	1.985	6.275	1.897	3.280	147.873		

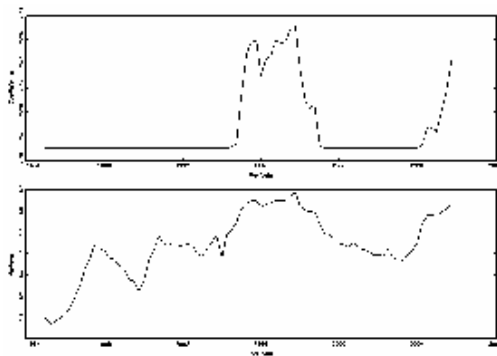


Gráfico 15: coef. de Px_t em modelo (D.2) de madeira e mobiliário

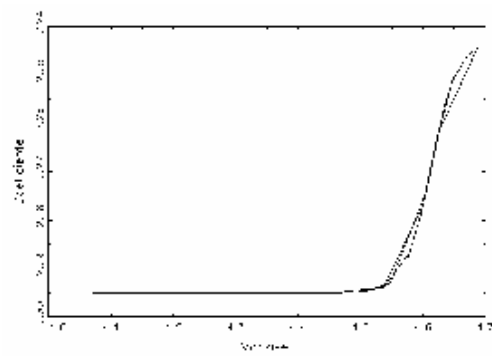


Gráfico 16: coef. Em função de Px_t em modelo (D.2) de madeira e mobiliário

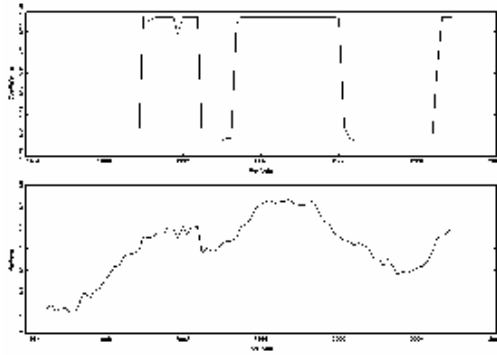


Gráfico 17: coef. de Px_t em modelo (D.2) de material elétrico

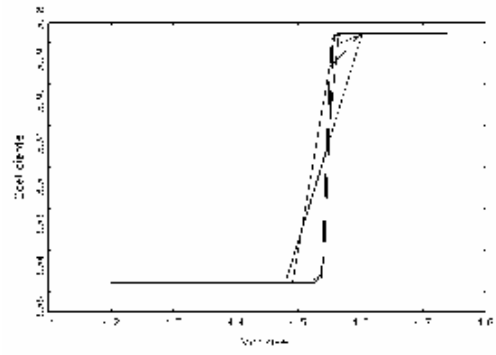


Gráfico 18: coef. em função de Px_t em modelo (D.2) de material elétrico

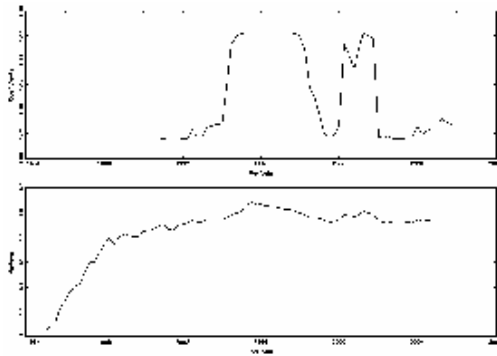


Gráfico 19: coef. de Pi_t em modelo (D.2) de material elétrico

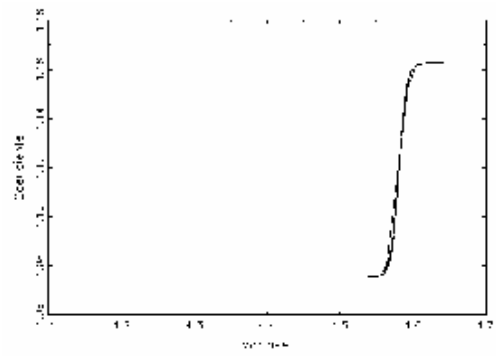


Gráfico 20: coef. em função de Pi_t em modelo (D.2) de material elétrico

No caso do setor de madeira e mobiliário, o coeficiente se mostrou negativo como esperado, tendo sua elasticidade variando de -2,243 e -2,295, com média de -2,287 no período, próximo ao apresentado no modelo linear por *leads* e *lags*, de -2,100. A trajetória gráfica da elasticidade da variável preço de exportação neste setor, observada no gráfico (15), mostra que a elasticidade entre o preço de exportação e o *quantum* exportado se mantém em um patamar mais elástico (mais negativo) de 2,295 durante o período anterior a 1994 e entre 1999 e 2004. Tais períodos são caracterizados por apresentarem preços de exportação em um nível mais baixo que o normal do período. Quando o preço supera o patamar de 4,5, a elasticidade tende a diminuir (coeficiente se torna menos negativo), como observado no gráfico (16), alcançando um patamar de 2,25. Tal transição ocorre justamente nos períodos entre 1994 e 1999, e após o ano de 2004, que apresentam preços de exportações mais elevados. Tal relação entre o preço de exportação e a elasticidade pode ser comprovada pelo

coeficiente de correlação entre tais variáveis positivo, no valor de 0,699, fazendo com que quando o preço aumente, o coeficiente de tal variável se torne menos negativo, ou seja, mais elástico.

O setor de material elétrico apresenta comportamento similar, com coeficiente variando de -3,283 a -3,343, com média -3,316 no período, superior (em módulo) ao apresentado no modelo linear, de -2,399. Este setor já apresenta uma forma mais próxima a um *threshold*, com dois limiares distintos, também evidenciado pelo alto valor para o coeficiente γ (428,273). Nos períodos entre 1985 e 1990 e entre 2001 e 2004, o coeficiente se apresenta em um patamar mais elástico, no valor de 3,343, como observado no gráfico (17). Nesses períodos, pode-se constatar que os preços de exportação apresentam valores mais baixos que o normal do período, como descrito pelo gráfico da variável Px_t , apresentada também no gráfico (17). Quando o preço de exportação se eleva, como nos períodos entre 1990 e 1993, 1995 e 2001 e após 2004, superando a barreira de 4,5, a elasticidade diminui para um patamar na faixa de 3,28 (coeficiente menos negativo), como observado no gráfico (18). Mais uma vez, pode-se observar que a demanda por exportação apresenta maior sensibilidade a variações no preço de exportação em períodos de baixa nos preços e menor em períodos de alta. Como no setor de madeira e mobiliário, o coeficiente positivo, no valor de 0,786, confirma tal constatação.

Para os dois setores, percebe-se nos gráficos (17) e (18) uma homogeneidade nos resultados: quando o preço de exportação se eleva significativamente, a elasticidade diminui, enquanto que o inverso se verifica em momento de baixa dos preços. Quando o preço está em um patamar relativamente baixo, as exportações são afetadas mais intensamente por choques no preço do que quando este se apresenta em um patamar superior. Como períodos de baixa são associados à desvalorização cambial, neste caso, tais períodos apresentam maior elasticidade, enquanto que em períodos de valorização a elasticidade é menor. Apesar de serem setores diferentes, tal resultado é contrário ao encontrado pela variável representativa da taxa de câmbio real. O que se observa é que efetivamente uma assimetria de resposta se apresenta sobre os preços de exportação. A diferença entre os resultados restritos e irrestritos pode estar associado à característica da própria modelagem STR com um limiar, permitindo que apenas uma reversão seja captada. Assim, uma segunda possível reversão na elasticidade do modelo irrestrito pode estar associado justamente ao resultado do modelo restrito, aqui não captado.

Sob o mesmo modelo (D.2), mas agora com não-linearidade em Pi_t , os resultados para o setor de material elétrico apontam para um coeficiente positivo em Pi_t , variando de 1,075 a 1,162, com média no período de 1,102. Como pode ser observado no gráfico (19), a elasticidade se apresenta em um patamar inferior no período anterior a 1992, em torno de 1,10, subindo suavemente a 1,16 após 1992 e se mantendo em tal patamar até meados de 1999. Após tal ano, a elasticidade se reduz de volta ao patamar inferior e apresenta bastante instabilidade nos anos seguintes até o final da amostra. Como se pode constatar pelo gráfico (20), a elasticidade aumenta justamente nos períodos em que o preço internacional está mais alto. Quando este ultrapassa o valor de 4,55 a elasticidade aumenta suavemente. Esta volta a se reduzir quando o preço internacional cai abaixo de 4,6. Assim, quando o preço internacional aumenta, a sensibilidade na resposta em exportações também tende a aumentar. Tal relação pode ser comprovada também pelo coeficiente de correlação entre Pi_t e seu coeficiente, positivo, no valor de 0,504.

Aqui, racionalização similar à realizada para os preços de exportação pode ser feita. A demanda por exportações aumentará quando o preço internacional do bem aumentar. Apesar disso, esta só aumentará mais intensamente se ocorrer um aumento significativo no preço internacional. Nos períodos em que tal preço se encontra em um patamar superior, acima do normal, a elasticidade entre tal preço e a exportação se eleva. Quando há uma redução significativa no preço, a elasticidade volta a seu patamar anterior. Como um aumento nos preços internacionais está associado a um período de desvalorização cambial, neste caso, tal período é caracterizado por uma maior elasticidade, enquanto que um período de valorização está associado a uma elasticidade menor. Tal resultado está em consonância com o apresentado para a não-linearidade nos preços de exportação, em especial, para o setor de material elétrico, que apresenta não-linearidade nos dois preços (internacional e de exportação).

Com tais resultados, pôde-se comprovar o efeito assimétrico das variáveis de preços sobre o *quantum* exportado, bem como a eficiência da utilização de modelos do tipo STR em captar tal efeito.

Conclusão

O presente trabalho teve como objetivo estudar as relações entre a exportação e suas variáveis determinantes, sejam elas via modelos de oferta ou de demanda. Além disso, conforme apresentado muitas vezes tais relações não podem ser simplificadas a modelos lineares, visto que a presença de custos irrecuperáveis de entrada e/ou saída do mercado e políticas de “esperar para ver” geram assimetrias de resposta em exportações a variações na taxa de câmbio ou seus componentes. Tais assimetrias são explicadas em economia como *hysteresis* econômica, efeito este determinado por uma forte não-linearidade em que caracterizada pela falha em reverter decisões de investir quando suas causas são totalmente revertidas. Vários estudos acerca de tal assimetria já foram apresentados na literatura, mas poucos se propuseram a captar efetivamente tal efeito. Nos primeiros trabalhos em que a *hysteresis* é testada e quantificada, como em Krugman e Baldwin (1987), Parsley e Wei (1993) e Göcke (1994), foram utilizados métodos baseados em aproximações linearizadas do chamado *loop* histerético, incluindo assim uma restrição ao modelo. A proposta mais eficiente apresentada até então é feita em Piscitelli *et alli* (2000), e testada empiricamente em Hallett e Piscitelli (2002), via modelo matemático que calcula a área de firmas efetivamente atuantes no mercado, possibilitando assim captar a memória seletiva da variável em questão. Alternativamente, Kannebley Jr. (2007) utiliza modelo do tipo SETAR, ajustando a velocidade de convergência via resíduos, com a possibilidade de dois ou três limiares, mas com mudança truncada de um limiar ao outro.

Aqui, foi proposta uma forma alternativa de se captar tal efeito por meio da estimação de modelos de cointegração com transição suavizada, utilizando assim uma função não-linear logística segundo metodologia proposta em Saikkonen e Choi (2004). Assim, as diferenças na resposta em exportação devido a choques positivos ou negativos de mesma magnitude de seus preços determinantes podem ser observados pelas variações na elasticidade das variáveis representativas de medidas alternativas de taxa real de câmbio. Para que a proposta pudesse ser testada empiricamente, foram efetuadas análises setoriais para o Brasil, classificadas pela MRI-85, sendo aqui os mesmos dezesseis setores trabalhados em Kannebley Jr. (2007). As formas funcionais e, conseqüentemente, os dados utilizados, foram derivados dos modelos de oferta e demanda de exportação do Brasil proposto em Braga e Markwald (1983).

Para cada setor, foram testados, inicialmente, oito modelos lineares, sendo eles seis de oferta e dois de demanda, sob metodologia de correção de endogeneidade proposta por

Saikkonen (1991). Dos dezesseis setores, cinco se apresentaram adequados com modelos de oferta (abate de animais, madeira e mobiliário, máquinas e tratores, material elétrico e veículos automotores) e quinze com modelos de demanda (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 alimentares, outros produtos metalúrgicos, peças e outros veículos, têxtil e veículos automotores). Apenas o setor de metalurgia não-ferrosos não se mostrou adaptado em nenhum modelo, seja de oferta ou de demanda. Realizados os testes de linearidade, quatro dos cinco setores que apresentaram modelos de oferta rejeitaram a hipótese nula de linearidade em alguma das variáveis em questão (Px_t , Pi_t , PD_t e C_t) contra a alternativa de modelo não-linear do tipo STR, a pelo menos um nível de significância de 10%. Já considerando os modelos de demanda, onze dos quinze setores apresentaram rejeição à hipótese nula, entre as variáveis estudadas ($Pi_t - Px_t$, Px_t e Pi_t).

Para os setores então em que a linearidade foi rejeitada, duas formas funcionais do tipo STR foram testadas: com um ou dois limiares. Apesar disso, a convergência com modelos de dois limiares se mostrou bastante complexa, devido ao caráter multi-variado dos modelos, fazendo com que os algoritmos não encontrassem modelos efetivamente estáveis. Assim, apenas modelos STR com um limiar foram considerados. Tal estimação acaba por restringir os modelos a apresentarem apenas um tipo de reversão, de um patamar para o outro, como observado nos gráficos dos coeficientes em função das variáveis em si. Mesmo assim, a possibilidade de relações assimétricas pôde ser testada. Entre os setores testados pela metodologia, o setor de material elétrico se mostrou adequado sob modelo de oferta com não-linearidade em Px_t , bem como a equação estimada para o setor de veículos automotores sob modelo de oferta com não-linearidade em PD_t . Para o modelo de demanda com não-linearidade em $Pi_t - Px_t$, os setores de minerais não-metálicos e veículos automotores se mostraram adequados, para o modelo de demanda com não-linearidade em Px_t os setores de madeira e mobiliário e material elétrico se mostraram adequados, enquanto que sob modelo de demanda com não-linearidade em Pi_t apenas o setor de material elétrico se mostrou adequado. Mais uma vez, o fato de existirem outros modelos que rejeitaram a hipótese nula, mas não se mostraram adequados sob modelagem STR não implica que estes sejam lineares, mas sim que alguma outra forma de não-linearidade não captada pela forma funcional STR

pode existir, mas, para todos os efeitos, neste trabalho considerou-se que a melhor apresentação estimada foi efetivamente a linear.

Os resultados encontrados foram satisfatórios. Para o modelo de oferta não-linear em Px_t , pôde-se observar que em períodos de alta significativa nos preços de exportação, caracterizada por períodos de desvalorização cambial, a elasticidade se reduz, principalmente pela existência de custos de manutenção no mercado, crescentes com relação ao preço de exportação. O mesmo pode-se concluir para o caso de oferta com a não-linearidade nos preços domésticos, em que com um aumento significativo nestes, representando uma valorização cambial, a elasticidade aumenta. Assim, apenas um choque substancialmente positivo faz com que o setor de veículos automotores destine mais intensamente a parte de sua produção voltada ao mercado externo para o interno visto que, os custos de saída do mercado externo são muito altos. Considerando os modelos de demanda, no caso da taxa de câmbio $Pi_t - Px_t$, esta apresenta uma elasticidade maior quando a diferença entre o preço internacional e o preço de exportação se reduz, caracterizado por um período de valorização cambial, enquanto que períodos de desvalorização apresentam menor elasticidade. Considerando a não-linearidade apenas no preço de exportação, verificou-se que a elasticidade é menor quando há uma alta significativa no preço, caracterizado por períodos de valorização cambial, sendo mais elástica em períodos de desvalorização. Apesar de tal resultado ser contrário ao observado para $Pi_t - Px_t$, são setores diferentes que estão sendo comparados. Além disso, o resultado na não-linearidade em Px_t pode ser observado mesmo setor de material elétrico, mas agora com não-linearidade em Pi_t , com maior elasticidade nos períodos de desvalorização do que nos períodos de valorização. Assim, para estes casos, pôde-se comprovar, pela modelagem STR, os efeitos que os custos de entrada e saída geram para as relações de oferta e demanda por exportação. A entrada ou saída de firmas no mercado geram assimetrias na resposta às variáveis de preços determinantes da exportação, criando zonas de inação. Tal efeito, conhecido como *hysteresis* econômica, então, pôde ser captado pela metodologia proposta.

Os resultados, então, podem ser comparados com os encontrados em Kannebley Jr. (2007). Como a estimação por STR foi feita com apenas um limiar, fazendo com que a elasticidade possa mudar suavemente entre dois patamares, seria o mesmo que observar os resultados do modelo de correção de erros de dois regimes em Kannebley Jr. (2007), que

aponta para uma menor elasticidade para períodos de desvalorização para o setor de minerais não-metálicos, e maior para períodos de valorização. Tal resultado está em consonância com os encontrados aqui para o próprio setor de minerais não-metálicos, em que a não linearidade na variável indicativa de taxa de câmbio real aponta para menores elasticidades nos períodos de desvalorização, tendo mesmo resultado o setor de veículos automotores, ambos pelo lado da demanda. Pelo lado da oferta, o mesmo resultado foi encontrado para o setor de material elétrico, com não-linearidade no preço de exportação, e para o setor de veículos automotores, com não linearidade no preço doméstico. Já para os setores de beneficiamento de produtos vegetais, borracha, calçados, madeira e mobiliário, máquinas e tratores e têxtil, Kannebley Jr. (2007) encontra efeito contrário, com uma maior elasticidade em períodos de desvalorização cambial, e menor em períodos de valorização. Tal resultado está de acordo com o apresentado pelos modelos de demanda irrestritos aqui, para os setores de madeira e mobiliário e material elétrico, ambos com não-linearidade no preço de exportação, e para o setor de material elétrico com não-linearidade no preço internacional. Apesar disso, apenas o setor de madeira e mobiliário é comum aos dois trabalhos, para este resultado. Como em ambos os trabalhos a assimetria de resposta em exportações aparece em setores diferentes para os dois trabalhos, percebe-se que esta pode apresentar resultados opostos em períodos de valorização ou desvalorização, dependendo do setor industrial. A evidência de assimetria de resposta via duas metodologias distintas (modelagem STR neste trabalho e SETAR em Kannebley Jr. (2007)) para diferentes setores pode indicar que cada modelagem apresentada é a forma mais apropriada para se medir o efeito histerético das variáveis estudadas para seus respectivos setores.

De uma forma geral, os objetivos propostos por este trabalho foram alcançados. Considerando que o efeito assimétrico pode não ser observado em um modelo agregado do país, foram testados dezesseis setores brasileiros, sendo que em quatro destes (madeira e mobiliário, material elétrico, minerais não-metálicos e veículos automotores) modelos não-lineares com formas funcionais do tipo STR se mostraram mais adequados que os modelos lineares, destacando aqui o setor de material elétrico, que apresentou modelos não-lineares tanto de oferta como de demanda. Muito ainda é possível de ser feito, como simulações de Monte Carlo para evidenciar se modelos efetivamente histeréticos construídos podem ser representados via STR, comparações com outras formas funcionais não-lineares alternativas e verificar se esta é mais efetiva, além de que futuros desenvolvimentos computacionais podem

trazer formas melhores de otimização condicionada que propicie a estimação dos modelos STR com dois limiares, sendo estas as possíveis extensões para este trabalho.

Bibliografia

- AMABLE, B.; HENRY, J.; LORDON, F.; TOPOL, R. “Strong hysteresis versus zero-root dynamics”, *Econometric Letters*, vol. 44., p. 43-47, 1994.
- BALKE, N. S.; FOMBY, T. B. “Threshold Cointegration” *International Economic Review*, Department of Economics, University of Pennsylvania e Osaka University Institute of Social and Economic Research Association, vol. 38, n. 3, p. 627-45, ago. 1997.
- BALDWIN, R. “Hysteresis in Trade”. MIT mimeo para *1986 NBER Summer Institute*, abr. 1986.
- BALDWIN, R. “Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect”. *American Economic Review*, vol. 78; p. 773-785, 1988.
- BALDWIN, R.; KRUGMAN, P. R. “Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks”. The *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, n. 4, p. 635-54, nov. 1989.
- BELKE, A.; GÖECKE, M. “Exchange Rate Uncertainty and Play Nonlinearity in Aggregate Unemployment”. *International Advances in Economic Research*, vol. 7, nº1, fev. 2001.
- BELKE, A.; GÖECKE, M. "Real Options Effects on Employment: Does Exchange Rate Uncertainty Matter for Aggregation?". *German Economic Review*, vol. 6(2), p. 185-203, 2005.
- 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*, vol. 13, p. 707-744. Rio de Janeiro, dez. 1983.
- CHOI, I.; SAIKKONEN, P. “Testing Linearity in Cointegrating Smooth Transition Regressions”. *Econometrics Journal*, vol. 7, p. 341-65, 2004.
- CROSS, R. “On the foundations of hysteresis in economic systems”. *Economies and Philosophy*, vol. 9, p. 53–74, 1993. In: GÖCKE, M. “Various Concepts of Hysteresis Applied in Economics”. *Journal of Economic Surveys*, vol. 16, p. 167-88, 2002.
- DIXIT, A. “Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through”. *Quarterly Journal of Economics*, vol. CIV, n. 2, p. 205-228, maio 1989.
- DIXIT, A. “Investment and hysteresis”. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 6 (1), p. 107–132, 1992.
- DIXIT, A. K.; PINDYCK, R. S. “*Investment under Uncertainty*”. Princeton University Press, New Jersey, 1994.

- GÖCKE, M. "Micro- and macro-hysteresis in foreign trade". *Aussenwirtschaft-Schweizerische Zeitschrift für internationale Wirtschaftsbeziehungen*, vol. 45 (iv), p. 555-578, 1994.
- GÖCKE, M. "Various Concepts of Hysteresis Applied in Economics". *Journal of Economic Surveys*, vol. 16, p. 167-88, 2002.
- GUIMARÃES, E. A. "Taxas de câmbio setoriais, metodologia e resultados". *Texto para Discussão*, FUNCEX, n. 106, abr. 1995.
- GUIMARÃES, E. A.; PINHEIRO, A. C.; FALCÃO, C. POURCHET, H.; MARKWALD, R. E. "Índice de Preços e Quantum das Exportações Brasileiras". *Texto para Discussão*, FUNCEX, n. 121, 1997.
- GRANGER, C. W. J.; TERÄSVIRTA, T. "Modelling Non-linear Economic Relationships". *Oxford University Press*, 1993.
- HAGUENAUER, L.; MARKWALD, R.; POURCHET, H. "Estimativas do valor de produção industrial e elaboração de coeficientes de exportação e importação da indústria brasileira". *Texto para Discussão*, IPEA, n. 563, jul. 1998.
- HALLET, A. J. H.; PISCITELLI, L. "Testing for hysteresis against nonlinear alternatives". *Journal of Economic Dynamics & Control*, vol. 27, p. 303-327, 2002.
- HANSEN, B. E. "Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes". *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, p. 321-335, 1992.
- HANSEN, B. E. "Testing for Linearity". *Journal of Economic Surveys*, vol. 13, nº 5, p. 551-76, 1999.
- KANNEBLEY JR., S. "Hysteresis na exportações industrializadas brasileiras: uma análise empírica". Tese de livre docência apresentada à FEA-RP/USP, 2005.
- KANNEBLEY JR.; S. "Tests for the Hysteresis Hypothesis in Brazilian Industrialized Exports: a Threshold Cointegration Analysis", *Economic Modelling*, vol. 25, p. 171-190, 2007.
- KANNEBLEY JR.; S.; VALERI, J. O. "Persistência e permanência na atividade exportadora: uma análise empírica para as empresas industriais brasileiras". *XXXIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, 2006.
- KRUGMAN, P. R. *Exchange-Rate Instability*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1989.
- KRUGMAN, P. R.; BALDWIN, R. E. "The Persistence of the U.S. Trade Deficit". *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1987, n. 1, p. 1-55, 1987.

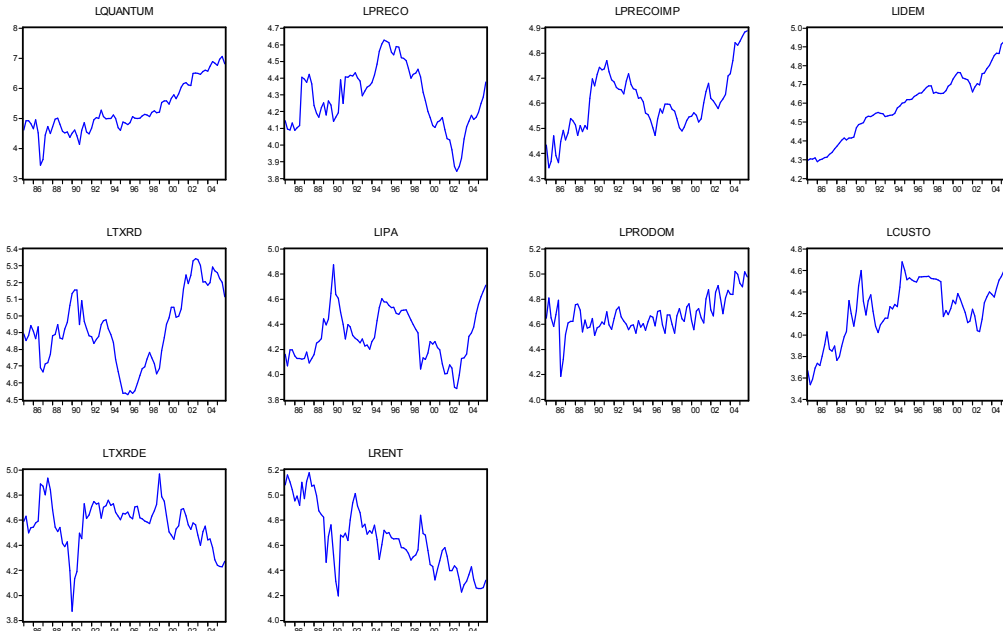
- LUUKKONEN, R.; SAIKKONEN, P.; TERÄSVIRTA, T. “Testing linearity against smooth transition autoregressive models”, *Biometrika*, vol. 75, p. 491– 499, 1988.
- MARKWALD, R.; PUGA, F. P. “Focando a Política de Promoção às Exportações”. *Texto para Discussão*, FUNCEX, n. 160, set. 2002.
- MAYERGOYZ, I. D. "Mathematical Models of Hysteresis". *IEEE Transactions on Magnetism*, vol. 22, p. 603-608, 1986.
- NEWBY, W.; MCFADDEN, D. L. “Large sample estimation and hypothesis testing” *Handbook of Econometrics*, vol. 4, p. 2113–2445, Elsevier, 1994.
- PARSLEY, D. C.; WEI, S-J. “Insignificant and Inconsequential *Hysteresis*: The Case of U.S. Bilateral Trade”. *The Review of Economic Statistics*, vol. 75, n. 4, p. 606-13, nov. 1993.
- PISCITELLI, L.; CROSS, R.; GRINFELD, M.; LAMBA, H. “A test for strong hysteresis”. *Computational Economics*, vol. 15 (1–2), p. 59–78, 2000.
- PÖTSCHER, B.; PRUCHA, I. R. “Dynamic Nonlinear Econometric Models”. *Springer-Verlag*, 1997.
- PREISACH, P. “Über die magnetische Nachwirkung”. *Zeitschrift für Physik*, vol. 94, p.277-302, 1938. In: MAYERGOYZ, I. D. "Mathematical Models of Hysteresis". *IEEE Transactions on Magnetism*, vol. 22, p. 603-608, 1986.
- SAIKKONEN, P. “Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions”. *Econometric Theory*, vol. 7, p.1–21, 1991.
- SAIKKONEN, P.; CHOI, I. “Cointegrating Smooth Transition Regressions”. *Econometric Theory*, vol. 20, p. 301-40, 2004.

Anexos

Anexo A

Legenda: Q = LQUANTUM; P_x = LPRECO; P_i = LPRECOIMP; ID = LIDEM; $P_i - P_x$ = LTXRD; PD = LIPA; Y_d = LPRODOM; C = LCUSTO; $P_x - PD$ = LTXRDE; $P_x - C$ = LRENT.

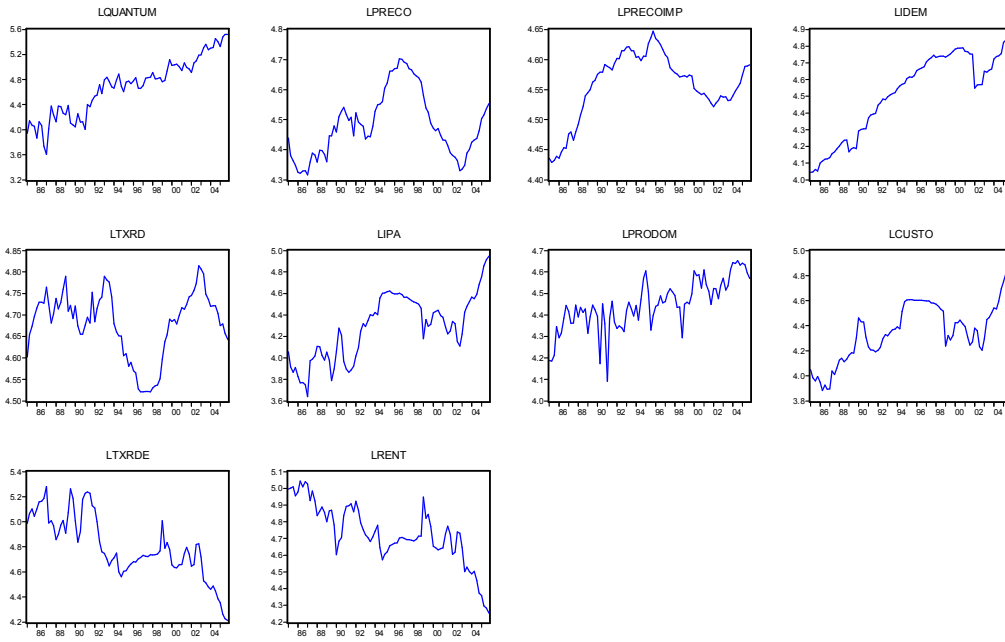
1 Abate de animais



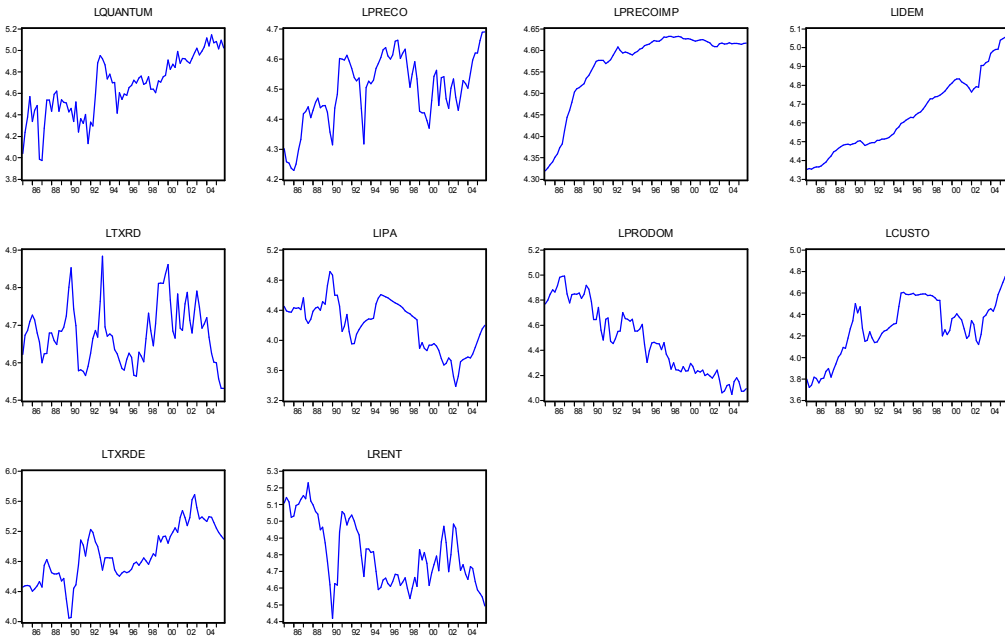
2 Beneficiamento de produtos vegetais



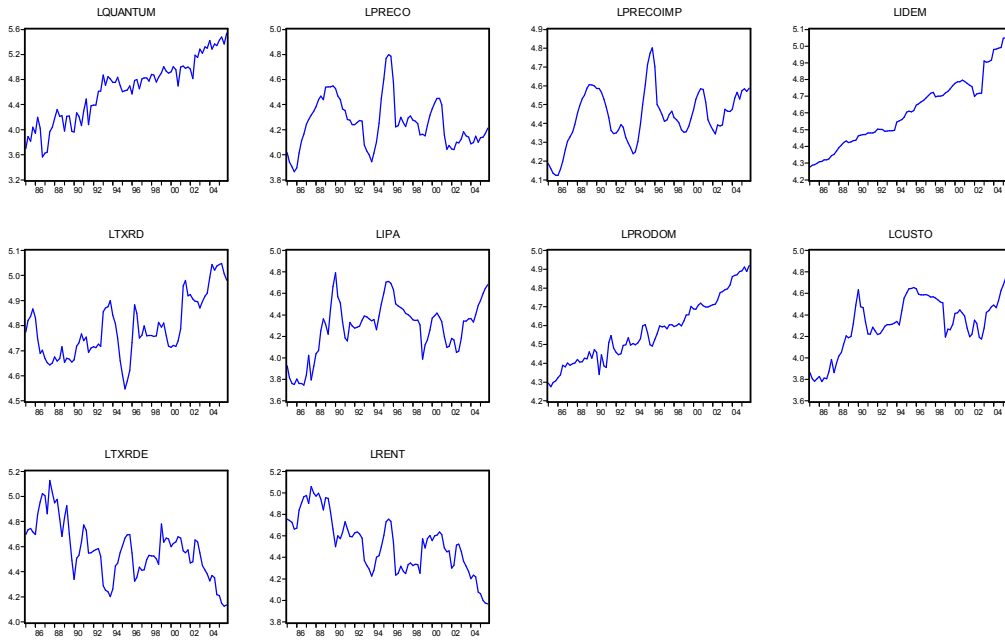
3 Borracha



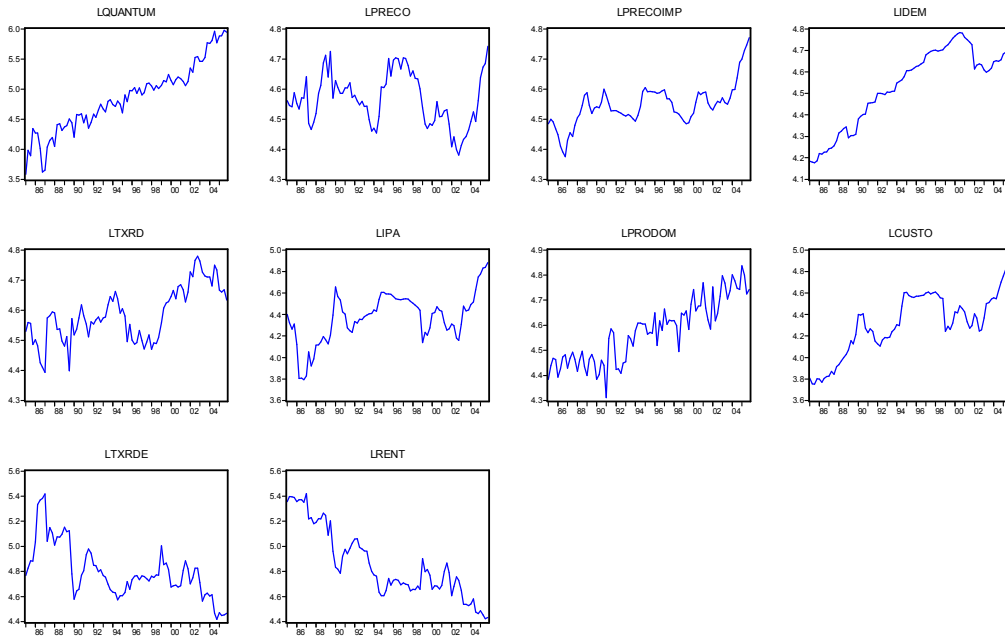
4 Calçados



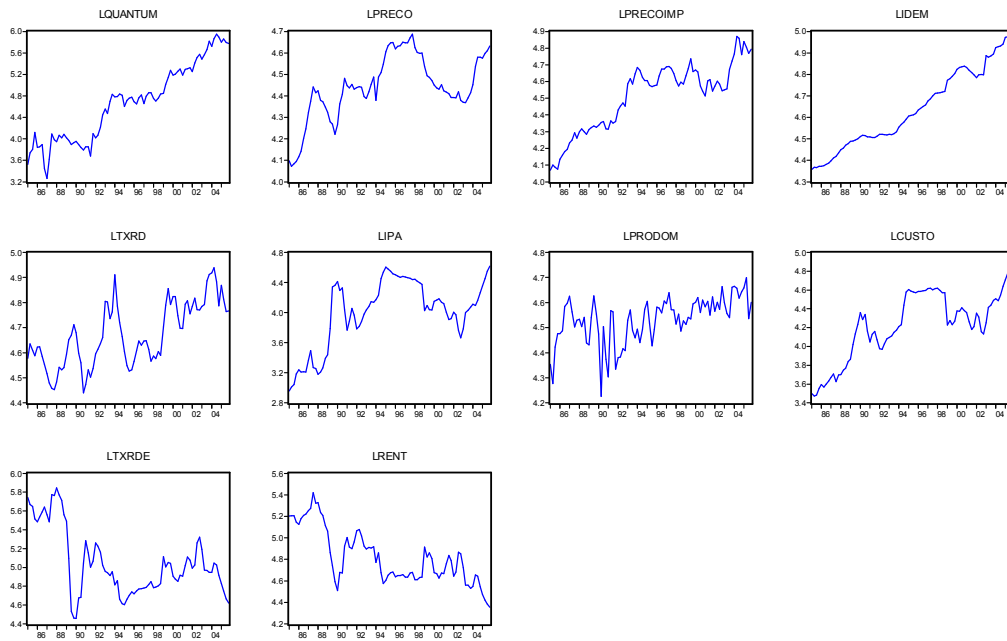
5 Celulose, papel e gráfica



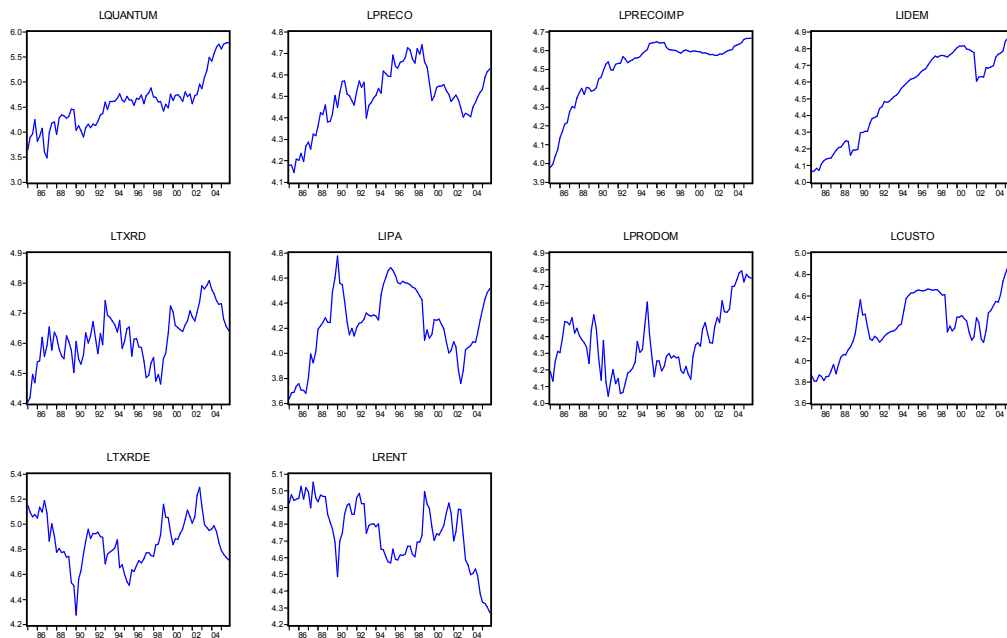
6 Elementos químicos



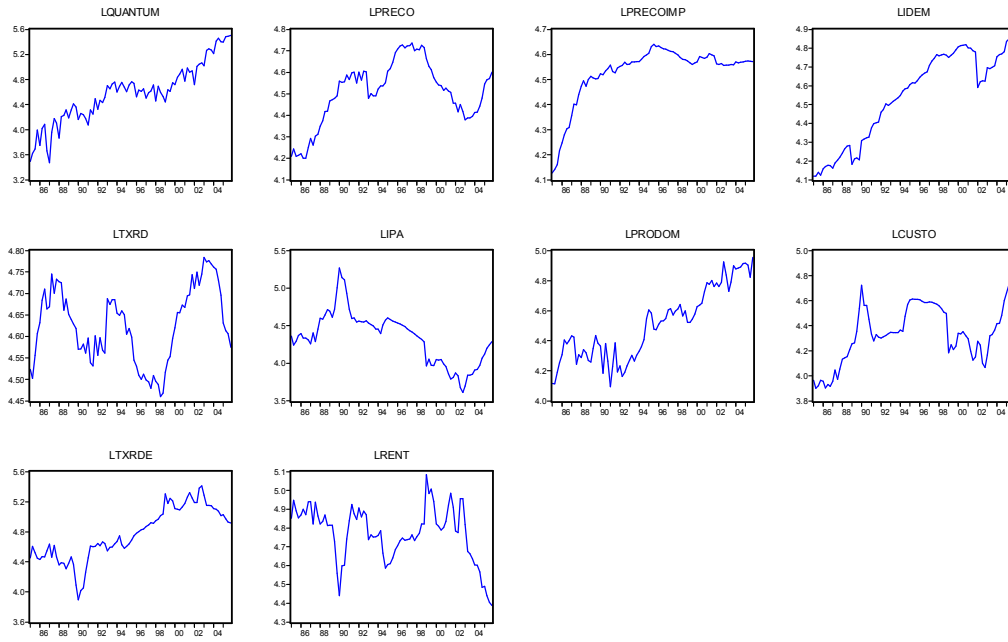
7 Madeira e mobiliário



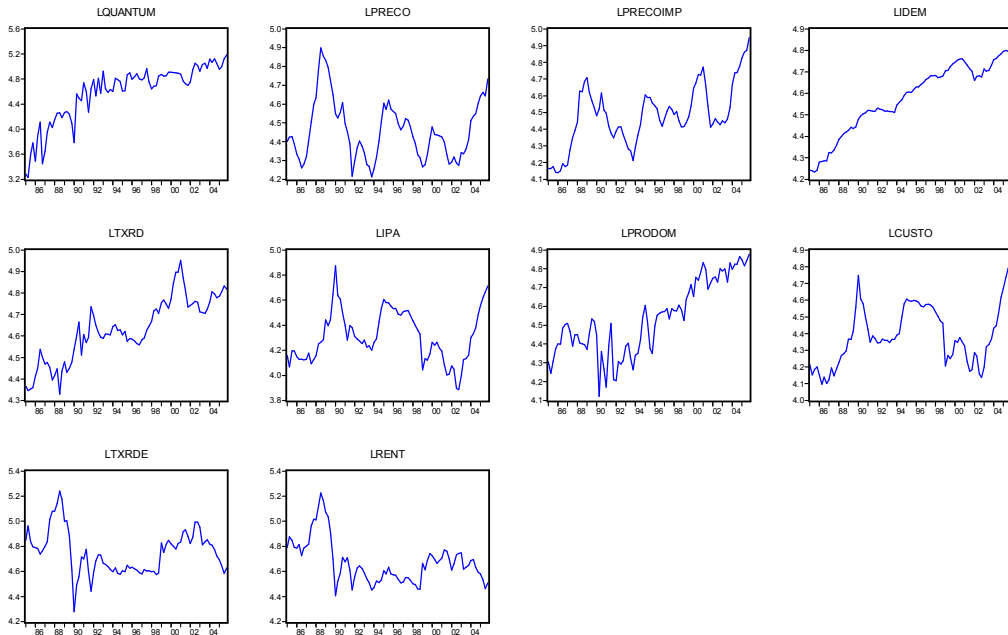
8 Máquinas e tratores



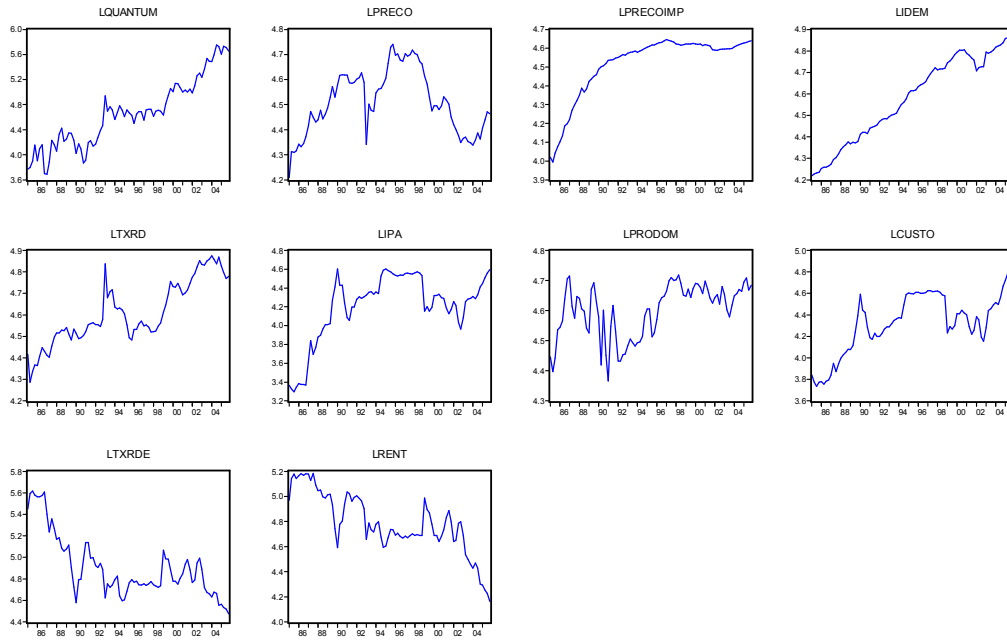
9 Material elétrico



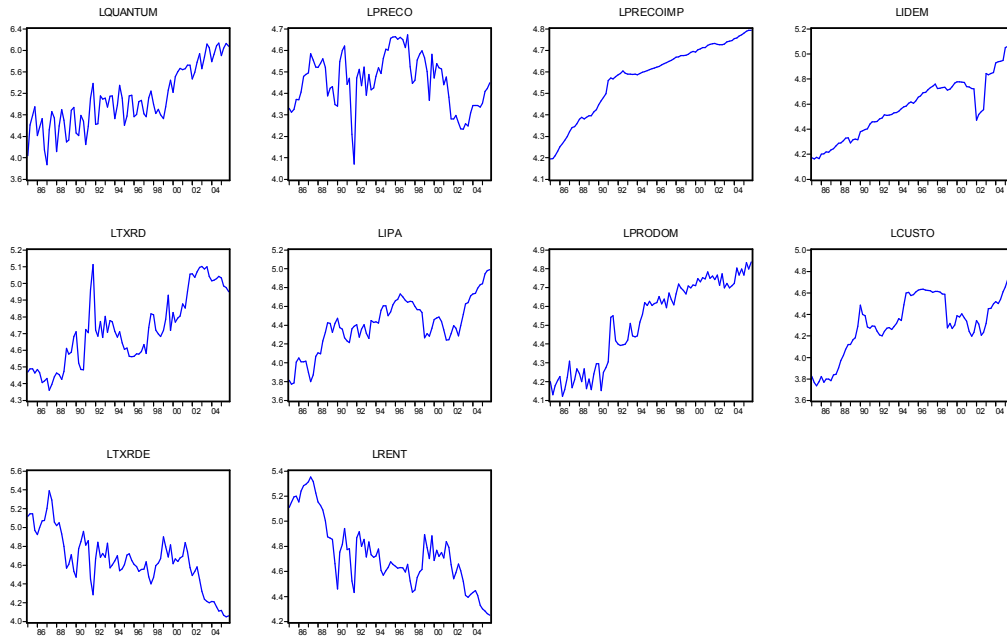
10 Metalurgia não-ferrosos



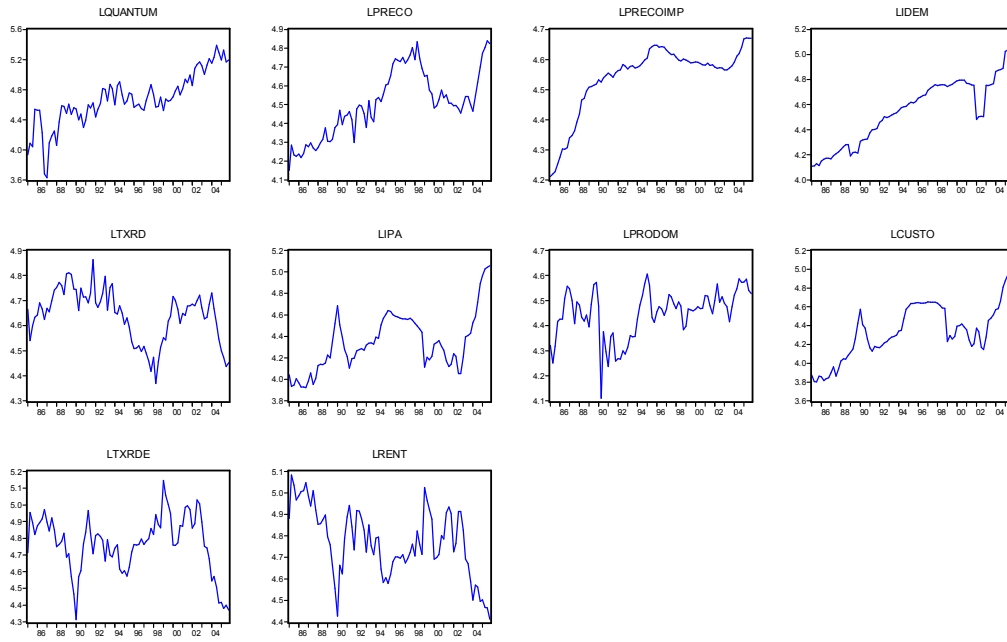
11 Minerais não-metálicos



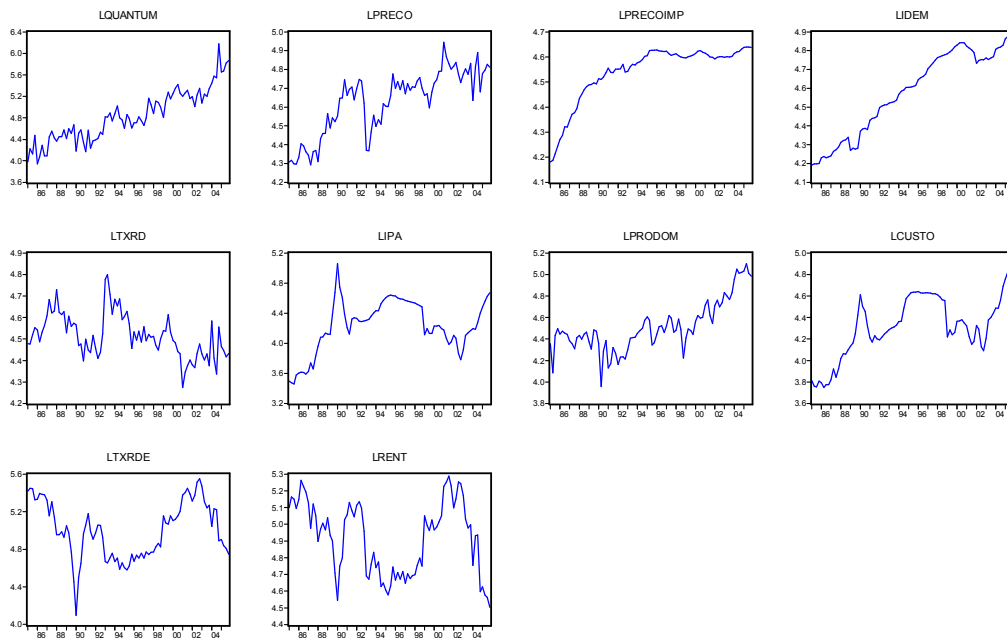
12 Outros produtos alimentares



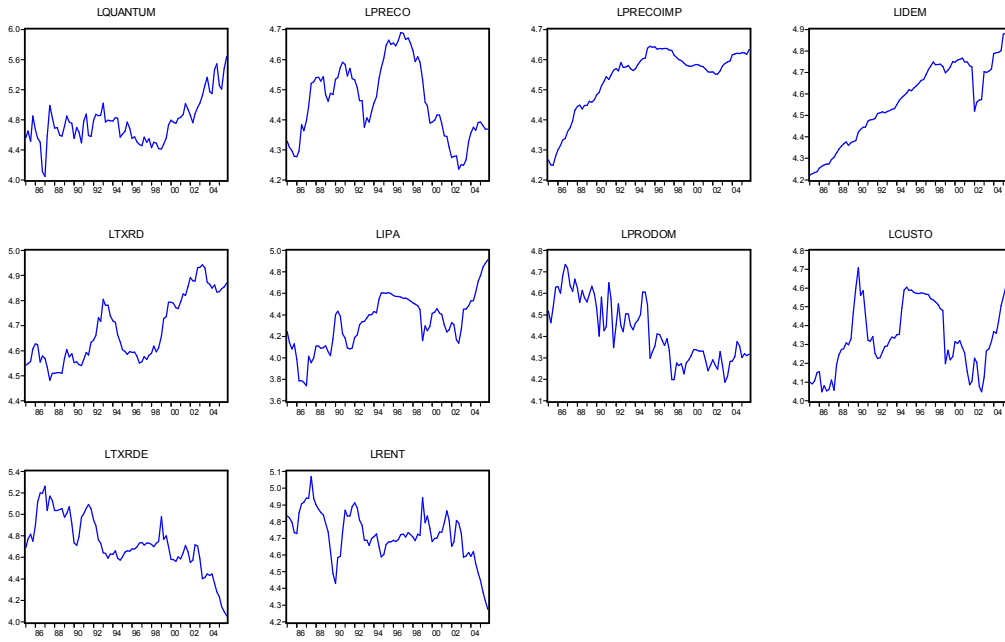
13 Outros produtos metalúrgicos



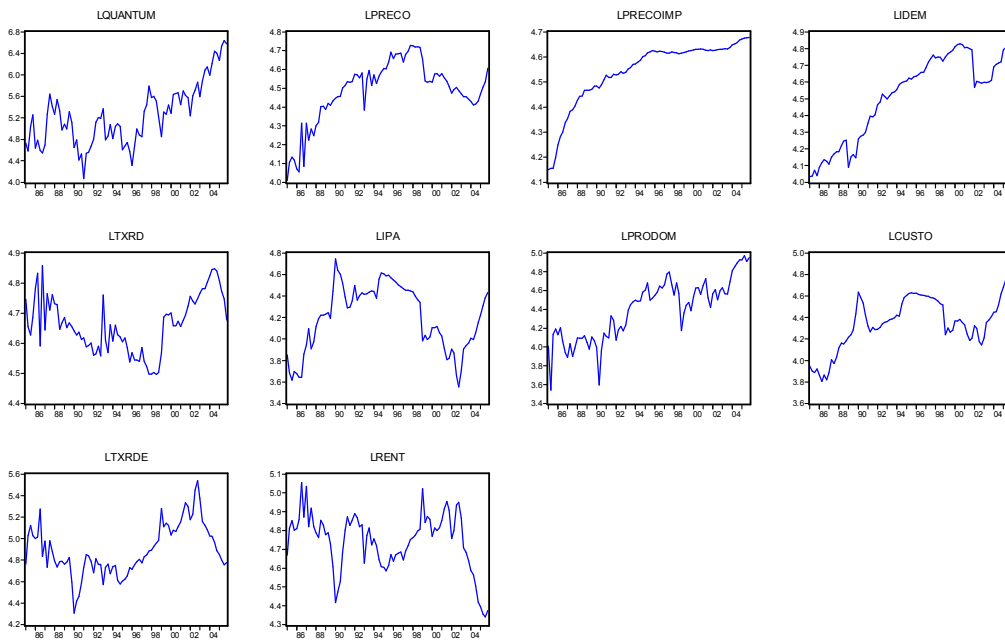
14 Peças e outros veículos



15 Têxtil



16 Veículos automotores



Anexo B

Testes de raiz unitária

1 Abate de animais

Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS calculada	Valores críticos		Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS calculada	Valores críticos	
<i>ID</i>	-1.6791	1%	-3.6446	<i>Q</i>	-1.5241	1%	-3.6522
		5%	-3.0844			5%	-3.0908
		10%	-2.7910			10%	-2.7970
<i>PD</i>	-1.5595	1%	-3.6446	<i>Px - C</i>	-3.7641	1%	-3.6446
		5%	-3.0844			5%	-3.0844
		10%	-2.7910			10%	-2.7910
<i>Px</i>	-1.5371	1%	-3.6446	<i>Pi - Px</i>	-1.4998	1%	-3.6446
		5%	-3.0844			5%	-3.0844
		10%	-2.7910			10%	-2.7910
<i>Pi</i>	-1.4678	1%	-3.6446	<i>Px - PD</i>	-2.6014	1%	-3.6446
		5%	-3.0844			5%	-3.0844
		10%	-2.7910			10%	-2.7910
<i>Yd</i>	-2.6338	1%	-3.6598	<i>C</i>	-2.0904	1%	-3.6446
		5%	-3.0972			5%	-3.0844
		10%	-2.8030			10%	-2.7910

2 Beneficiamento de produtos vegetais

Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS calculada	Valores críticos		Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS calculada	Valores críticos	
<i>ID</i>	-1.2892	1%	-3.6446	<i>Q</i>	-1.9919	1%	-3.6560
		5%	-3.0844			5%	-3.0940
		10%	-2.7910			10%	-2.8000
<i>PD</i>	-2.2092	1%	-3.6446	<i>Px - C</i>	0.0964	1%	-2.5931
		5%	-3.0844			5%	-1.9448
		10%	-2.7910			10%	-1.6142
<i>Px</i>	-1.3520	1%	-2.5938	<i>Pi - Px</i>	-2.4293	1%	-3.6522
		5%	-1.9449			5%	-3.0908
		10%	-1.6141			10%	-2.7970
<i>Pi</i>	-2.1422	1%	-3.6484	<i>Px - PD</i>	-2.4397	1%	-3.6522
		5%	-3.0876			5%	-3.0908
		10%	-2.7940			10%	-2.7970
<i>Yd</i>	-1.7623	1%	-3.6560	<i>C</i>	-1.8699	1%	-3.6446
		5%	-3.0940			5%	-3.0844
		10%	-2.8000			10%	-2.7910

3 Borracha

Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS		Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS			
	calculada	Valores críticos		calculada	Valores críticos		
<i>ID</i>	-1.4083	1%	-3.6446	<i>Q</i>	0.6442	1%	-2.5946
		5%	-3.0844			5%	-1.9450
		10%	-2.7910			10%	-1.6141
<i>PD</i>	-2.3445	1%	-3.6484	<i>Px - C</i>	-2.5858	1%	-3.6446
		5%	-3.0876			5%	-3.0844
		10%	-2.7940			10%	-2.7910
<i>Px</i>	-1.7722	1%	-3.6522	<i>Pi - Px</i>	-1.5546	1%	-3.6446
		5%	-3.0908			5%	-3.0844
		10%	-2.7970			10%	-2.7910
<i>Pi</i>	-1.2506	1%	-3.6522	<i>Px - PD</i>	-0.6000	1%	-2.5931
		5%	-3.0908			5%	-1.9448
		10%	-2.7970			10%	-1.6142
<i>Yd</i>	-0.5165	1%	-2.5938	<i>C</i>	-1.9938	1%	-3.6484
		5%	-1.9449			5%	-3.0876
		10%	-1.6141			10%	-2.7940

4 Calçados

Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS		Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS			
	calculada	Valores críticos		calculada	Valores críticos		
<i>ID</i>	-1.2372	1%	-3.6446	<i>Q</i>	-0.5494	1%	-2.5935
		5%	-3.0844			5%	-1.9448
		10%	-2.7910			10%	-1.6142
<i>PD</i>	-2.3496	1%	-3.6484	<i>Px - C</i>	-2.7791	1%	-3.6446
		5%	-3.0876			5%	-3.0844
		10%	-2.7940			10%	-2.7910
<i>Px</i>	-2.4420	1%	-3.6446	<i>Pi - Px</i>	-2.8828	1%	-3.6446
		5%	-3.0844			5%	-3.0844
		10%	-2.7910			10%	-2.7910
<i>Pi</i>	-0.8707	1%	-3.6484	<i>Px - PD</i>	-1.0946	1%	-2.5931
		5%	-3.0876			5%	-1.9448
		10%	-2.7940			10%	-1.6142
<i>Yd</i>	-2.3839	1%	-3.6522	<i>C</i>	-1.6599	1%	-3.6446
		5%	-3.0908			5%	-3.0844
		10%	-2.7970			10%	-2.7910

5 Celulose, papel e gráfica

Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS		Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS			
	calculada	Valores críticos		calculada	Valores críticos		
<i>ID</i>	-2.3055	1%	-3.6446	<i>Q</i>	0.8280	1%	-2.5938
		5%	-3.0844			5%	-1.9449
		10%	-2.7910			10%	-1.6141
<i>PD</i>	-2.4337	1%	-3.6484	<i>Px - C</i>	-2.3591	1%	-3.6446
		5%	-3.0876			5%	-3.0844
		10%	-2.7940			10%	-2.7910
<i>Px</i>	-3.3631	1%	-3.6484	<i>Pi - Px</i>	-3.2240	1%	-3.6484
		5%	-3.0876			5%	-3.0876
		10%	-2.7940			10%	-2.7940
<i>Pi</i>	-2.1997	1%	-2.5935	<i>Px - PD</i>	-2.6340	1%	-3.6446
		5%	-1.9448			5%	-3.0844
		10%	-1.6142			10%	-2.7910
<i>Yd</i>	2.9554	1%	-2.5949	<i>C</i>	-2.0748	1%	-3.6484
		5%	-1.9450			5%	-3.0876
		10%	-1.6141			10%	-2.7940

6 Elementos químicos

Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS		Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS			
	calculada	Valores críticos		calculada	Valores críticos		
<i>ID</i>	-0.7843	1%	-3.6446	<i>Q</i>	1.0977	1%	-2.5938
		5%	-3.0844			5%	-1.9449
		10%	-2.7910			10%	-1.6141
<i>PD</i>	-2.3177	1%	-3.6484	<i>Px - C</i>	-2.7342	1%	-3.6446
		5%	-3.0876			5%	-3.0844
		10%	-2.7940			10%	-2.7910
<i>Px</i>	-2.1211	1%	-3.6446	<i>Pi - Px</i>	-2.5981	1%	-3.6484
		5%	-3.0844			5%	-3.0876
		10%	-2.7910			10%	-2.7940
<i>Pi</i>	-2.3758	1%	-3.6484	<i>Px - PD</i>	-2.5004	1%	-3.6446
		5%	-3.0876			5%	-3.0844
		10%	-2.7940			10%	-2.7910
<i>Yd</i>	1.2520	1%	-2.5953	<i>C</i>	-1.6624	1%	-3.6446
		5%	-1.9451			5%	-3.0844
		10%	-1.6140			10%	-2.7910

7 Madeira e mobiliário

Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS		Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS			
	calculada	Valores críticos		calculada	Valores críticos		
<i>ID</i>	-1.7997	1%	-3.6446	<i>Q</i>	0.4246	1%	-2.5931
		5%	-3.0844			5%	-1.9448
		10%	-2.7910			10%	-1.6142
<i>PD</i>	-1.9964	1%	-3.6484	<i>Px - C</i>	-2.5527	1%	-3.6446
		5%	-3.0876			5%	-3.0844
		10%	-2.7940			10%	-2.7910
<i>Px</i>	-1.3247	1%	-3.6446	<i>Pi - Px</i>	-1.6616	1%	-2.5931
		5%	-3.0844			5%	-1.9448
		10%	-2.7910			10%	-1.6142
<i>Pi</i>	-1.9008	1%	-3.6446	<i>Px - PD</i>	-2.6558	1%	-3.6484
		5%	-3.0844			5%	-3.0876
		10%	-2.7910			10%	-2.7940
<i>Yd</i>	-1.3116	1%	-2.5938	<i>C</i>	-1.9506	1%	-3.6484
		5%	-1.9449			5%	-3.0876
		10%	-1.6141			10%	-2.7940

8 Máquinas e tratores

Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS		Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS			
	calculada	Valores críticos		calculada	Valores críticos		
<i>ID</i>	-1.3836	1%	-3.6446	<i>Q</i>	-2.4840	1%	-3.6598
		5%	-3.0844			5%	-3.0972
		10%	-2.7910			10%	-2.8030
<i>PD</i>	-1.6418	1%	-3.6484	<i>Px - C</i>	-2.3832	1%	-3.6446
		5%	-3.0876			5%	-3.0844
		10%	-2.7940			10%	-2.7910
<i>Px</i>	-1.6595	1%	-3.6446	<i>Pi - Px</i>	-2.7809	1%	-3.6446
		5%	-3.0844			5%	-3.0844
		10%	-2.7910			10%	-2.7910
<i>Pi</i>	-0.6277	1%	-3.6446	<i>Px - PD</i>	-2.0716	1%	-3.6446
		5%	-3.0844			5%	-3.0844
		10%	-2.7910			10%	-2.7910
<i>Yd</i>	-2.2607	1%	-3.6446	<i>C</i>	-1.9698	1%	-3.6484
		5%	-3.0844			5%	-3.0876
		10%	-2.7910			10%	-2.7940

9 Material eléctrico

Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS		Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS			
	calculada	Valores críticos		calculada	Valores críticos		
<i>ID</i>	-1.5771	1%	-3.6446	<i>Q</i>	-1.8246	1%	-3.6598
		5%	-3.0844			5%	-3.0972
		10%	-2.7910			10%	-2.8030
<i>PD</i>	-1.9262	1%	-3.6484	<i>Px - C</i>	-2.1712	1%	-3.6446
		5%	-3.0876			5%	-3.0844
		10%	-2.7940			10%	-2.7910
<i>Px</i>	-1.7411	1%	-3.6560	<i>Pi - Px</i>	-1.6564	1%	-3.6446
		5%	-3.0940			5%	-3.0844
		10%	-2.8000			10%	-2.7910
<i>Pi</i>	-1.1090	1%	-3.6598	<i>Px - PD</i>	-2.3998	1%	-3.6484
		5%	-3.0972			5%	-3.0876
		10%	-2.8030			10%	-2.7940
<i>Yd</i>	0.6531	1%	-2.5938	<i>C</i>	-1.8782	1%	-3.6484
		5%	-1.9449			5%	-3.0876
		10%	-1.6141			10%	-2.7940

10 Metalurgia não-ferrosos

Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS		Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS			
	calculada	Valores críticos		calculada	Valores críticos		
<i>ID</i>	-1.1354	1%	-3.6446	<i>Q</i>	-1.3187	1%	-3.6522
		5%	-3.0844			5%	-3.0908
		10%	-2.7910			10%	-2.7970
<i>PD</i>	-1.5595	1%	-3.6446	<i>Px - C</i>	-2.8716	1%	-3.6484
		5%	-3.0844			5%	-3.0876
		10%	-2.7910			10%	-2.7940
<i>Px</i>	-2.5038	1%	-3.6484	<i>Pi - Px</i>	-0.4587	1%	-2.5931
		5%	-3.0876			5%	-1.9448
		10%	-2.7940			10%	-1.6142
<i>Pi</i>	-2.6220	1%	-3.6484	<i>Px - PD</i>	-2.3958	1%	-3.6446
		5%	-3.0876			5%	-3.0844
		10%	-2.7940			10%	-2.7910
<i>Yd</i>	1.0178	1%	-2.5949	<i>C</i>	-1.8019	1%	-3.6484
		5%	-1.9450			5%	-3.0876
		10%	-1.6141			10%	-2.7940

11 Minerais não-metálicos

Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS		Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS			
	calculada	Valores críticos		calculada	Valores críticos		
<i>ID</i>	-1.4086	1%	-3.6446	<i>Q</i>	0.1402	1%	-2.5931
		5%	-3.0844			5%	-1.9448
		10%	-2.7910			10%	-1.6142
<i>PD</i>	-1.3855	1%	-3.6446	<i>Px - C</i>	-2.3943	1%	-3.6446
		5%	-3.0844			5%	-3.0844
		10%	-2.7910			10%	-2.7910
<i>Px</i>	-1.3383	1%	-3.6446	<i>Pi - Px</i>	-0.7022	1%	-2.5931
		5%	-3.0844			5%	-1.9448
		10%	-2.7910			10%	-1.6142
<i>Pi</i>	-1.6107	1%	-3.6598	<i>Px - PD</i>	-2.1989	1%	-3.6446
		5%	-3.0972			5%	-3.0844
		10%	-2.8030			10%	-2.7910
<i>Yd</i>	-1.0937	1%	-2.5938	<i>C</i>	-2.1066	1%	-3.6484
		5%	-1.9449			5%	-3.0876
		10%	-1.6141			10%	-2.7940

12 Outros produtos alimentares

Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS		Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS			
	calculada	Valores críticos		calculada	Valores críticos		
<i>ID</i>	-2.5060	1%	-3.6446	<i>Q</i>	1.5754	1%	-2.5942
		5%	-3.0844			5%	-1.9449
		10%	-2.7910			10%	-1.6141
<i>PD</i>	-1.8457	1%	-3.6446	<i>Px - C</i>	-0.8148	1%	-2.5931
		5%	-3.0844			5%	-1.9448
		10%	-2.7910			10%	-1.6142
<i>Px</i>	-3.0615	1%	-3.6446	<i>Pi - Px</i>	-1.2578	1%	-2.5931
		5%	-3.0844			5%	-1.9448
		10%	-2.7910			10%	-1.6142
<i>Pi</i>	-0.9007	1%	-3.6484	<i>Px - PD</i>	-0.7734	1%	-2.5931
		5%	-3.0876			5%	-1.9448
		10%	-2.7940			10%	-1.6142
<i>Yd</i>	-0.2298	1%	-2.5931	<i>C</i>	-1.4718	1%	-3.6446
		5%	-1.9448			5%	-3.0844
		10%	-1.6142			10%	-2.7910

13 Outros produtos metalúrgicos

Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS		Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS			
	calculada	Valores críticos		calculada	Valores críticos		
<i>ID</i>	-2.2800	1%	-3.6446	<i>Q</i>	-0.3555	1%	-2.5938
		5%	-3.0844			5%	-1.9449
		10%	-2.7910			10%	-1.6141
<i>PD</i>	-1.9819	1%	-3.6484	<i>Px - C</i>	-2.9470	1%	-3.6446
		5%	-3.0876			5%	-3.0844
		10%	-2.7940			10%	-2.7910
<i>Px</i>	-1.9900	1%	-3.6446	<i>Pi - Px</i>	-2.5556	1%	-3.6446
		5%	-3.0844			5%	-3.0844
		10%	-2.7910			10%	-2.7910
<i>Pi</i>	-1.1382	1%	-3.6522	<i>Px - PD</i>	-2.1979	1%	-3.6446
		5%	-3.0908			5%	-3.0844
		10%	-2.7970			10%	-2.7910
<i>Yd</i>	-2.6859	1%	-2.5931	<i>C</i>	-2.0515	1%	-3.6484
		5%	-1.9448			5%	-3.0876
		10%	-1.6142			10%	-2.7940

14 Peças e outros veículos

Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS		Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS			
	calculada	Valores críticos		calculada	Valores críticos		
<i>ID</i>	-1.2860	1%	-3.6446	<i>Q</i>	1.1814	1%	-2.5938
		5%	-3.0844			5%	-1.9449
		10%	-2.7910			10%	-1.6141
<i>PD</i>	-1.9058	1%	-3.6484	<i>Px - C</i>	-2.0974	1%	-3.6446
		5%	-3.0876			5%	-3.0844
		10%	-2.7940			10%	-2.7910
<i>Px</i>	-1.0310	1%	-2.5931	<i>Pi - Px</i>	-3.8004	1%	-3.6446
		5%	-1.9448			5%	-3.0844
		10%	-1.6142			10%	-2.7910
<i>Pi</i>	-0.9092	1%	-3.6560	<i>Px - PD</i>	-1.8198	1%	-3.6446
		5%	-3.0940			5%	-3.0844
		10%	-2.8000			10%	-2.7910
<i>Yd</i>	-1.3960	1%	-3.6522	<i>C</i>	-1.9563	1%	-3.6484
		5%	-3.0908			5%	-3.0876
		10%	-2.7970			10%	-2.7940

15 Têxtil

Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS		Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS			
	calculada	Valores críticos		calculada	Valores críticos		
<i>ID</i>	-2.1228	1%	-3.6446	<i>Q</i>	-1.7569	1%	-3.6522
		5%	-3.0844			5%	-3.0908
		10%	-2.7910			10%	-2.7970
<i>PD</i>	-2.2070	1%	-3.6484	<i>Px - C</i>	-2.1649	1%	-3.6446
		5%	-3.0876			5%	-3.0844
		10%	-2.7940			10%	-2.7910
<i>Px</i>	-1.9895	1%	-3.6522	<i>Pi - Px</i>	-2.3652	1%	-3.6522
		5%	-3.0908			5%	-3.0908
		10%	-2.7970			10%	-2.7970
<i>Pi</i>	-0.5958	1%	-3.6446	<i>Px - PD</i>	-1.6976	1%	-3.6446
		5%	-3.0844			5%	-3.0844
		10%	-2.7910			10%	-2.7910
<i>Yd</i>	-2.4169	1%	-3.6522	<i>C</i>	-1.9014	1%	-3.6484
		5%	-3.0908			5%	-3.0876
		10%	-2.7970			10%	-2.7940

16 Veículos automotores

Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS		Variável	Estatística-teste Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS			
	calculada	Valores críticos		calculada	Valores críticos		
<i>ID</i>	-1.5086	1%	-3.6446	<i>Q</i>	-1.1642	1%	-2.5931
		5%	-3.0844			5%	-1.9448
		10%	-2.7910			10%	-1.6142
<i>PD</i>	-1.8243	1%	-3.6484	<i>Px - C</i>	-2.3500	1%	-3.6446
		5%	-3.0876			5%	-3.0844
		10%	-2.7940			10%	-2.7910
<i>Px</i>	-1.7902	1%	-3.6446	<i>Pi - Px</i>	-3.2214	1%	-3.6446
		5%	-3.0844			5%	-3.0844
		10%	-2.7910			10%	-2.7910
<i>Pi</i>	-1.3480	1%	-3.6598	<i>Px - PD</i>	-2.5085	1%	-3.6446
		5%	-3.0972			5%	-3.0844
		10%	-2.8030			10%	-2.7910
<i>Yd</i>	-2.4918	1%	-3.6522	<i>C</i>	-1.8618	1%	-3.6484
		5%	-3.0908			5%	-3.0876
		10%	-2.7970			10%	-2.7940

Anexo C

Modelos de oferta e demanda para todos os setores

2 passos, K = 2		cte.	Px	PD	Px – PD	Custo	Px – C	Pi	Prod. Dom.	Pi – Px	Ind. Dem.	
Abate de animais	Oferta	-24.690	0.282	-0.926	-	-	-	-	7.011	-	-	
		-4.562	0.423	-1.506	-	-	-	-	7.610	-	-	
		-32.930	-	-	0.683	-	-	-	-	7.511	-	-
		-6.133	-	-	1.230	-	-	-	-	9.156	-	-
		-17.310	-1.392	-	-	0.903	-	-	-	5.292	-	-
		-2.707	-2.046	-	-	1.973	-	-	-	4.682	-	-
		-15.970	-	-	-	-	-1.000	-	-	5.540	-	-
	Demanda	-2.773	-	-	-	-	-2.422	-	-	6.006	-	-
		-26.130	-	-	-	0.423	-	-1.119	-	7.443	-	-
		-6.211	-	-	-	1.124	-	-1.082	-	7.926	-	-
		-13.570	-0.542	-2.019	-	1.650	-	-	-	4.889	-	-
		-3.596	-1.331	-5.158	-	5.783	-	-	-	7.389	-	-
		-3.954	-1.890	-	-	-	-	-0.039	-	-	-	3.805
		-1.050	-4.503	-	-	-	-	-0.046	-	-	-	7.795
-17.440	-	-	-	-	-	-	-	-	1.434	3.404		
-6.632	-	-	-	-	-	-	-	-	3.292	6.138		

2 passos, K = 2		cte.	Px	PD	Px – PD	Custo	Px – C	Pi	Prod. Dom.	Pi – Px	Ind. Dem.	
Benef. de prods. vegetais	Oferta	4.342	-0.662	0.506	-	-	-	-	0.269	-	-	
		2.737	-1.457	1.435	-	-	-	-	1.933	-	-	
		5.808	-	-	-0.492	-	-	-	-	0.288	-	-
		2.588	-	-	-1.389	-	-	-	-	2.214	-	-
		3.728	-0.471	-	-	0.581	-	-	-	0.145	-	-
		4.232	-2.518	-	-	4.060	-	-	-	1.790	-	-
		6.880	-	-	-	-	-0.567	-	-	0.135	-	-
	Demanda	7.480	-	-	-	-	-4.516	-	-	1.846	-	-
		-0.161	-	-	-	0.284	-	0.615	0.194	-	-	
		-0.072	-	-	-	1.039	-	0.848	1.989	-	-	
		3.209	-0.323	-0.137	-	0.637	-	-	0.187	-	-	
		3.160	-1.104	-0.473	-	3.229	-	-	2.037	-	-	
		-1.889	-0.272	-	-	-	-	1.402	-	-	0.319	
		-1.292	-1.260	-	-	-	-	3.576	-	-	1.089	
-1.116	-	-	-	-	-	-	-	0.571	0.695			
-1.078	-	-	-	-	-	-	-	1.653	1.673			

2 passos, K = 2		cte.	Px	PD	Px – PD	Custo	Px – C	Pi	Prod. Dom.	Pi – Px	Ind. Dem.	
Borracha	Oferta	-1.605	-1.295	1.332	-	-	-	-	1.436	-	-	
		-0.207	-1.223	2.236	-	-	-	-	1.067	-	-	
		2.099	-	-	-1.128	-	-	-	-	1.796	-	-
		0.286	-	-	-2.340	-	-	-	-	1.530	-	-
		-1.423	-2.081	-	-	2.140	-	-	-	1.376	-	-
		-0.203	-1.703	-	-	2.589	-	-	-	1.093	-	-
		0.204	-	-	-	-	-1.371	-	-	2.464	-	-
		0.027	-	-	-	-	-2.131	-	-	2.285	-	-
		-27.590	-	-	-	-0.175	-	2.757	-	4.598	-	-
		-2.791	-	-	-	-0.294	-	1.460	-	4.650	-	-
		1.182	-2.287	0.603	-	1.557	-	-	-	0.988	-	-
		0.147	-1.878	0.843	-	1.629	-	-	-	0.687	-	-
	Demanda	-1.570	-1.655	-	-	-	-	0.819	-	-	-	2.189
		-0.335	-2.409	-	-	-	-	0.564	-	-	-	9.077
		-14.460	-	-	-	-	-	-	-	-	2.187	1.966
		-6.264	-	-	-	-	-	-	-	-	5.137	14.710
2 passos, K = 2		cte.	Px	PD	Px – PD	Custo	Px – C	Pi	Prod. Dom.	Pi – Px	Ind. Dem.	
Calçados	Oferta	9.441	-0.227	-0.032	-	-	-	-	-0.801	-	-	
		2.474	-0.318	-0.125	-	-	-	-	-2.249	-	-	
		7.160	-	-	0.101	-	-	-	-	-0.659	-	-
		3.215	-	-	0.456	-	-	-	-	-2.441	-	-
		10.280	-0.706	-	-	0.259	-	-	-	-0.790	-	-
		3.308	-0.816	-	-	0.684	-	-	-	-3.918	-	-
		8.593	-	-	-	-	-0.129	-	-	-0.733	-	-
		6.923	-	-	-	-	-0.371	-	-	-3.559	-	-
		10.950	-	-	-	-0.078	-	-0.556	-	-0.753	-	-
		1.480	-	-	-	-0.214	-	-0.339	-	-2.642	-	-
		5.757	-1.160	-0.797	-	1.258	-	-	-	0.473	-	-
		1.565	-1.443	-1.695	-	1.727	-	-	-	0.622	-	-
	Demanda	4.022	-0.308	-	-	-	-	-0.545	-	-	-	0.980
		0.751	-0.363	-	-	-	-	-0.336	-	-	-	2.460
		-2.905	-	-	-	-	-	-	-	-	0.492	1.134
		-1.143	-	-	-	-	-	-	-	-	0.876	6.366

2 passos, K = 2		cte.	Px	PD	Px – PD	Custo	Px – C	Pi	Prod. Dom.	Pi – Px	Ind. Dem.
Celulose, papel e gráfica	Oferta	-5.423	-0.746	0.721	-	-	-	-	2.222	-	-
		-3.339	-2.562	3.544	-	-	-	-	8.879	-	-
		-2.119	-	-	-0.733	-	-	-	2.213	-	-
		-1.185	-	-	-3.772	-	-	-	9.233	-	-
		-4.436	-0.690	-	-	0.745	-	-	1.924	-	-
		-2.495	-2.427	-	-	3.476	-	-	6.123	-	-
		-0.777	-	-	-	-	-0.735	-	1.916	-	-
		-0.356	-	-	-	-	-3.627	-	6.289	-	-
		-4.401	-	-	-	0.839	-	-1.186	2.335	-	-
		-3.147	-	-	-	4.428	-	-3.225	11.340	-	-
	-4.631	-0.910	0.663	-	0.304	-	-	1.971	-	-	
	-2.198	-2.825	1.012	-	0.447	-	-	4.626	-	-	
	-3.707	0.068	-	-	-	-	-0.548	-	-	2.271	
	-1.805	0.073	-	-	-	-	-0.402	-	-	4.539	
	-6.811	-	-	-	-	-	-	-	0.478	1.985	
	-2.720	-	-	-	-	-	-	-	0.633	5.089	
	<hr/>										
2 passos, K = 2		cte.	Px	PD	Px – PD	Custo	Px – C	Pi	Prod. Dom.	Pi – Px	Ind. Dem.
Elementos químicos	Oferta	-11.630	-0.587	0.816	-	-	-	-	3.411	-	-
		-2.627	-0.789	2.725	-	-	-	-	6.535	-	-
		-6.239	-	-	-0.817	-	-	-	3.284	-	-
		-1.983	-	-	-2.950	-	-	-	7.333	-	-
		-7.525	-0.804	-	-	0.770	-	-	2.783	-	-
		-1.182	-0.883	-	-	2.276	-	-	3.309	-	-
		-4.356	-	-	-	-	-0.758	-	2.818	-	-
		-1.036	-	-	-	-	-2.637	-	4.379	-	-
		-24.890	-	-	-	-0.028	-	3.034	3.516	-	-
		-3.875	-	-	-	-0.076	-	1.905	6.290	-	-
	-16.050	-0.158	1.334	-	-0.666	-	-	4.089	-	-	
	-2.046	-0.163	1.692	-	-0.750	-	-	3.716	-	-	
	-14.370	-2.419	-	-	-	-	5.268	-	-	1.393	
	-2.962	-2.917	-	-	-	-	3.858	-	-	3.864	
-16.490	-	-	-	-	-	-	-	2.794	1.877		
-4.111	-	-	-	-	-	-	-	2.874	4.369		

2 passos, K = 2		cte.	Px	PD	Px – PD	Custo	Px – C	Pi	Prod. Dom.	Pi – Px	Ind. Dem.	
Madeira e mobiliário	Oferta	-27.860	-1.782	1.052	-	-	-	-	8.001	-	-	
		-3.554	-0.970	1.976	-	-	-	-	4.759	-	-	
		-24.950	-	-	-0.891	-	-	-	7.522	-	-	
		-3.424	-	-	-2.664	-	-	-	4.964	-	-	
		-17.320	-2.430	-	-	1.826	-	-	5.533	-	-	
		-2.361	-1.843	-	-	3.447	-	-	4.099	-	-	
		-11.480	-	-	-	-	-1.652	-	5.316	-	-	
		-1.422	-	-	-	-	-3.732	-	3.525	-	-	
		-24.700	-	-	-	-0.735	-	3.775	3.408	-	-	
	-5.504	-	-	-	-1.478	-	4.057	2.815	-	-		
	-7.241	-2.203	-1.441	-	3.645	-	-	2.659	-	-		
	-0.652	-1.271	-1.158	-	2.235	-	-	0.962	-	-		
	-7.777	-2.100	-	-	-	-	2.781	-	-	1.983		
	-3.509	-2.897	-	-	-	-	3.456	-	-	3.400		
	-17.170	-	-	-	-	-	-	-	2.078	2.604		
	-6.877	-	-	-	-	-	-	-	2.301	4.505		
	<hr/>											
	2 passos, K = 2		cte.	Px	PD	Px – PD	Custo	Px – C	Pi	Prod. Dom.	Pi – Px	Ind. Dem.
Máquinas e tratores	Oferta	-17.370	2.882	-0.110	-	-	-	-	2.160	-	-	
		-6.205	2.919	-0.209	-	-	-	-	5.275	-	-	
		-0.125	-	-	-0.899	-	-	-	2.075	-	-	
		-0.019	-	-	-0.707	-	-	-	1.756	-	-	
		-7.616	0.131	-	-	1.243	-	-	1.419	-	-	
		-1.125	0.073	-	-	1.470	-	-	2.305	-	-	
		12.850	-	-	-	-	-2.287	-	0.594	-	-	
	3.349	-	-	-	-	-4.587	-	1.187	-	-		
	-9.480	-	-	-	0.723	-	1.039	1.423	-	-		
	-3.295	-	-	-	1.938	-	1.241	4.359	-	-		
	-5.723	0.717	-0.893	-	1.716	-	-	0.773	-	-		
	-0.939	0.443	-1.454	-	2.071	-	-	1.089	-	-		
	1.092	-2.423	-	-	-	-	1.422	-	-	1.746		
	0.396	-4.137	-	-	-	-	1.721	-	-	4.920		
-11.650	-	-	-	-	-	-	-	2.342	1.183			
-5.830	-	-	-	-	-	-	-	4.961	7.991			

2 passos, K = 2		cte.	Px	PD	Px – PD	Custo	Px – C	Pi	Prod. Dom.	Pi – Px	Ind. Dem.
Material elétrico	Oferta	-4.935	1.130	-0.217	-	-	-	-	1.190	-	-
		-2.828	3.736	-0.857	-	-	-	-	3.519	-	-
		-2.201	-	-	0.185	-	-	-	1.311	-	-
		-2.182	-	-	0.656	-	-	-	2.990	-	-
		-1.975	-1.338	-	-	1.705	-	-	1.160	-	-
		-0.533	-0.869	-	-	1.593	-	-	3.263	-	-
		3.014	-	-	-	-	-0.989	-	1.396	-	-
		0.852	-	-	-	-	-1.609	-	4.607	-	-
		-8.138	-	-	-	0.006	-	1.642	1.161	-	-
		-2.720	-	-	-	0.026	-	2.246	7.505	-	-
		9.004	-1.688	-1.349	-	2.816	-	-	-0.703	-	-
		2.100	-2.004	-2.868	-	3.799	-	-	-1.022	-	-
	Demanda	1.044	-2.399	-	-	-	-	1.660	-	-	1.510
		0.207	-3.608	-	-	-	-	1.171	-	-	4.108
		-13.030	-	-	-	-	-	-	-	2.155	1.677
		-8.830	-	-	-	-	-	-	-	7.477	17.170
2 passos, K = 2		cte.	Px	PD	Px – PD	Custo	Px – C	Pi	Prod. Dom.	Pi – Px	Ind. Dem.
Met. não- ferrosos	Oferta	-1.075	-1.766	1.486	-	-	-	-	1.580	-	-
		-0.254	-2.047	2.618	-	-	-	-	3.655	-	-
		4.150	-	-	-1.459	-	-	-	1.633	-	-
		1.686	-	-	-2.955	-	-	-	4.167	-	-
		-2.023	-1.379	-	-	1.720	-	-	1.157	-	-
		-0.590	-2.235	-	-	3.827	-	-	3.415	-	-
		6.504	-	-	-	-	-1.538	-	1.172	-	-
		2.594	-	-	-	-	-3.815	-	3.518	-	-
		-7.547	-	-	-	1.271	-	0.197	1.260	-	-
		-2.216	-	-	-	1.684	-	0.176	1.819	-	-
		-2.712	0.241	-4.815	-	6.316	-	-	-0.154	-	-
		-1.463	0.464	-4.312	-	5.786	-	-	-0.436	-	-
	Demanda	-7.549	0.487	-	-	-	-	-1.090	-	-	3.244
		-2.325	0.499	-	-	-	-	-0.963	-	-	3.914
		-5.994	-	-	-	-	-	-	-	-0.481	2.802
		-3.332	-	-	-	-	-	-	-	-0.532	3.815

2 passos, K = 2		cte.	Px	PD	Px – PD	Custo	Px – C	Pi	Prod. Dom.	Pi – Px	Ind. Dem.		
Min. não-metálicos	Oferta	7.901	-4.531	1.845	-	-	-	-	2.056	-	-		
		2.113	-8.129	9.215	-	-	-	-	3.331	-	-		
		-0.780	-	-	-1.414	-	-	-	2.682	-	-		
		-0.103	-	-	-3.104	-	-	-	1.775	-	-		
		7.289	-3.470	-	-	2.078	-	-	0.885	-	-		
		1.776	-6.123	-	-	8.233	-	-	1.268	-	-		
		7.382	-	-	-	-	-1.895	-	1.378	-	-		
		1.233	-	-	-	-	-4.800	-	1.255	-	-		
		-10.750	-	-	-	-0.299	-	1.244	2.426	-	-		
	Demanda	-0.396	-	-	-	-0.148	-	0.203	0.922	-	-		
		8.312	-4.224	1.050	-	1.025	-	-	1.431	-	-		
		2.036	-4.776	1.153	-	1.003	-	-	1.681	-	-		
		-1.899	-2.072	-	-	-	-	1.632	-	-	1.848		
		-0.306	-2.952	-	-	-	-	1.116	-	-	2.688		
		-10.640	-	-	-	-	-	-	-	2.158	1.161		
		-10.470	-	-	-	-	-	-	-	5.833	4.456		
		<hr/>											
		2 passos, K = 2		cte.	Px	PD	Px – PD	Custo	Px – C	Pi	Prod. Dom.	Pi – Px	Ind. Dem.
Outros prods. alimentares	Oferta	5.436	-1.996	0.196	-	-	-	-	1.696	-	-		
		2.739	-5.124	0.759	-	-	-	-	6.017	-	-		
		3.127	-	-	-0.783	-	-	-	1.241	-	-		
		0.720	-	-	-1.656	-	-	-	2.317	-	-		
		4.898	-1.907	-	-	-0.076	-	-	1.989	-	-		
		2.095	-4.129	-	-	-0.256	-	-	5.870	-	-		
		-0.766	-	-	-	-	-0.330	-	1.641	-	-		
		-0.156	-	-	-	-	-0.631	-	2.796	-	-		
		-10.340	-	-	-	-1.101	-	3.240	1.138	-	-		
	Demanda	-1.602	-	-	-	-1.219	-	0.989	0.552	-	-		
		2.386	-1.425	1.428	-	-1.509	-	-	2.047	-	-		
		1.194	-3.671	2.133	-	-2.248	-	-	8.488	-	-		
		8.427	-2.373	-	-	-	-	-0.108	-	-	1.707		
		2.000	-4.419	-	-	-	-	-0.089	-	-	2.204		
		-6.148	-	-	-	-	-	-	-	1.779	0.618		
-6.076	-	-	-	-	-	-	-	5.260	2.011				

2 passos, K = 2		cte.	Px	PD	Px – PD	Custo	Px – C	Pi	Prod. Dom.	Pi – Px	Ind. Dem.		
Outros prods. metalúrgicos	Oferta	-0.183	1.347	-0.116	-	-	-	-	-0.170	-	-		
		-0.028	0.770	-0.086	-	-	-	-	-0.099	-	-		
		2.292	-	-	-0.627	-	-	-	1.208	-	-		
		0.257	-	-	-0.672	-	-	-	0.709	-	-		
		1.315	-0.662	-	-	1.215	-	-	0.239	-	-		
		0.222	-0.307	-	-	0.900	-	-	0.172	-	-		
		9.756	-	-	-	-	-1.560	-	0.532	-	-		
		1.249	-	-	-	-	-2.051	-	0.403	-	-		
		-8.643	-	-	-	-0.090	-	2.258	0.769	-	-		
	Demanda	-0.829	-	-	-	-0.114	-	1.020	0.589	-	-		
		11.400	-2.018	-3.579	-	4.864	-	-	-0.729	-	-		
		1.602	-1.076	-1.841	-	2.144	-	-	-0.591	-	-		
		0.872	-1.665	-	-	-	-	0.851	-	-	1.632		
		0.251	-2.561	-	-	-	-	0.855	-	-	4.011		
		-8.141	-	-	-	-	-	-	-	1.477	1.308		
		-2.323	-	-	-	-	-	-	-	2.493	5.607		
		<hr/>											
		2 passos, K = 2		cte.	Px	PD	Px – PD	Custo	Px – C	Pi	Prod. Dom.	Pi – Px	Ind. Dem.
Peças e outros veículos	Oferta	-6.233	0.788	0.227	-	-	-	-	1.429	-	-		
		-4.871	1.644	1.344	-	-	-	-	4.635	-	-		
		-2.327	-	-	-0.331	-	-	-	1.955	-	-		
		-1.310	-	-	-1.189	-	-	-	5.264	-	-		
		-5.861	0.750	-	-	0.316	-	-	1.297	-	-		
		-4.997	1.732	-	-	1.531	-	-	4.935	-	-		
		-1.325	-	-	-	-	-0.401	-	1.804	-	-		
		-0.548	-	-	-	-	-1.104	-	5.219	-	-		
		-12.500	-	-	-	-0.258	-	2.654	1.415	-	-		
	Demanda	-3.323	-	-	-	-0.939	-	2.637	7.508	-	-		
		-6.376	0.814	0.108	-	0.205	-	-	1.350	-	-		
		-3.415	1.834	0.131	-	0.197	-	-	2.025	-	-		
		-7.481	0.234	-	-	-	-	0.313	-	-	2.118		
		-0.680	0.151	-	-	-	-	0.115	-	-	1.958		
		-4.126	-	-	-	-	-	-	-	0.130	1.829		
		-0.930	-	-	-	-	-	-	-	0.165	6.031		

2 passos, K = 2		cte.	Px	PD	Px – PD	Custo	Px – C	Pi	Prod. Dom.	Pi – Px	Ind. Dem.
Têxtil	Oferta	6.258	-1.829	0.825	-	-	-	-	0.698	-	-
		2.142	-4.146	2.553	-	-	-	-	1.242	-	-
		6.385	-	-	-0.906	-	-	-	0.601	-	-
		2.945	-	-	-1.935	-	-	-	0.823	-	-
		10.920	-2.064	-	-	0.870	-	-	-0.168	-	-
		5.583	-3.273	-	-	1.895	-	-	-0.427	-	-
		9.936	-	-	-	-	-0.849	-	-0.267	-	-
		2.788	-	-	-	-	-1.050	-	-0.440	-	-
	8.544	-	-	-	-0.426	-	0.649	-1.123	-	-	
	0.575	-	-	-	-0.434	-	0.249	-0.732	-	-	
	8.868	-2.083	0.327	-	0.626	-	-	0.236	-	-	
	2.549	-3.178	0.622	-	0.888	-	-	0.368	-	-	
	3.879	-1.781	-	-	-	-	2.134	-	-	-0.205	
	0.833	-2.665	-	-	-	-	1.372	-	-	-0.213	
	-2.376	-	-	-	-	-	-	-	1.834	-0.327	
	-1.562	-	-	-	-	-	-	-	4.179	-1.001	
<hr/>											
2 passos, K = 2		cte.	Px	PD	Px – PD	Custo	Px – C	Pi	Prod. Dom.	Pi – Px	Ind. Dem.
Veículos automotores	Oferta	1.559	0.784	-0.977	-	-	-	-	0.964	-	-
		0.318	0.364	-1.233	-	-	-	-	1.512	-	-
		-3.449	-	-	0.992	-	-	-	0.866	-	-
		-1.498	-	-	2.059	-	-	-	2.309	-	-
		5.164	-0.924	-	-	-0.594	-	-	1.546	-	-
		1.270	-0.538	-	-	-0.525	-	-	3.268	-	-
		-4.127	-	-	-	-	0.909	-	1.137	-	-
		-0.514	-	-	-	-	0.641	-	2.019	-	-
	1.976	-	-	-	-1.779	-	1.130	1.340	-	-	
	0.123	-	-	-	-2.311	-	0.261	1.450	-	-	
	3.138	0.530	-1.730	-	1.309	-	-	0.279	-	-	
	0.709	0.279	-1.691	-	0.887	-	-	0.332	-	-	
	15.370	-5.363	-	-	-	-	1.002	-	-	2.138	
	0.626	-2.144	-	-	-	-	0.164	-	-	0.965	
	-20.410	-	-	-	-	-	-	-	4.226	1.317	
	-4.564	-	-	-	-	-	-	-	4.959	4.319	

Anexo D

Equações de oferta e demanda via metodologia FM-OLS

Modelo de oferta linear (O.1) via FM-OLS

Setor				<i>LC</i>	<i>MeanF</i>	<i>SupF</i>
	cte.	Px - PD	Prod. Dom.	<i>p-valor</i>	<i>p-valor</i>	<i>p-valor</i>
Veículos automotores	-4.156	1.144	0.866	0.950	7.921	11.659
	2.438	0.470	0.352	0.010	0.016	0.181

Modelos de oferta lineares (O.3) e (O.5) via FM-OLS

Setor							<i>LC</i>	<i>MeanF</i>	<i>SupF</i>
	cte.	Px	PD	Custo	Pi	Prod. Dom.	<i>p-valor</i>	<i>p-valor</i>	<i>p-valor</i>
Abate de animais	-24.785	-0.133	-0.383	-	-	6.904	1.422	9.032	25.910
	4.810	0.666	0.580	-	-	0.751	0.010	0.025	0.010
Madeira e mobiliário	-27.119	-	-	-0.801	3.684	4.093	1.316	11.362	19.269
	4.601	-	-	0.494	0.937	1.138	0.010	0.010	0.030
Máquinas e tratores	-17.725	2.971	-0.199	-	-	2.243	1.049	8.043	14.119
	2.302	0.585	0.292	-	-	0.268	0.010	0.042	0.182
Material elétrico	-7.302	1.252	-0.122	-	-	1.502	0.967	8.133	14.276
	2.624	0.468	0.274	-	-	0.401	0.010	0.041	0.173
Veículos automotores	3.162	-0.124	-0.770	-	-	1.337	0.785	5.613	7.606
	2.871	1.017	0.455	-	-	0.403	0.028	0.168	0.200

Modelo de demanda linear (D.1) via FM-OLS

Setor				<i>LC</i>	<i>MeanF</i>	<i>SupF</i>	Gráfico
	cte.	Pi - Px	Ind. Dem.	<i>p-valor</i>	<i>p-valor</i>	<i>p-valor</i>	
Abate de animais	-17.481	1.663	3.169	0.552	5.318	7.207	7
	2.624	0.430	0.560	0.073	0.092	0.200	
Borracha	-13.114	1.991	1.877	0.517	4.297	11.397	10
	2.545	0.474	0.151	0.089	0.179	0.198	
Calçados	-3.704	0.672	1.125	0.247	2.224	4.374	11
	1.931	0.386	0.154	0.200	0.200	0.200	
Celulose, papel e gráfica	-6.955	0.512	1.981	0.792	7.501	11.640	12
	1.509	0.412	0.236	0.023	0.022	0.182	
Elementos químicos	-20.970	3.723	1.931	0.179	1.862	4.575	14
	4.264	1.057	0.531	0.200	0.200	0.200	
Madeira e mobiliário	-16.372	1.832	2.689	0.161	2.065	6.694	16
	1.615	0.488	0.343	0.200	0.200	0.200	
Máquinas e tratores	-10.896	2.219	1.152	0.396	3.865	6.113	18
	4.018	0.949	0.324	0.175	0.200	0.200	
Material elétrico	-11.933	1.926	1.675	0.276	3.062	5.878	20
	2.039	0.402	0.148	0.200	0.200	0.200	
Min. não-metálicos	-10.757	2.199	1.153	0.366	3.741	7.961	22
	1.269	0.460	0.340	0.200	0.200	0.200	
Outros prods. alimentares	-6.054	1.698	0.682	0.699	5.125	7.493	24
	1.099	0.321	0.290	0.034	0.105	0.200	
Outros prods. metalúrgicos	-8.702	1.546	1.363	0.114	1.619	4.912	26
	3.420	0.580	0.237	0.200	0.200	0.200	
Peças e outros veículos	-3.087	-0.121	1.849	0.778	7.266	10.984	27
	2.927	0.506	0.234	0.024	0.026	0.200	
Veículos automotores	-22.085	4.522	1.385	0.340	2.742	6.317	30
	5.430	1.053	0.399	0.200	0.200	0.200	

Modelo de demanda linear (D.2) via FM-OLS

Setor					<i>LC</i>	<i>MeanF</i>	<i>SupF</i>
	cte.	Px	Pi	Ind. Dem.	<i>p-valor</i>	<i>p-valor</i>	<i>p-valor</i>
Abate de animais	-4.648	-1.940	0.263	3.704	0.898	5.684	6.661
	3.566	0.416	0.822	0.570	0.016	0.161	0.200
Benef. de prods. vegetais	-0.829	-0.431	1.166	0.480	0.315	2.647	6.932
	1.326	0.181	0.340	0.234	0.200	0.200	0.200
Borracha	2.869	-1.566	-0.152	2.110	0.304	4.002	13.842
	2.993	0.438	0.928	0.154	0.200	0.200	0.199
Elementos químicos	-18.289	-2.562	6.378	1.289	0.653	6.162	9.798
	3.609	0.636	0.963	0.345	0.048	0.123	0.200
Madeira e mobiliário	-8.535	-1.726	2.263	2.298	0.193	2.311	9.138
	1.439	0.448	0.522	0.431	0.200	0.200	0.200
Máquinas e tratores	2.739	-2.561	0.715	2.234	0.151	3.428	16.097
	2.469	0.903	1.146	0.566	0.200	0.200	0.093
Material elétrico	-1.661	-1.978	1.537	1.806	0.230	3.238	9.399
	1.745	0.425	0.701	0.237	0.200	0.200	0.200
Min. não-metálicos	0.273	-2.199	1.304	1.839	0.299	9.238	27.369
	1.257	0.339	0.466	0.330	0.200	0.022	0.010
Outros prods. alimentares	6.776	-2.107	0.026	1.660	0.724	9.169	13.975
	2.299	0.342	0.700	0.469	0.035	0.023	0.191
Outros prods. metalúrgicos	0.137	-1.690	1.004	1.668	0.232	5.314	23.879
	2.478	0.591	0.852	0.397	0.200	0.198	0.010
Têxtil	3.131	-1.492	1.322	0.502	0.177	4.684	11.946
	2.583	0.476	1.194	0.616	0.200	0.200	0.200
Veículos automotores	-2.841	-4.468	5.130	1.070	0.594	13.086	34.764
	4.746	0.981	1.934	0.862	0.066	0.010	0.010