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

***Hysteresis* nas Exportações Industrializadas Brasileiras:
Uma Análise Empírica**

Sérgio Kannebley Júnior

**Prof. Dr. FEA-RP/USP
Depto de Economia**

**Ribeirão Preto
2005**

**Reitor da Universidade de São Paulo
Prof. Dr. Adolpho José Melphi**

**Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto
Marcos Cortez Campomar**

**Chefe do Departamento de Economia
Maria Christina de Souza Campos**

Sérgio Kannebley Júnior

***Hysteresis* nas Exportações Industrializadas Brasileiras:
Uma Análise Empírica**

Tese apresentada ao Departamento de
Economia da Faculdade de
Economia, Administração e
Contabilidade de Ribeirão Preto da
Universidade de São Paulo como
requisito para a obtenção do título de
Livre-Docente.

**Ribeirão Preto
2005**

Para Ana Luiza

Agradecimentos

A realização de uma tese de livre-docência é um trabalho feito em meio a muitas outras atividades. Sendo assim, agradecer àqueles que auxiliaram na realização deste trabalho não se restringe apenas a agradecer aqueles que participaram diretamente de sua execução.

Gostaria de agradecer, em primeiro lugar, à minha esposa Geciane, que sendo professora da USP também, e agora mãe, compreendeu plenamente a necessidade de apoio ao meu trabalho, sempre incentivando-me, e nos momentos de dificuldades, suportando as tarefas de mãe quase que solitariamente.

Aos meus auxiliares de pesquisa e orientandos Danilo, João, Bia, Jéferson, Érica e Carla, que em diferentes momentos ajudaram-me nas construções das bases de dados, confecção de tabelas e coisas do tipo. A ajuda deles foi muito importante, mas mais importante ainda foi a amizade conquistada nesses anos.

Gostaria de agradecer aos funcionários da FEA-RP, que ao longo desse período sempre demonstraram-se bastante solícitos, auxiliando-me no cumprimento das outras diversas atividades acadêmicas e administrativas da unidade. Sem a colaboração deles seria bastante difícil “tocar” tudo junto.

Dois professores tiveram colaboração direta na elaboração desse trabalho. São os professores João Furtado e Elaine Toldo Pazzello, que disponibilizaram suas bases de dados da SECEX e da RAIS para a condução dos testes com os microdados das empresas. É desnecessário dizer a importância deles aqui.

Também gostaria de agradecer aos amigos Paulo Furquim e Diana pela leitura de “última hora” da tese. Seus comentários e sugestões foram bastante valiosos.

Por fim, gostaria de agradecer ao CNPQ pela concessão de financiamento para a realização dessa pesquisa.

Resumo

Esta pesquisa produziu novas evidências sobre a relação entre a política cambial e as exportações de produtos industrializados. A resposta defasada e assimétrica das exportações às variações da taxa de câmbio observada no período recente motivou a análise dessa relação. Sob o ponto de vista do argumento teórico de *hysteresis* no comércio internacional, este trabalho se propôs a testar essa hipótese por meio de duas metodologias econométricas distintas.

Estimativas com dados em painel, a partir da conjunção das bases de dados da SECEX (Secretaria de Estudo do Comércio Exterior) e da RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) para as empresas industriais paulistas no período de 1990 a 1997, demonstraram a existência de existência *hysteresis* em nível de empresa. Em complementariedade à análise com dados em painel, foram conduzidos testes para a hipótese de existência de *hysteresis* nas exportações brasileiras de produtos industrializados por meio de uma análise em séries de tempo. Dentre dezesseis setores industriais analisados, foi detectada, em nove deles, alguma forma de não-lineariedade nos resíduos dessas equações de longo prazo de oferta ou demanda. Essas não-lineariedades 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.

Abstract

This research produced some new evidences about the relationship between currency exchange policy and the industrialized products exportation. The lagged and asymmetric reply of exports to the observed exchange rate changes in the recent period motivated the analysis. Under the theoretical argument of *hysteresis* in international trade, this study had been proposed to test this hypothesis using two distinct econometrical methodologies.

Using the conjunction of the databases of SECEX (Secretaria de Estudo do Comércio Exterior) and RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) for Sao Paulo industrial firms, between 1990 and 1997, the estimates with panel data had give evidence of *hysteresis* in firm level. Complementarily to this analysis, some tests about the hypothesis of existence of *hysteresis* in the Brazilian exportations of industrialized products were made using a time series analysis.

Among sixteen industrial sectors analyzed, it was detected in nine of them some sort of non-linearity in the residues of these long-run supply or demand equations. These non-linearity sorts can be understood as some kind of asymmetric and/or discontinued responses of exports to different representative measures for the real exchange rate, beyond some variations in domestic product or the international demand.

Sumário

Introdução	1
Capítulo 1 - Desempenho Exportador Brasileiro Recente	3
1.1. Quadro Geral	3
1.2. Dinamismo das Exportações de Produtos Industrializados	15
Capítulo 2 - Revisão da Literatura Teórica e Empírica sobre Hysteresis em Comércio Internacional	26
2.1. Modelos Teóricos de Hysteresis em Comércio Internacional	28
2.2. Resenha da Literatura Empírica sobre Hysteresis em Comércio Internacional	43
2.2.1. Análise em Séries de Tempo	44
2.2.2. Análise com Dados em Painel	48
Capítulo 3- Metodologia Econométrica	54
3.1 Análise de Séries de Tempo	54
3.1.1 Cointegração e Modelo de Correção de Erros	54
3.1.1.1 Regressão Espúria e Cointegração	54
3.1.1.2 Modelo de Correção de Erros	59
3.1.2 Métodos de Estimação para Sistemas Cointegrados	62
3.1.3.1 Mínimos Quadrados Plenamente Parametrizados	62
3.1.3.2 Modelo de Correção de Erros a partir da estimação de modelo ADL(m,n;p) não-restrito	63
3.1.3.3 Procedimento de Johansen	64
3.1.3.4 Estimador de Mínimos Quadrados Plenamente Modificado (FM-OLS)	65
3.1.3 Cointegração Limiar (Threshold Cointegration)	67
3.2 Modelos de Regressão com Dados em Painel	71
3.2.1 Modelos de Regressão Linear	71
3.2.2 Modelos com Variável Dependente Limitada	79
Capítulo 4 - Uma Análise sobre a Persistência na Atividade Exportadora a partir dos Microdados da SECEX – 1989 a 1997	85
4.1 Breve Descrição do Comportamento de Medidas Alternativas de Taxa Real de Câmbio	85
4.2 Análise da Base Exportadora a partir das Informações da SECEX – 1989 a 1997	88
4.3 Um Teste para a Hipótese de Hysteresis nas Exportações Industriais Brasileiras com Dados em Painel	96
4.3.1 Fonte de Dados	96
4.3.2 Estrutura Analítica e Estratégia Empírica	97
4.3.3 Análise Descritiva e Resultados das Estimações	99
Capítulo 5 - Testes para a Hipótese de Hysteresis em Séries de Tempo	107
5.1. Análise em Séries de Tempo	107
5.1.1. Estrutura Analítica	107
5.1.2. Fonte de Dados e Aspectos Metodológicos	113
5.1.3. Análise Empírica	115
Conclusão	133
Bibliografia	137
Apêndice I – Construção do Banco de Dados de Séries Temporais	141

Índice de Tabelas

<i>Tabela 1.1 - Exportação brasileira por fator agregado - 1980 a 2003 (US\$ milhões FOB)</i>	6
<i>Tabela 1.2 - Evolução do comércio exterior brasileiro de 1980 a 2002</i>	7
<i>Tabela 1.3 - Participação setorial nas exportações de produtos industrializados</i>	8
<i>Tabela 1.4 - Intercâmbio comercial – exportações brasileiras*</i>	12
<i>Tabela 1.5 - Exportações brasileiras segundo setores industriais*</i>	14
<i>Tabela 1.6 - Composição da pauta das exportações brasileiras e comércio mundial de produtos industrializados</i>	16
<i>Tabela 1.7 - Participação de setores dinâmicos em países em desenvolvimento</i>	18
<i>Tabela 1.8 - Empresas exportadoras segundo atividade da firma</i>	20
<i>Tabela 1.9 - Exportações por tamanho das empresas industriais – 1990 a 1996</i>	21
<i>Tabela 1.10 - Exportações por tamanho das empresas exportadoras – 1997 a 2001</i>	22
<i>Tabela 1.11 - Evolução da base exportadora e taxa de câmbio real</i>	23
<i>Tabela 4.1 - Estatísticas descritivas – TXRIPA e TXRINPC</i>	87
<i>Tabela 4.2 - Distribuição empírica segundo o tempo de permanência na base 1989-1997</i>	90
<i>Tabela 4.3 - Evolução da base exportadora (1989 – 1997)</i>	91
<i>Tabela 4.4 - Evolução do valor exportado pelas empresas estreantes 1990-1997 (em milhões de US\$)</i>	93
<i>Tabela 4.5 - Valor exportado médio das empresas contínuas em US\$ milhões</i>	93
<i>Tabela 4.6 - Empresas contínuas segundo valor exportado</i>	94
<i>Tabela 4.7 - Empresas estreantes segundo mercado destino no ano de estréia (1990-1997)</i>	95
<i>Tabela 4.8 - Mercados destino segundo as categorias de empresas (valores médios)</i>	96
<i>Tabela 4.9 - Estatísticas descritivas – variáveis selecionadas</i>	100
<i>Tabela 4.10 - Frequência exportadora</i>	101
<i>Tabela 4.11 - Taxas de transição no mercado exportador</i>	101
<i>Tabela 4.12 - Modelo de decisão de exportar</i>	105
<i>Tabela 4.13 - Modelo de decisão de exportar – setores industriais</i>	106
<i>Tabela 5.1 - Testes de raiz unitária</i>	117
<i>Tabela 5.2 - Equações de longo prazo</i>	119
<i>Tabela 5.3 - Modelos auto-regressivos lineares para os erros de equilíbrio (sem correção para outliers)</i>	123
<i>Tabela 5.4 - Teste de lineariedade – SETAR (2)</i>	124
<i>Tabela 5.5 - Teste de lineariedade – SETAR (3)</i>	126
<i>Tabela 5.6 - Modelos de correção de erros com limiar – 2 Regimes</i>	130
<i>Tabela 5.7 - Modelos de correção de erros com limiar – 3 Regimes</i>	132

Índice de Gráficos

<i>Gráfico 1.1 - Participação das classes de produtos sobre o total das exportações – 1980 a 2003</i>	4
<i>Gráfico 1.2 - Coeficientes de exportação X taxa de câmbio real</i>	24
<i>Gráfico 1.3 - Quantum exportado X taxa de câmbio real</i>	25
<i>Gráfico 2.1 - Efeito de uma desvalorização anormal sobre a estrutura de mercado</i>	33
<i>Gráfico 2.2 - Taxas de câmbio limiares e zona de inação</i>	36
<i>Gráfico 2.3 - Taxas de câmbio limiares e zona de inação – diversas indústrias com diferentes graus de vantagem comparativa.</i>	38
<i>Gráfico 2.4 - Taxas de câmbio limiares e zona de inação – diversas indústrias com diferentes níveis de irreversibilidade dos custos de entrada</i>	38
<i>Gráfico 2.5 - Zona de inação no modelo de dixit (1989)</i>	43
<i>Gráfico 4.1 – Evolução de medidas alternativas de taxa real de câmbio</i>	86
<i>Gráfico 5.1 - Criação da zona de inação</i>	109
<i>Gráfico 5.2 - Erros de equilíbrio</i>	120

Índice de Quadros

<i>Quadro 1: Coeficientes anuais de exportação</i>	11
--	----

Introdução

Este trabalho tem por objetivo investigar a relação entre taxa de câmbio e exportações de produtos industrializados, sob a ótica de *hysteresis* nas exportações. Esta pesquisa é um prosseguimento dos trabalhos realizados por Kannebley Jr. (1999, 2002), em que são obtidas estimativas tênues para a relação de longo prazo entre a evolução do *quantum* industrial exportado e formas alternativas de cálculo para a medida de taxa de câmbio real.

As evidências dessa tênue relação de longo prazo entre taxa real de câmbio foram fortalecidas em razão da baixa resposta das exportações de produtos manufaturados nos anos subseqüentes à mudança do regime cambial em 1999. A fim explicar esses fatos e avaliar questões relativas à base exportadora brasileira, Markwald e Puga (2002) apresentam evidências de que o fenômeno de baixa resposta das exportações manufaturadas às mudanças de nível da taxa real de câmbio é de uma relação assimétrica das exportações com as variações cambiais. 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.

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.

O trabalho empírico foi desenvolvido com base nesse referencial teórico. Os testes para a hipótese de *hysteresis* nas exportações de produtos industrializados foram realizados tanto por meio de modelos com dados em painel, a fim de captar a presença de custos de entrada e saída do mercado externo, como por meio de análise de séries de tempo, com o objetivo de captar a relação assimétrica entre exportações e taxa de câmbio.

A estrutura do trabalho tem a seguinte forma. O primeiro capítulo discute o desempenho exportador brasileiro no período recente – 1980 a 2003. Nesse capítulo, além da apresentação de um quadro geral sobre as exportações brasileiras são discutidas algumas interpretações do porquê da perda de dinamismo da exportação de produtos industrializados.

No segundo capítulo, é realizada uma resenha da literatura teórica e empírica dos principais trabalhos sobre *hysteresis* em comércio internacional. No terceiro capítulo, são apresentados os métodos econométricos utilizados. A discussão divide-se entre os procedimentos utilizados em análises de séries temporais e a estimação de modelos com dados em painel.

No capítulo quarto, é apresentada uma análise dos microdados de empresas exportadoras para o período de 1989 a 1997, testando-se diretamente o impacto da presença de custos irrecuperáveis na decisão de exportar. Esse capítulo inicia-se com uma análise descritiva sobre a forma de persistência na atividade exportadora para o universo de empresas exportadoras durante o período de 1989 a 1997, sendo, posteriormente, produzidas estimações de modelos com variáveis dependentes limitadas com dados em painel, a fim de se testar a hipótese de *hysteresis* para as empresas industriais paulistas.

O quinto capítulo investiga a hipótese de *hysteresis* nas exportações brasileiras utilizando uma análise de séries de tempo. Os testes realizados buscam avaliar a possibilidade de não-linearidade na relação entre o *quantum* exportado e medidas alternativas de taxa real de câmbio. Isso feito por meio da estimação de equações de longo prazo para a oferta e demanda de exportações e posterior análise de cointegração limiar.

Por fim, no último capítulo, são tecidas algumas considerações sobre os resultados obtidos na análise econométrica, avaliadas as possíveis contribuições desses resultados à proposição de políticas de promoção às exportações e cambial, além de considerações sobre perspectivas de continuidade para esse tema de pesquisa.

Capítulo 1 - Desempenho exportador brasileiro recente

Este capítulo tem o objetivo descrever o desempenho exportador brasileiro no período recente – 1980 a 2003. Na primeira seção, é apresentado um quadro geral sobre as exportações brasileiras, com destaque para as informações concernentes à estrutura da pauta de exportações, da demanda e sobre os coeficientes de exportações de produtos industrializados. Na segunda seção, são discutidas algumas interpretações do porquê da perda de dinamismo da exportação de produtos industrializados.

1.1. Quadro Geral

As tabelas 1.1 e 1.2 a seguir apresentam, respectivamente, os dados das exportações brasileiras por classe de produto (básicos, manufaturados e semi-manufaturados) de 1980 a 2003 e a participação das exportações brasileiras no total das exportações mundiais para o período de 1980 a 2002.

É possível notar na tabela 1.1 que, de 1980 a 2002, as exportações brasileiras praticamente triplicaram em valor, passando de US\$ 20.132 bilhões, em 1980, para US\$ 60.362 bilhões. No entanto, conforme pode ser visto na tabela 1.2 a seguir, este crescimento foi insuficiente para preservar a participação brasileira no total das exportações mundiais, que decresce de 1,04% do total das exportações mundiais em 1980 para 0,96% em 2002.

Ao longo do período de 1980 a 2003, a taxa média de crescimento anual foi de aproximadamente 5,8%, tendo na década de 1980 um crescimento de aproximadamente 4,5%, ao passo que a década de 1990 apresentou uma taxa de crescimento de, aproximadamente, 5,8%. O aumento das exportações na década de 1980 esteve relacionado, principalmente, ao crescimento dos produtos semi-manufaturados, variando a uma taxa média de 8,1% ao ano, que resultou em um aumento de sua participação de 11,7 % em 1980 para 16,9% do total das exportações em 1989. Os produtos manufaturados cresceram a uma taxa de 6,5% no mesmo período, atingindo uma participação de 54,2% do total ao final dos anos de 1980. É digno de destaque que o crescimento das exportações após 1982 foi liderado pela expansão das exportações de produtos industrializados, como resultado da transformação da pauta exportadora, da política contracionista do governo e da retomada da economia mundial posteriormente à crise no início da década.

Por outro lado, verificou-se, no mesmo período, uma taxa de crescimento anualizada para os produtos básicos de apenas 0,3%, implicando uma redução da sua participação no

total das exportações de 42,2% para 27,8% do total ao final dos anos de 1980. Conforme fica claro no gráfico 1.1, em que são apresentadas as trajetórias das participações de cada classe de produto sobre o total das exportações, foi ao longo da década de 1980 que se estabeleceu, definitivamente, a predominância de produtos industrializados na pauta de exportações brasileiras. Com as participações relativas das categorias de produtos aparentemente estabilizadas, o declínio na taxa de crescimento das exportações na década de 1990 esteve relacionado à queda da taxa de crescimento dos produtos industrializados, que esteve em torno de 5,2% para os produtos semi-manufaturados, e 6,7% para os produtos manufaturados. Já no curto período de 2000 a 2003, a taxa de crescimento das exportações volta a se recuperar. A taxa anualizada do período foi de aproximadamente 10%, com destaque para a evolução de produtos básicos, que evoluíram a uma taxa média de 19% ao ano. Também é possível notar que para os produtos semi-manufaturados e manufaturados, esse crescimento não foi tão significativo quanto o dos produtos básicos, já que a taxa de crescimento desses produtos esteve, respectivamente, em torno de 9% e 7%.

Gráfico 1.1 - Participação das classes de produtos sobre o total das exportações 1980 a 2003

Com relação à variabilidade do valor das exportações, verifica-se uma redução no desvio padrão das taxas de variação do valor exportado de 15,5% nos anos de 1980 para 7,9% nos anos de 1990. Essa redução é acompanhada pela redução da variabilidade na categoria de

produtos semi-manufaturados e manufaturados, enquanto o padrão de variabilidade dos produtos básicos permaneceu relativamente estável. Considerando o período de 1980 a 1999, pode-se perceber que o desvio padrão para a taxa de variação do valor exportado da categoria de produtos básicos cresceu de 9,4%, na década de 1980, para 10,9% na década de 1990. Já os produtos semi-manufaturados e manufaturados tiveram uma forte redução na variabilidade de seus valores exportados na década de 1990, sendo que a maior redução foi a dos produtos semi-manufaturados. O desvio padrão dos produtos semi-manufaturados reduziu de 31,1% em 1980 para 16,3% em 1990; e para os produtos manufaturados, essa redução do desvio padrão das taxas de variação do valor exportado foi de 19,4% nos anos de 1980 para 8,1% nos de 1990.

É interessante notar que ao longo da década de 1980, as exportações nacionais cresceram a taxas superiores às exportações do mundo. Com base nas informações acima, é possível concluir que esse crescimento esteve associado ao ganho de participação dos produtos industrializados brasileiros no total das exportações mundiais dessa categoria de produtos. No entanto, esse mesmo movimento é revertido ao longo da década de 1990 pela mesma categoria de bens suscitando, como será abordado na próxima seção, uma discussão sobre a perda de dinamismo das exportações de produtos industrializados. O que também é possível perceber, por meio das informações dos anos de 2001 a 2003, é que a retomada do crescimento das exportações foi liderada, primordialmente, pelos produtos básicos, já que, inicialmente, os produtos manufaturados não apresentaram uma elevação sensível de sua taxa de crescimento médio, relativamente ao seu padrão histórico das duas décadas anteriores.

**Tabela 1.1 - Exportação brasileira por fator agregado
1980 a 2003 (US\$ milhões FOB)**

	Básicos		Semimanuf.		Manufaturados	
	Valor	Δ%	Valor	Δ%	Valor	Δ%
1980	8.488		2.349		9.028	
1985	8.538	0,6	2.758	17,4	14.063	55,8
1990	8.746	2,4	5.108	85,2	17.011	21,0
1995	10.969	2,6	9.146	79,0	29.194	50,3
2000	12.562	14,5	8.499	-7,1	32.528	27,2
2001	15.342	22,1	8.244	-3,0	32.901	1,15
2002	16.952	10,5	8.964	8,7	33.001	0,30
2003	21.266	25,5	10.978	22,5	39.767	20,50

	Total Geral		Part. % sobre o Total Geral		
	Valor	Δ%	Básicos	Semimanuf.	Manuf.
1980	20.132		42,2	11,7	44,8
1985	25.639	27,3	33,3	10,8	54,9
1990	31.414	22,5	27,8	16,3	54,2
1995	46.506	48,0	23,6	19,7	55,0
2000	55.086	18,4	22,8	15,4	59,9
2001	58.223	5,7	26,4	14,2	56,5
2002	60.362	3,7	28,1	14,9	54,7
2003	73.328	21,5	29,0	15,0	54,2

(Δ%) Variação percentual sobre o período anterior

(**) A diferença entre o total geral e a somatória de básicos, semimanufaturados e manufaturados refere-se a Operações Especiais.

Fonte: SECEX

Tabela 1.2 - Evolução do comércio exterior brasileiro de 1980 a 2002

Período	PIB Brasil	Export. Mundo	Exportações Brasil		
	(A)	(B)	(C)	Part. %	
				C/A	C/B
1980	237,8	1.940,8	20,1	8,5	1,04
1981	258,6	1.924,2	23,3	9,0	1,21
1982	271,3	1.765,5	20,2	7,4	1,14
1983	189,5	1.734,5	21,9	11,6	1,26
1984	189,7	1.840,6	27,0	14,2	1,47
1985	211,1	1.872,0	25,6	12,1	1,37
1986	257,8	2.046,1	22,3	8,7	1,09
1987	282,4	2.401,1	26,2	9,3	1,09
1988	305,7	2.742,0	33,8	11,1	1,23
1989	415,9	2.981,5	34,4	8,3	1,15
1990	469,3	3.395,3	31,4	6,7	0,93
1991	405,7	3.498,5	31,6	7,8	0,90
1992	387,3	3.708,0	35,8	9,2	0,97
1993	429,7	3.725,1	38,6	9,0	1,04
1994	543,1	4.204,0	43,5	8,0	1,04
1995	705,4	5.042,0	46,5	6,6	0,92
1996	775,5	5.278,0	47,7	6,2	0,90
1997	807,8	5.482,0	53,0	6,6	0,97
1998	787,9	5.365,0	51,1	6,5	0,95
1999	536,6	5.566,0	48,0	8,9	0,86
2000	602,2	6.265,0	55,1	9,1	0,88
2001	510,4	6.003,0	58,2	11,4	0,97
2002	451,0	6.262,0	60,4	13,4	0,96

Fonte: SECEX

A tabela 1.3 a seguir apresenta informações produzidas pela FUNCEX (Fundação de Estudos para o Comércio Exterior) a respeito das participações de setores industriais sobre o total das exportações de produtos industrializados para o período de 1980 a 2003. A participação média para todo o período é em torno de 4,0% do total. Como é possível perceber, considerando todo o período de 1980 a 2003, os cinco principais setores exportadores brasileiros são, em ordem decrescente, o setor de Peças e Outros Veículos, Extrativa Mineral, Siderurgia, Óleos Vegetais e Café. Os cinco setores de menor participação são os setores de Minerais Metálicos, Borracha, Químicos Diversos, Outros Produtos Alimentares e Outros Produtos Metalúrgicos. Conforme foi observado acima, os setores produtores predominantemente de bens semimanufaturados, como, por exemplo, os setores de Siderurgia, Metais Não Ferrosos, Celulose, Papel e Gráfica, tiveram a elevação de seu percentual exportado logo após a segunda metade da década de 1980. Por outro lado, setores produtores de bens tipicamente manufaturados como, por exemplo, os setores de Peças e

Outros Veículos, Veículos Automotores, Equipamentos Eletrônicos apresentaram elevações expressivas em suas participações no total das exportações de produtos industrializados somente na década de 1990. Alguns setores com produtos derivados de produtos agrícolas, como por exemplo, Café, Açúcar, Óleos Vegetais, seguindo também a trajetória de participação dos produtos básicos, perderam participação no total das exportações de produtos industrializados ao longo das décadas de 1980 e 1990.

Tabela 1.3 - Participação setorial nas exportações de produtos industrializados

Setor Industrial	1980	1985	1990	1995	2000	2003
Extrativa Mineral	8.8	7.5	9.1	6.7	7.2	6.7
Minerais Não-Metálicos	0.7	0.6	0.8	1.0	1.2	1.1
Siderurgia	3.8	8.1	10.9	9.0	6.7	7.4
Metalurgia Não-Ferrosos	0.6	2.1	4.8	5.0	4.3	3.5
Outros Produtos Metalúrgicos	1.3	1.2	1.5	1.7	1.4	1.6
Máquinas e Tratores	4.6	3.0	3.7	5.2	4.2	4.8
Material Elétrico	1.7	1.4	2.6	3.1	2.8	2.8
Equipamentos Eletrônicos	2.1	2.2	2.0	1.6	4.3	3.2
Veículos Automotores	3.8	3.6	3.0	2.6	5.3	5.6
Peças e Outros Veículos	4.5	5.3	7.4	6.9	12.7	9.5
Madeira e Mobiliário	2.0	1.3	1.5	3.0	3.7	4.2
Celulose, Papel e Gráfica	2.6	2.2	3.9	5.9	4.9	4.4
Borracha	0.6	0.9	0.9	1.3	1.3	1.2
Elementos Químicos	1.2	1.3	1.9	1.8	2.0	2.3
Refino de Petróleo e Petroquímicos	2.9	9.8	5.3	3.9	4.8	5.6
Químicos Diversos	0.7	0.8	1.1	1.5	1.5	1.5
Têxtil	3.7	3.3	3.2	2.6	2.0	2.1
Calçados, Couros e Peles	2.6	4.4	4.7	4.6	4.6	4.3
Café	14.3	11.1	4.5	5.5	3.4	2.4
Benefic. Prod. Vegetais	4.6	5.9	7.2	5.4	4.1	4.1
Abate de Animais	2.7	3.4	2.1	3.0	3.8	6.3
Açúcar	6.7	1.6	1.7	4.2	2.3	3.3
Óleos Vegetais	10.8	8.2	6.8	7.0	4.0	6.0
Outros Produtos Alimentares	1.6	1.3	1.3	1.3	1.8	1.7
Indústrias Diversas	1.3	1.8	1.8	1.8	2.1	1.4

Fonte: Funcex

O quadro 1.1 a seguir apresenta os coeficientes anuais de exportação calculados pela FUNCEX, para o período de 1990 a 2001, para 30 setores industriais e para a indústria de transformação. Esses coeficientes de exportação demonstram que, apesar da sua evolução positiva nos anos de 1990, o mercado interno é tido como um mercado preferencial pela maioria dos setores industriais, sendo as exportações uma alternativa secundária de demanda. Considerando todo o período, a média do coeficiente de exportação para o total da indústria e

para a indústria de transformação são, respectivamente, de 11,47% e 11%. Comparando as médias dos períodos de 1990 a 1998, e de 1999 a 2001, a este último período em que se teve uma taxa de câmbio real desvalorizada, percebe-se uma ligeira elevação desses coeficientes médios em 3,4%. Esse baixo valor não reflete o que ocorreu setorialmente, já que em diversos setores verificou-se uma elevação do coeficiente de exportação superior a 10%. Esses casos são os dos setores de Calçados, Couros e Peles, Equipamentos Eletrônicos, Peças e Outros Veículos, Extrativa Mineral, Açúcar, Madeira e Mobiliário. Os setores que apresentaram elevação de até 1% (incluindo os casos em que houve contração) do coeficiente de exportação, comparativamente nesses períodos, foram os setores de Café, Siderurgia, Óleos Vegetais, Refino de Petróleo e Petroquímicos, Artigos de Vestuários, Laticínios, Metalurgia de Não-Ferrosos, Beneficiamento de Produtos Vegetais.

Os setores que têm maior comprometimento de sua produção com o mercado externo são o setor de Extrativa Mineral, os setores pertencentes ao macrocomplexo Metal-Mecânico e intensivos em capital, tais como, Siderurgia e Metalurgia de Não-Ferrosos, que se configuram como fornecedores das indústrias finais no complexo de Mecânica internacional; os setores Agroindustriais, tais como, Celulose, Café, Açúcar e Óleos Vegetais, concentrados na venda de *commodities* internacionais; além do setor de Calçados, Couros e Peles e, mais recentemente, o setor de Peças e Outros Veículos. Uma observação importante, é que esses setores considerados estruturalmente exportadores usualmente pertencem, em sua maioria, a mercados com baixo grau de dinamismo nos anos 90, em razão de diversos fatores, entre os quais, a presença de barreiras tarifárias e não-tarifárias, como é o caso dos produtos siderúrgicos e agroindustriais.

A tabela 1.4 apresenta as médias dos valores das exportações brasileiras de produtos industrializados no período de 1984 a 2003, dividida em quatro subperíodos, para os 15 principais mercados-destino. Esse conjunto de países responde por 70,9% das exportações brasileiras em todo período, sendo composto tanto por países desenvolvidos como em desenvolvimento. Dentre eles, os principais mercados-destino são os EUA, Argentina, Japão, Holanda, Alemanha e Itália, que respondem por aproximadamente 52% das exportações brasileiras em todo período.

Os EUA são o principal destino das exportações de produtos industrializados brasileiros, com uma participação média de 28,3% para todo período. Essa participação sofreu alguma oscilação no período, chegou, na metade da década de 1990, a ser de aproximadamente 23%, mas voltou a se recuperar entre 1999 e 2003. Os EUA ocupam a primeira posição, tanto na importação de produtos semimanufaturados, quanto de produtos

manufaturados. No caso da Argentina, sua participação aumentou significativamente no início dos anos de 1990, devido aos avanços das negociações para a criação do MERCOSUL no início da década de 1990. Nos anos de 1980 participava com apenas 3,45%, enquanto no final dos anos de 1990, sua participação chegou a 14,13%. A pauta de importação argentina de produtos brasileiros é composta, predominantemente, de produtos manufaturados, sendo sua participação média no período igual a 10,6%. A redução apresentada no último quadriênio decorreu da crise econômica que o país enfrentou.

O mercado-destino japonês priorizou, em todo o período, os produtos semimanufaturados e apresentou uma redução na sua participação no último quadriênio. Além dos mercados americano e japonês, os mercados belga, holandês e italiano são, em ordem decrescente, os maiores importadores de bens semimanufaturados brasileiros. A participação média ao longo de todo o período desses mercados-destino é de aproximadamente 51% do total das exportações brasileiras de produtos semimanufaturados.

Os demais países apresentados na tabela possuem uma certa estabilidade na importação de produtos industrializados brasileiros, sendo a estrutura de demanda relativamente estável ao longo do tempo. O México é um caso à parte que cresceu nas importações de produtos manufaturados no último quadriênio. Esse crescimento pode ser explicado devido à grande participação dos setores de Veículos Automotores, Peças e Outros Veículos e Material Elétrico nas exportações brasileiras para esse país.

Analisando o diferencial entre a participação de produtos manufaturados e semimanufaturados, pode-se perceber que, com exceção dos EUA e do Reino Unido, a maioria dos países desenvolvidos apresenta um diferencial em favor da participação dos produtos semimanufaturados. Em contraposição, é possível perceber um diferencial a favor da participação de produtos manufaturados na pauta de suas importações brasileiras.

A tabela 1.5 apresenta os valores médios das participações dos setores industriais no total das exportações de produtos industrializados e a destinação percentual média do valor exportado de cada setor aos países desenvolvidos e em desenvolvimento, e a um conjunto de blocos econômicos para o período de 1989 a 2002.

Quadro 1.1: Coeficientes anuais de exportação

Setores/Descrição		1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	Média 1990-8	Média 1999-2001	Difer,
2 Extrativa mineral		51,8	60,1	52,5	53,9	48,0	45,3	46,9	48,0	55,9	62,9	65,5	75,2	51.4	67.9	16.5
3 Petróleo e carvão		0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,2	0,2	0,1	0,2	0,0	1,1	5,3	0.2	2.1	1.9
Indústria de Transformação		8,0	10,1	11,7	11,0	10,5	9,8	9,6	10,0	10,3	13,5	12,5	14,9	10.1	13.6	3.5
4	Minerais Não-Metálicos	1,8	2,3	3,5	4,5	3,8	3,7	3,7	3,8	3,8	5,5	6,1	3,4	3.4	5.0	1.6
5	Siderurgia	17,7	24,2	21,9	20,9	17,7	16,8	16,4	14,1	15,2	15,6	15,8	18,3	18.3	16.6	-1.8
6	Metalurgia Não-Ferrosos	17,9	23,5	27,3	24,1	21,7	22,6	21,9	21,3	17,6	22,5	20,9	22,0	22.0	21.8	-0.2
7	Outros Produtos Metalúrgicos	3,1	4,2	5,2	5,1	4,5	4,0	4,0	4,2	4,2	4,8	6,1	4,3	4.3	5.1	0.8
8	Máquinas e Tratores	5,6	8,3	10,0	9,2	8,8	8,3	8,6	9,6	9,8	8,5	9,9	8,7	8.7	9.0	0.3
9	Material Elétrico	7,6	11,2	13,1	14,5	12,4	11,0	10,8	10,5	10,5	14,9	15,7	11,3	11.3	14.0	2.7
10	Equipamentos Eletrônicos	5,7	8,0	11,0	8,9	6,6	5,0	5,9	7,6	9,4	29,2	38,5	7,6	7.6	25.1	17.5
11	Veículos Automotores	9,3	11,2	22,1	15,8	12,7	6,6	7,2	11,8	17,2	18,9	23,1	12,7	12.7	18.2	5.6
12	Peças e Outros Veículos	16,2	21,3	23,4	21,1	20,4	17,3	18,6	20,4	26,5	41,0	45,0	20,6	20.6	35.5	15.0
13	Madeira e Mobiliário	4,4	6,4	9,8	12,1	12,0	10,8	10,5	11,5	11,8	19,6	24,1	9,9	9.9	17.9	7.9
14	Celulose, Papel e Gráfica	7,6	8,5	11,3	11,5	11,4	13,1	9,1	9,5	10,0	11,5	12,2	10,2	10.2	11.3	1.1
15	Borracha	5,4	7,7	9,9	9,8	9,1	8,4	9,1	9,6	11,1	11,4	12,8	8,9	8.9	11.0	2.1
16	Elementos Químicos	4,7	4,7	5,3	4,9	4,4	5,8	6,9	6,0	6,9	8,8	9,5	5,5	5.5	7.9	2.4
17	Refino de Petróleo e Petroquímicos	4,4	4,8	4,7	4,1	4,6	4,1	3,7	3,5	3,1	3,9	4,7	4,1	4.1	4.2	0.1
18	Químicos Diversos	2,3	2,6	3,9	3,9	3,7	4,4	4,5	4,8	4,8	4,6	5,8	3,9	3.9	4.8	0.9
19	Farmacêutica e Perfumaria	1,6	2,8	3,1	3,0	3,1	3,1	3,1	3,1	3,4	4,1	5,1	2,9	2.9	4.0	1.1
20	Plástica	1,4	2,0	3,5	3,5	3,6	2,8	2,4	2,6	2,7	3,9	5,4	2,7	2.7	4.0	1.3
21	Têxtil	5,6	8,2	9,9	8,2	7,4	6,8	6,1	6,7	6,1	8,0	11,3	7,2	7.2	8.8	1.6
22	Artigos de Vestuário	1,2	1,7	2,4	2,8	2,6	1,6	1,4	1,3	1,1	1,6	2,5	1,8	1.8	2.0	0.2
23	Calçados, Couros e Peles	23,8	33,3	40,4	43,3	37,9	35,1	38,5	42,4	42,9	61,0	74,9	37,5	37.5	57.8	20.3
24	Café	38,4	50,3	41,7	35,1	41,8	41,9	32,6	41,7	31,4	26,3	22,1	39,4	39.4	29.3	-10.2
25	Beneficiamento de Produtos Vegetais	19,7	19,0	21,3	16,7	15,0	14,2	15,6	13,5	15,7	15,7	19,3	16,7	16.7	17.2	0.5
26	Abate de Animais	5,1	8,2	12,2	10,4	9,1	7,6	8,5	8,8	9,0	12,4	19,5	8,8	8.8	13.6	4.8
27	Laticínios	0,0	0,0	0,2	0,4	0,0	0,1	0,2	0,1	0,1	0,2	0,5	0,1	0.1	0.3	0.1
28	Açúcar	13,8	11,9	15,0	20,1	18,9	34,7	27,1	27,5	31,2	24,1	46,0	22,2	22.2	30.8	8.5
29	Óleos Vegetais	29,2	26,6	27,0	26,8	27,7	27,4	25,9	24,5	20,5	20,9	27,6	26,2	26.2	24.9	-1.3
30	Outros Produtos Alimentares	4,5	4,9	4,9	4,3	4,5	4,1	4,1	4,7	3,8	8,6	10,7	4,4	4.4	7.9	3.5
31	Indústrias Diversas	7,5	10,5	12,1	13,3	10,9	10,0	10,0	10,7	12,0	16,0	18,1	10,8	10.8	15.0	4.2
Total (%)		8,6	10,8	12,3	11,5	10,9	10,2	10,0	10,4	10,9	13,9	12,8	15,3	10.6	14.0	3.4

Fonte: FUNCEX

Tabela 1.4 - Intercâmbio comercial – Exportações brasileiras*

País	Período	1984-1988		1989-1993		1994-1998		1999-2003	
		Mi de US\$	%	Mi de US\$	%	Mi de US\$	%	Mi de US\$	%
EUA	Semimanuf.	803,52	24,8	997,83	18,6	1.843,57	22,4	2.219,70	24,9
	Manufat.	5.403,6	35,7	5.547,29	28,4	6.245,87	23,0	10.491,29	31,7
	Total Industr.	6.207,12	33,8	6.545,11	26,3	8.089,45	22,9	12.710,98	30,2
Argentina	Semimanuf.	84,49	2,6	67,05	1,3	215,40	2,6	141,49	1,6
	Manufat.	549,03	3,6	1.627,20	8,3	4.780,22	17,6	4.221,17	12,8
	Total Industr.	633,53	3,5	1.694,25	6,8	4.995,62	14,1	4.362,66	10,4
Japão	Semimanuf.	427,70	13,2	819,72	15,3	997,84	12,1	691,10	7,7
	Manufat.	467,07	3,1	605,07	3,1	630,46	2,3	444,83	1,3
	Total Industr.	894,77	4,9	1.424,79	5,7	1.628,30	4,6	1.135,93	2,7
Holanda	Semimanuf.	304,60	9,4	520,83	9,7	469,77	5,7	483,64	5,4
	Manufat.	533,60	3,5	777,56	4,0	851,43	3,1	868,83	2,6
	Total Industr.	838,20	4,6	1.298,39	5,2	1.321,20	3,7	1.352,46	3,2
Alemanha	Semimanuf.	77,18	2,4	147,18	2,8	162,94	2,0	179,53	2,0
	Manufat.	472,28	3,1	886,50	4,5	1.016,48	3,8	1.019,24	3,1
	Total Industr.	549,46	3,0	1.033,67	4,2	1.179,42	3,3	1.198,77	2,9
Itália	Semimanuf.	113,29	3,5	181,05	3,4	294,66	3,6	457,77	5,1
	Manufat.	538,85	3,6	692,09	3,6	658,86	2,4	744,59	2,3
	Total Industr.	652,14	3,6	873,13	3,5	953,52	2,7	1.202,36	2,9
R, Unido	Semimanuf.	65,05	2,0	149,52	2,8	197,90	2,4	188,14	2,1
	Manufat.	491,48	3,3	664,90	3,4	753,85	2,8	937,54	2,8
	Total Industr.	556,53	3,0	814,42	3,3	951,75	2,7	1.125,68	2,7
Bélgica	Semimanuf.	119,35	3,7	285,30	5,3	370,78	4,5	503,57	5,6
	Manufat.	228,38	1,5	412,29	2,1	770,30	2,8	749,47	2,3
	Total Industr.	347,72	1,9	697,59	2,8	1.141,08	3,2	1.253,04	3,0
Chile	Semimanuf.	19,53	0,6	13,84	0,3	27,69	0,3	24,10	0,3
	Manufat.	297,65	2,0	744,09	3,8	1.029,64	3,8	1.132,09	3,4
	Total Industr.	317,18	1,7	757,93	3,1	1.057,33	3,0	1.156,19	2,8
México	Semimanuf.	11,56	0,4	29,61	0,6	85,66	1,0	94,07	1,1
	Manufat.	175,76	1,2	703,55	3,6	658,09	2,4	1.741,42	5,3
	Total Industr.	187,32	1,0	733,16	3,0	743,75	2,1	1.835,49	4,4
Paraguai	Semimanuf.	1,81	0,1	3,50	0,1	8,41	0,1	5,96	0,1
	Manufat.	304,50	2,0	531,33	2,7	1.224,41	4,5	682,91	2,1
	Total Industr.	306,31	1,7	534,83	2,2	1.232,82	3,5	688,87	1,6
Venezuela	Semimanuf.	22,02	0,7	41,96	0,8	34,58	0,4	27,91	0,3
	Manufat.	290,37	1,9	265,94	1,4	473,39	1,8	699,66	2,1
	Total Industr.	312,39	1,7	307,89	1,2	507,97	1,4	727,56	1,7
Uruguai	Semimanuf.	7,94	0,3	17,77	0,3	39,58	0,5	45,66	0,5
	Manufat.	180,86	1,2	392,34	2,0	690,37	2,6	453,94	1,4
	Total Industr.	188,81	1,0	410,11	1,7	729,95	2,1	499,60	1,2
França	Semimanuf.	41,01	1,3	55,76	1,0	129,75	1,6	172,18	1,9
	Manufat.	189,24	1,3	301,18	1,5	381,37	1,4	527,25	1,6
	Total Industr.	230,25	1,3	356,94	1,4	511,12	1,5	699,43	1,7
Coréia	Semimanuf.	56,46	1,7	197,65	3,7	294,99	3,6	253,18	2,8
	Manufat.	65,50	0,4	178,56	0,9	177,20	0,7	168,42	0,5
	Total Industr.	121,97	0,7	376,21	1,5	472,20	1,3	421,60	1,0

Fonte: Sistema Alice – SECEX e Comtrade.

Elaboração do Autor

* Médias dos períodos

Nessa tabela também são apresentadas informações referentes ao grau de intensidade tecnológica de cada setor segundo a classificação proposta por Feijó et al (2003).

Em termos gerais, quando se considera a intensidade tecnológica do setor nota-se a existência de uma assimetria na estrutura de demanda, visto que os setores de baixa, ou média baixa intensidade tecnológica, apresentam como principais mercados-destino os países desenvolvidos. Por outro lado, os setores de intensidade tecnológica média alta ou alta têm seus mercados diversificados entre países desenvolvidos e em desenvolvimento.

São exemplos da relação entre os setores de baixa e média baixa tecnologia e a demanda por parte de países desenvolvidos os setores de Beneficiamento de Produtos Vegetais, Óleos Vegetais, Madeira e Mobiliário, Abate de Animais, Celulose, Papel e Gráfica, Calçados e Metalurgia de Não-Ferrosos. Todos esses setores destinam mais de 50% de suas exportações para países desenvolvidos, principalmente, para os países da CEE (Comunidade Econômica Européia).

Em dois setores de média alta intensidade tecnológica (Veículos Automotores, Químicos Diversos) as exportações estão concentradas para países em desenvolvimento, particularmente os países do MERCOSUL e da ALADI. Por outro lado, os setores de Peças e Outros Veículos (no qual são incluídas aeronaves), Elementos Químicos e Equipamentos Eletrônicos, de alta e média alta intensidade tecnológica privilegiam os mercados do NAFTA. Assim sendo, nos setores de alta e média alta intensidade tecnológica não é possível se afirmar que exista um privilégio claro dos mercados de países desenvolvidos, mas não pode, também, deixar de notar que as participações do MERCOSUL nos mercados-destino desses setores não é desprezível em nenhum dos casos citados.

Tabela 1.5 - Exportações brasileiras segundo setores industriais*

Setores por intensidade relativa	Intensidade Tecnológica	% nas export. de industrializados	% países desenvolvidos	% países em desenvolvimento	Soma %	% por blocos econômicos					
						NAFTA	MERCOSUL	CEE	ASEAN	ALADI	Outros
Capital											
Refino de Petróleo	Média baixa	5,60	53,66	36,82	90,49	51,93	19,58	3,36	0,00	1,64	13,98
Minerais Não-Metálicos	Média baixa	1,31	49,20	24,41	73,61	30,38	14,55	18,16	0,00	5,26	5,25
Máquinas e Equipamentos	Média alta	5,84	31,23	41,75	72,98	30,15	24,97	5,29	0,00	12,56	0,00
Metalurgia dos Não-Ferrosos	Média baixa	5,54	77,28	18,51	95,80	21,69	6,74	27,13	0,64	1,76	37,84
Automóveis, Caminhões e Ônibus	Média alta	5,58	21,06	67,36	88,42	13,81	39,16	15,47	0,69	17,05	2,24
Borracha	Média baixa	1,56	32,37	49,60	81,98	27,08	36,06	6,31	0,00	12,53	0,00
Têxtil	Baixa	3,14	40,40	39,83	80,22	21,00	23,46	14,02	1,66	11,08	9,00
Siderurgia	Média baixa	10,87	35,39	32,42	67,81	29,68	6,31	3,06	5,14	2,12	21,50
Equipamentos Eletrônicos	Média alta	3,30	67,16	20,94	88,10	62,07	13,04	8,10	0,84	3,58	0,48
Químicos Diversos	Média alta	1,84	16,71	53,51	70,23	12,99	39,31	6,02	0,00	11,90	0,00
Trabalho											
Peças e Outros Veículos	Média alta	11,61	52,14	27,20	79,34	44,17	17,10	12,29	0,00	1,48	4,29
Celulose, Papel e Gráfica	Baixa	5,54	55,62	22,87	78,49	17,99	11,68	29,11	1,94	3,64	14,13
Madeira e Mobiliário	Baixa	3,83	64,84	8,12	72,96	28,99	2,20	33,25	0,00	0,00	8,52
Calçados	Baixa	6,16	78,40	10,21	88,61	55,00	3,02	23,63	0,25	1,58	5,14
Material Elétrico	Média baixa	3,63	28,37	47,67	76,05	28,76	28,81	4,03	0,00	14,45	12,05
Recursos Naturais											
Abate de Animais	Baixa	4,73	50,89	25,57	76,46	9,42	6,50	30,30	0,00	0,00	30,24
Óleos Vegetais	Baixa	7,67	55,44	17,62	73,06	0,00	0,00	55,44	1,13	0,00	16,49
Beneficiamento de Produtos Vegetais	Baixa	6,84	85,69	7,41	93,11	21,22	4,91	56,99	0,00	0,00	9,98
Açúcar	Baixa	3,86	24,67	43,16	67,83	7,16	0,00	0,00	0,97	0,00	59,71
Elementos Químicos	Média alta	2,54	46,75	26,40	73,15	21,74	17,01	13,74	1,66	1,36	17,65
Outros Produtos Alimentícios	Baixa	1,83	36,39	44,97	81,36	18,37	36,54	6,33	0,00	8,42	11,69

1.2. Dinamismo das exportações de produtos industrializados

A constatação, apontada no início da seção anterior, de que a queda da participação brasileira no total das exportações mundiais na década de 1990 deveu-se, primordialmente, à perda do dinamismo das exportações de produtos industrializados, levou diversos analistas a estabelecerem diagnósticos sobre esse fato ao longo do período. Além das considerações sobre o ambiente macroeconômico vivenciado pelo país ao longo das décadas de 1980 e 1990, em termos gerais, os argumentos podem ser divididos em duas grandes linhas. A primeira é composta pelos argumentos relacionados às deficiências sistêmicas e institucionais da economia brasileira, geradoras de um viés anti-exportador. Essas deficiências seriam responsáveis pela elevação do chamado “Custo Brasil”, composto, essencialmente, pelas distorções promovidas pelo sistema tributário nacional, pelos custos extrafábrica associados aos serviços de infra-estrutura e pelas restrições financeiras domésticas¹,

Uma segunda linha de argumentação diz respeito, especificamente, ao chamado “lado real da economia”, em que se discutem questões relacionadas aos problemas de oferta e demanda das exportações. Nessa segunda linha de argumentação, duas posições se antagonizam. Há aqueles que entendem que, além da queda da competitividade geral das exportações brasileiras, a perda do dinamismo das exportações de produtos industrializados deu-se em razão da estagnação da produção e do nível de investimentos domésticos. De outro lado, existem os que seguem a *rationale* de que a perda de dinamismo das exportações deveu-se à estagnação da pauta exportadora brasileira, que se tornou incapaz de acompanhar a evolução da demanda internacional.

Horta e Souza (2000) analisam o comércio exterior brasileiro entre 1980 e 1996. Segundo suas ponderações, e conforme pode ser observado na tabela 1.6 a seguir, em termos internacionais, a participação dos produtos básicos nas exportações brasileiras ainda representa um percentual extremamente elevado quando comparada à estrutura setorial média do comércio mundial (26 % contra 5 % do comércio mundial). No que tange aos produtos industrializados, é possível perceber a grande disparidade nos setores intensivos em capital e tecnologia (cerca de 25 pontos) e intensivos em recursos naturais. Essas informações, confirmadas por índices de vantagem comparativa revelada calculados por esses autores,

¹ Segundo Lima e Carvalho Jr. (2000) o termo genérico “custo-país” foi formulado pelo Banco Mundial a fim de realizar-se comparações internacionais, especificamente no caso brasileiro, isso tem sido usado como referência aos obstáculos que impedem a retomada do crescimento econômico e até mesmo do processo de desenvolvimento nacional.

expressam as vantagens comparativas das exportações industriais brasileiras em setores intensivos em trabalho e recursos naturais.

Tabela 1.6 - Composição da pauta das exportações brasileiras e comércio mundial de produtos industrializados

Intensividade do Setor	Capital e Tecnologia		Trabalho		Recursos Naturais	
	Brasil	Mundo	Brasil	Mundo	Brasil	Mundo
1984	39,8	62,4	18,2	12,8	40,5	19,5
1894/90*	39,3	61,9	18,0	14,2	40,6	18,1
1990/96*	38,0	63,1	19,7	14,8	39,6	15,9
1996	38,7	64,6	18,9	14,4	39,9	15,2

Fonte: Horta e Souza (2000), * valor médio no período.

Como também demonstraram Horta e Souza (2000), por meio de uma análise do tipo *constant market share*, ainda que tivesse ocorrido um movimento de descontração dos mercados-destinos, em busca de mercados nos anos de 90, a composição da pauta, pouco dinâmica em termos do comércio internacional, somada a problemas de competitividade, apresenta-se como os principais fatores explicativos para o lento crescimento das exportações brasileiras². Segundo Horta e Souza (2000) “entre 1980 e 1984 e o crescimento das exportações brasileiras foi mais que totalmente explicado pelos eventos de ganho e perda de fatias de mercado (efeito competitividade). Já no período de 1984/90, a perda de competitividade foi o principal responsável pela contribuição negativa ao crescimento das exportações. Também os efeitos destino e pauta foram negativos, tanto no período de 1980/84, quanto no período 1984/90, restando apenas ao crescimento do comércio internacional uma contribuição positiva ao crescimento das exportações brasileiras. Esses resultados sugerem que, nesse período, além de nossas exportações se concentrarem em indústrias cujas demandas por parte dos parceiros comerciais se expandiam relativamente a taxas menos vigorosas, a estrutura geográfica do comércio exterior brasileiro de produtos industrializados concentrou-se em países e regiões relativamente pouco dinâmicas.

No período de 1990/96, enquanto novamente a expansão do comércio internacional, associada à elevada participação de países latino-americanos e asiáticos nos mercados destino das exportações brasileiras, contribuíram positivamente para o crescimento das exportações, o efeito da composição da pauta e da perda de competitividade foram negativos sobre o crescimento das exportações de produtos industrializados brasileiros.

² Esta análise consiste na decomposição da taxa de crescimento das exportações em quatro parcelas, ou efeitos: comércio internacional, destino das exportações, composição da pauta e competitividade.

A perspectiva de que a estagnação da pauta exportadora é uma questão primordial a ser enfrentada caso o Brasil deseje recuperar o dinamismo das exportações de produtos industrializados é partilhada por Ricupero (2000). Para Ricupero, ainda que se considere o ajuste cambial e a retomada dos investimentos como condições necessárias para a recuperação do dinamismo das exportações, não as classifica como condições suficientes para tal. Assim sendo, defende a implantação de uma política estratégica de competitividade tecnológica capaz de expandir e enriquecer a pauta de bens e serviços exportáveis.

Uma análise sobre dinamismo da pauta exportadora brasileira é oferecida pelos estudos do IEDI (2000, 2003). Em termos gerais, esses estudos buscam demonstrar que a perda de dinamismo sofrida pelas exportações brasileiras na década de 1990 deu-se em razão da lentidão com que a estrutura da pauta exportadora foi sendo modificada no que tange à participação de setores dinâmicos no comércio internacional.

Em IEDI (2000) avalia-se comparativamente, para os períodos de 1982-84 e de 1996-98, a evolução das exportações dos setores industriais brasileiros em relação ao dinamismo do comércio mundial e à intensidade tecnológica dos setores exportadores. Utilizando os critérios propostos por Machado e Markwald (1997 apud IEDI, 2000), concluiu-se que quase metade da pauta brasileira em ambos os períodos era composta por setores não dinâmicos (setores “em retrocesso” e “em declínio”) ³. Esse estudo demonstrou que a participação de setores “dinâmicos” ou “muito dinâmicos” na pauta de exportação brasileira representava, aproximadamente, 34% no período de 1982-84 *vis a vis* uma participação de aproximadamente 43% no agregado das exportações mundiais, enquanto no período de 1996-

³ A classificação desses autores, segundo o dinamismo dos grupos setoriais no comércio mundial, propõe a seguinte divisão:

- i. “Setores muito dinâmicos”, são os setores que apresentaram um crescimento médio superior a 10% para o período de 1982-84/1996-98.
- ii. “Setores dinâmicos”, aqueles que tiveram um crescimento médio entre 7,5% e 10%, no período.
- iii. “Setores intermediários”, os que apresentaram um crescimento médio entre 5% e menos de 7,5%.
- iv. “Setores em regressão”, apresentaram crescimento entre 2,5% e menos de 5%.
- v. “Setores em declínio”, que tiveram um crescimento inferior a 2,5%.

Já a definição dos setores em Retrocesso, Declínio, com Oportunidades Perdidas e Ótimo pode ser compreendida observando-se a tabela abaixo. Essa relação foi calculada a partir da variação da Contribuição do Setor (VCS) e da Variação da Participação do Setor (VPM). Pode-se entender CS como sendo a participação das exportações de um determinado setor nas exportações totais de todos os setores do mundo, e PM como sendo a importância relativa, para um determinado país, das exportações de um setor no total das exportações mundiais desse setor.

	VCS <0	VCS >0
VPM >0	Setores em declínio	Ótimo
VPM <0	Setores em Retrocesso	Oportunidades Perdidas

98 essa participação passa para 41% na pauta brasileira, porém a média mundial chegava a ultrapassar 69%⁴.

A tabela 1.7 apresenta a composição de setores “dinâmicos” e “muitos dinâmicos” na pauta exportadora para sete países em desenvolvimento, incluindo o Brasil, para o período de 1982/84 e 1996/98. Tomando como comparação esse conjunto de países em desenvolvimento, pode-se perceber que a velocidade com que se alterou a pauta exportadora desses países em direção à exportação de produtos “dinâmicos” e “muito dinâmicos” foi bastante superior àquela verificada no caso brasileiro. Como exemplo, é possível citar o caso da Malásia, em que essa participação passou de 24% em 1982-84, para 67% em 1996-98. Já o México apresentou uma taxa de crescimento ainda maior, com a sua participação de setores dinâmicos saltando de 21%, em 1982-84, para aproximadamente 70% em 1996-98.

Tabela 1.7 - Participação de setores dinâmicos em países em desenvolvimento

	Pauta 1982/84	Pauta 1996/98
	(%)	(%)
Brasil	34,17	40,93
Coréia	59,45	75,31
Índia	37,66	58,77
México	21,16	69,66
Malásia	24,10	67,02
Chile	9,47	27,11
Argentina	15,95	33,50

Fonte: IEDI (2000)

No que tange ao período de 1998-2001, o estudo do IEDI (2003) notou que a participação de setores brasileiros de maior dinamismo no comércio mundial ainda estava abaixo das experiências de muitos países em desenvolvimento e da média mundial. Percebeu-se, também, uma pequena redução na participação de setores “muito dinâmicos” na pauta de exportação de muitos países em desenvolvimento e do mundo⁵. No entanto, nenhum país em desenvolvimento possuía um percentual de exportação nesses setores menor do que o brasileiro. É importante frisar que essa menor participação relativa de setores de produtos

⁴ Segundo IEDI (2003), enquanto a participação dos produtos manufaturados no total das exportações brasileiras permanece em torno de 55 %, ao longo dos anos de 1990, essa participação, em nível mundial, situa-se no patamar de 80% aproximadamente.

⁵ Entre os países citados na tabela acima é possível destacar os casos de redução da participação de setores muito dinâmicos para a Coréia (31% em 1996/98 contra 24% em 1998/2001), Malásia (38% em 1996/98 contra 35% em 1998/2001), México (35% em 1996/98 contra 25% em 1998/2001). Por outro lado, no Chile essa participação aumentou de 5% em 1996/98 para 18 % em 1998/2001 e para a Argentina essa participação cresceu de 21% para 24%.

mais dinâmicos na pauta brasileira provocou uma concentração de setores ditos não dinâmicos em sua pauta exportadora, enquanto os demais países ainda apresentavam uma intensa participação dos setores dinâmicos nas suas pautas de exportação⁶.

Iglesias (2001) relativiza o exercício conduzido pelo IEDI, argumentando que o fraco desempenho exportador posteriormente a 1985 foi resultado também do baixo crescimento da produção industrial brasileira ao longo do período de 1981 a 1994. De modo sintético, seu argumento centra-se nas restrições impostas pelo baixo produto potencial da indústria, que impediram o atendimento de modo satisfatório aos mercados externo e interno. Segundo Iglesias (2001), ao longo do período de 1983 a 1994, a evolução do *quantum* exportado poderia ser explicada pela combinação dos efeitos do aumento (redução) da capacidade ociosa da indústria e pelos movimentos de desvalorização (valorização) da taxa de câmbio real. Essa racionalização seria possível já que havia, no mesmo período, uma relativa estagnação do produto industrial gerada pelas incertezas que permeavam o ambiente macroeconômico no período. Também, segundo Iglesias, a recuperação do dinamismo exportador dos produtos industrializados já havia se iniciado de forma mais sustentada a partir de 1997, com o crescimento das exportações dos produtos intensivos em tecnologia. A natureza sustentada desse processo fora verificada com a ampliação da pauta de exportação desses setores, com a diversificação dos produtos oferecidos.

Um fato de amplo conhecimento, e não menos importante, é a alta participação relativa das grandes empresas no valor exportado total, a despeito do pequeno número relativo de grandes empresas no total de empresas participantes do mercado externo. Esse fato enseja um outro argumento para a falta de dinamismo das exportações, o da estreiteza da base exportadora, também relacionado à inelasticidade da oferta exportável.

Segundo informações contidas em Motta Veiga e Markwald (1998), Markwald e Puga (2002) e fornecidas pelas SECEX, é possível perceber, por meio da observação da tabela 1.8 a seguir, que a base exportadora nos últimos treze anos mais que dobrou o seu número de empresas, passando de um total de 8.537 empresas para 19.796 em 2003. O mesmo ocorreu em termos de valores exportados, sendo o total exportado em 31,4 bilhões de dólares, ao passo que em 2003 o valor total exportado foi de 73,0 bilhões de dólares. Sendo assim não se

⁶ Essas observações vão ao encontro de um outro estudo produzido por Sarti e Sabbatini (2003). Esses autores observaram que os 22 produtos que mais contribuíram para as variações das exportações mundiais (com exceção do petróleo e gás natural) no período de 1990 a 1999, com 53% do total da variação das exportações mundiais no período e representantes de 40 % do total das vendas mundiais em 1999. Esses mesmos 22 produtos explicavam somente 38% da variação da pauta de exportações brasileiras entre 1989 e 2001, participando em cerca de 24,6% do valor total da pauta no final do mesmo período.

pode negar que nesse período houve um alargamento da base exportadora e que acompanhado desse alargamento também houve um aumento do valor exportado. Entretanto, conforme é destacado em Markwald e Puga (2002), o Brasil apresenta ainda, relativamente, uma base reduzida quando são tomadas como referências sete países selecionados, quais sejam, Ilhas Maurício, Nova Zelândia, Chile, Argentina, Filipinas, Finlândia, Irlanda e México, para o ano de 2000. Inicialmente, tomando como base a economia chilena, esses autores notam que o coeficiente de exportação da economia brasileira é aquele menor relativamente, demonstrando que a economia brasileira é, de fato, bastante fechada. Além disso, demonstram que também é baixo o valor médio exportado por empresa, concluindo que o Brasil combina duas formas de deficiência em sua base exportadora: (i) base exportadora estreita; (ii) empresas com baixa propensão a exportar.

Tabela 1.8 - Empresas exportadoras segundo atividade da firma

	1990	1993	1996	2001	2003
Número					
Industriais	4887	8384	7766	11031	13079
Não Industriais	3650	5244	5631	5271	6717
Total	8537	13628	13397	16302	19796
Valor (US\$ Milhões)					
Industriais	20172	29567	34977	49223	57043
Não Industriais	11242	9134	12770	8648	16041
Total	31414	38701	47747	57871	73084

Fonte: Motta Veiga e Markwald (1998), SECEX

As informações sobre a base ainda podem ser mais bem qualificadas quando se observa a sua composição segundo as faixas de tamanho das empresas. Por meio das tabelas 1.9 e 1.10 a seguir é possível notar que, enquanto a composição da base exportadora industrial é formada por empresas de tamanho micro, pequenas e médias, a contribuição preponderante, em termos de valor exportado, é realizada pelas grandes empresas. Ilustrativamente, enquanto em 1996 as micro, pequenas e médias empresas correspondem a 50,3% do total do número das empresas industriais, suas contribuições em termos de valor não ultrapassam em 17,2% do total exportado, ao passo que as grandes empresas, que correspondem a 7,7 % do total do número de empresas, são responsáveis por 47,0% do valor exportado⁷. A tabela 1.10, em que

⁷ No que tange à intensidade do uso de fatores, Motta Veiga e Markwald (1998) afirmam que de um modo geral as micro, pequenas e médias empresas concentram suas exportações em produtos intensivos em trabalho e em recursos naturais, não destoando do perfil das exportações brasileiras. Já as grandes empresas concentram mais suas exportações em produtos intensivos em capital. Segundo a intensidade tecnológica, destaca-se o baixo perfil tecnológico das exportações, ainda que as grandes empresas apresentem um maior conteúdo tecnológico em seus

não são distintas as empresas industriais, da não industriais, demonstra que em 2001 essas proporções pouco haviam se alterado, quando de um total de 16.821 empresas exportadoras, 36,9% desse total era composto por microempresas, 28,9% de pequenas empresas, 19,6% de médias empresas e 6,8% de grandes empresas, responsáveis, respectivamente, por 5,7% , 7,5%, 16,8% e 69,3% do total do valor exportado. Adicionalmente, é possível notar que a despeito da entrada de um número significativo de micro, pequenas e médias empresas ao longo dos anos de 1990 a 2001, a participação relativa no total do valor destas empresas não se alterou significativamente.

Miranda (2001) ainda reporta que entre as 500 maiores empresas exportadoras, 26 delas têm propensão a exportar superior a 60 %, enquanto outras 44 possuem uma propensão a exportar entre 25 % e 60 %. Markwald (2001) ainda destaca que ao longo dos anos de 1990, as micro e pequenas empresas vêm aumentando sensivelmente sua propensão a exportar, saltando de 9,8% e 8,8% em 1992 para 19,9% 14,3% em 1998 respectivamente, enquanto as médias e grande empresas apresentam uma propensão relativamente estável no período de 1992 a 1998, sendo que em 1998 encontravam-se em 15,1% e 16,9% respectivamente.

Tabela 1.9 - Exportações por tamanho das empresas industriais – 1990 a 1996

Tamanho da Empresa ⁸	Número de Firms						Exportações					
	1990		1993		1996		1990		1993		1996	
Industriais	Nº	%	nº	%	nº	%	Valor	%	Valor	%	Valor	%
Micro	689	8,1	1438	10,6	1371	10,2	134	0,4	160	0,4	180	0,4
Pequena	1307	15,3	2771	20,3	2509	18,7	305	1,0	584	1,5	625	1,3
Média	1972	23,1	3058	22,4	2862	21,4	1964	15,8	7612	19,7	10256	21,5
Grande	919	10,7	1117	8,2	1024	7,7	14769	47,0	21211	54,8	23916	50,1
Não Industriais	3650	42,8	5.244	38,5	5631	42,0	11242	35,8	21211	23,6	12770	26,7
Total	8.537	100	13628	100	13397	100	20172	100	29567	100	34997	100

Fonte: Motta Veiga e Markwald (1998)

produtos exportados, ou seja, em 1996 cerca de 29 % dos produtos exportados dessa categoria de empresas encontravam-se na faixa de bens com alta e média alta tecnologia. Um outro ponto importante a ser notado é que, em termos de evolução desses indicadores de intensidade tecnológica, somente as grandes empresas apresentaram evidências de um processo de modernização tecnológica.

⁸ A classificação adotada para o tamanho da empresa é a do SEBRAE (Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas), em que são definidas como micro, pequena, média e grande empresa aquelas que possuem de 1 a 19, 20 a 99, 100 a 499 e acima de 500 empregados, respectivamente.

Tabela 1.10 - Exportações por tamanho das empresas exportadoras – 1997 a 2001

Tamanho da Empresa	Número de Firmas						Exportações					
	1997		1999		2001		1997		1999		2001	
	nº	%	nº	%	nº	%	Valor	%	Valor	%	Valor	%
Micro	5286	38,2	6343	41,8	6208	36,9	3732.8	7,0	3247.3	6,8	3329.4	5,7
Pequena	3992	28,8	4442	29,3	4866	28,9	5529.7	10,4	4084.8	8,5	4378.1	7,5
Média	3022	21,8	3086	20,3	3294	19,6	9374.6	17,7	9066.8	18,9	9782.4	16,8
Grande	1197	8,6	1125	7,4	1142	6,8	34312.7	64,8	31540.9	65,7	40262.8	69,3
Não Classif.	353	2,5	172	1,1	1311	7,8	36.1	0,1	55.7	0,1	386.5	0,7
Total	13850	100	15168	100	16821	100	52985.9	100	47995.5	100	58139.2	100

Fonte: FUNCEX

Motta Veiga e Markwald (1998) e Markwald e Puga (2002) discutem também os movimentos da base exportadora e a relação com a evolução da taxa real de câmbio. Conforme pode ser percebida na tabela 1.11 a seguir, a própria evolução da base exportadora está condicionada aos movimentos da taxa de câmbio real, além dos movimentos de integração proporcionado pela consolidação do MERCOSUL. Três subperíodos são definidos: o primeiro, de 1990 a 1993, em que o efeito expansivo de demanda, proporcionado pela maior integração comercial com a Argentina, combinado ao movimento de recuperação da taxa de câmbio real, fez com que a base exportadora se expandisse de 8.537 empresas para 13.628 empresas. O segundo período, de 1994 a 1998, apresentou uma estagnação da base exportadora, possivelmente resultado da valorização da taxa real de câmbio produzida pela política cambial dos primeiros anos do plano Real. Por fim, o terceiro período, de 1999 em diante, em que a expansão da base exportadora é retomada posteriormente à desvalorização cambial ocorrida no início de 1999 e com a introdução do regime de câmbio flexível.

O que os dados da tabela 1.11 sugerem também é a existência de uma relação não linear entre o valor exportado e a taxa de câmbio real. Ocorre que as novas firmas que entram no mercado externo não abandonam esse mercado tão logo se verifica uma inflexão para baixo da taxa real de câmbio. Observa-se uma certa irreversibilidade na conduta da base exportadora. Conforme é possível notar, os movimentos de retração da base exportadora são bem menores, tanto em termos absolutos, quanto relativos, nos momentos de apreciação da taxa real, do que aqueles referentes aos períodos de depreciação da taxa real de câmbio. Assim, segundo Markwald e Puga (2002), o que se verifica é que o impacto da política cambial é assimétrico, sendo o efeito positivo da desvalorização cambial mais intenso que o efeito negativo decorrente da apreciação cambial.

Tabela 1.11 - Evolução da base exportadora e taxa de câmbio real

Ano	Valor Exportado	Total de Empresas	Variação Absoluta	Variação Percentual	Taxa de Câmbio Real
1990	31.414	8.537	-		100
1990/94 *	36.217	11.512	2.975	34,8	120,34
1994	43.558	14.296	2.784	32,6	109,5
1994/98 *	48.381	13.788	-508	-3,5	106,4
1998	51.106	13.966	178	1,3	107,4
1999/2001*	53.732	16.002	2.036	14,6	132,8
2001	58.139	16.821	819	5,1	136,0

Fonte: Markwald e Puga (2003) e Ipeadata, * valores médios do período

Adicionalmente, o que esses autores também demonstram é que a participação das empresas estreantes sobre o percentual do valor exportado total, nesses períodos de expansão da base, não ultrapassou, em nenhum momento, o montante de 4%. Ou seja, grande parte do aumento do valor exportado é obtido por meio do aumento do coeficiente de exportação das empresas que já atuavam no mercado exterior, o que explica a relação apresentada acima entre as variações do coeficiente de exportação e da taxa real de câmbio.

É possível observar uma estreita relação entre as flutuações das exportações e a flutuação da taxa de câmbio real para exportações, calculada pelo IPEA (Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas) com base nos Índices de Preços ao Atacado para os produtos industriais manufaturados e para oferta total da economia e os coeficientes de exportação dos produtos da indústria de transformação, calculados pela FUNCEX, para o período de 1990 a 2001, e para o total das exportações para o período de 1980 a 2002, apresentado na tabela 1.2 acima. Essa relação é apresentada a seguir no gráfico 1.2. Por meio dos gráficos, é possível observar a associação positiva entre os movimentos de desvalorização (valorização) das medidas de taxa real de câmbio e o aumento (redução) dos coeficientes de exportação dos produtos industrializados e do total exportado, sendo os respectivos coeficientes de correlação entre as séries iguais a 0,96 e 0,70.

Gráfico 1.2 - Coeficientes de exportação x Taxa de câmbio real

Conforme pode ser observado no gráfico 1.3 a seguir, a relação entre a taxa de câmbio real e os desvios com relação à tendência do *quantum* exportado dos produtos manufaturados segue também o comportamento predito pela teoria, com um coeficiente de correlação positivo igual a 0,18^{9, 10}. Além dessa relação não apresentar um ajuste tão bom quanto aquela entre os coeficientes de exportação e a taxa de câmbio, é possível observar também que, enquanto aparentemente não há defasagem na relação entre taxa real de câmbio e coeficiente de exportação, o mesmo não ocorre para a relação entre *quantum* exportado e taxa real de câmbio.

Assim, a princípio, sem considerar outras influências de outras variáveis importantes, ainda que tenha sido possível observar uma nítida associação entre os coeficientes de exportação e a taxa de câmbio, a mesma relação entre as séries de taxa real de câmbio e desvios com relação à tendência do *quantum* exportado não é tão clara quanto a anterior. Além disso, da mesma forma que foi notada uma relação assimétrica entre os movimentos de entrada e saída da base exportadora por Markwald e Puga (2002), é possível observar algo similar nas variações do desvio da tendência da série de *quantum* exportado com relação ao nível da taxa de câmbio real. Principalmente nos anos de 1990, nota-se, claramente, que a queda do *quantum* exportado é bem menos sensível aos movimentos de valorização da taxa real de câmbio, do que ao seu movimento de recuperação iniciado em 1999.

⁹ As tendências dessas séries foram estimadas por meio do Filtro de Hodrick-Prescott. O desvio com relação à tendência foi calculado como a razão entre a série de *quantum* e sua representação de tendência.

¹⁰ Para os produtos semimanufaturados obteve-se um coeficiente de correlação entre as duas séries de 0,21.

Gráfico 1.3 - *Quantum* exportado X Taxa de câmbio real

Essa relação assimétrica será o tema central de estudo desse trabalho. A seguir, no capítulo 2, serão apresentados argumentos teóricos sobre uma possível explicação para a relação assimétrica e não linear entre taxa real de câmbio e *quantum* exportado.

Capítulo 2 - Revisão da literatura teórica e empírica sobre *hysteresis* em comércio internacional

A maior parte das decisões de investimento tem, em algum grau, uma porção de incerteza e uma parcela de irreversibilidade. Assim, para que seja tomada uma decisão de investir em algum ativo é necessário que o investidor obtenha o maior número de informações possíveis, inclusive aquelas concernentes às probabilidades associadas aos diversos níveis de retorno possíveis do ativo.

Em alguns casos, para melhor formular sua decisão, o investidor pode lidar com esses problemas adiando a decisão de investir e observando a realização das variáveis de interesse em alguns instantes futuros. A decisão de adiar o investimento, ainda que traga o custo associado à perda do rendimento no período corrente, evita que, dado um desenrolar desfavorável dos eventos, o investidor incorra em prejuízos agravados por alguma natureza irreversível do investimento.

A possibilidade de adiar o investimento permite a realização de uma analogia com o mercado de opções financeiras, em que a oportunidade de investir em um ativo é similar a uma opção de compra de um ativo. A aquisição de uma opção de compra financeira corresponderia à compra da oportunidade de investir. A realização do investimento sujeito à irreversibilidade equivale ao exercício da opção, que na medida em que é exercida perde seu valor. O investidor, de posse da opção, no entanto, pode esperar o momento mais conveniente para exercê-la, o que lhe permite a aquisição de mais informações sobre o mercado correspondente. Essa possibilidade de postergação tem um valor econômico, dado pelo custo de oportunidade de realização do investimento, e é representada nessa analogia pelo valor da opção no momento de sua compra. Assim, na tomada de decisão de investir deve ser considerado, além dos custos diretos associados ao investimento físico, o seu custo de oportunidade, dado pelo valor de se manter a opção ativa.

Para entender a relação entre *hysteresis* e a decisão de investir, é necessário antes definir *hysteresis*. Segundo Franz (1990), em termos gerais, *hysteresis* é uma propriedade de sistemas dinâmicos. Sistemas histeréticos são sistemas que apresentam trajetórias-dependentes. Com isso, os equilíbrios de longo prazo desses sistemas podem ser alterados em razão de condições iniciais ligeiramente diferentes. Também em razão dessa propriedade, um choque exógeno pode levar o equilíbrio de um ponto inicial para outro. Essa característica persistente dos choques dá ao sistema um caráter histórico.

Esse aspecto histórico dos sistemas dinâmicos também é observado nos modelos de decisão de investimento com custos irreversíveis e sujeitos à incerteza. É possível considerar as decisões de entrada e saída no mercado (investimento e abandono) como uma decisão ótima da firma caracterizada por dois limiares. Esses valores limiares corresponderiam a taxas de lucros, ou prejuízos, anormais, que justificariam ou o investimento, ou o abandono do mercado. Em ambos os casos, a presença ou não da firma no mercado, depende não somente o nível corrente da taxa de lucro, mas também a trajetória passada dos lucros. Assim, a decisão de investir, ou abandonar, é trajetória-dependente.

É sob a ótica de investimentos sujeitos à incerteza e com algum grau de irreversibilidade que são formulados a maioria dos modelos teóricos de *hysteresis* em comércio internacional. Nesses modelos, os movimentos de entrada e saída das firmas no mercado externo são representados como investimentos sujeitos à irreversibilidade, já que os investimentos são específicos da empresa. Isto é, a entrada em um mercado externo pode envolver a obtenção de informações desconhecidas, sobre os padrões de consumo e o potencial de mercado, a implementação de redes de distribuição e de serviços, os gastos com estabelecimento da marca e marketing, a adaptação de produtos às normas sanitárias, que são gastos que têm uma natureza específica para cada empresa e que não podem ser revendidos, ao menos em seu valor integral, no momento da saída do mercado, sendo, portanto, concebidos como investimentos irreversíveis, ou parcialmente irreversíveis.

Nesses modelos, o principal componente de incerteza é representado pela variabilidade da taxa de câmbio. Uma vez que a decisão de entrar e de sair do mercado externo é um exercício prospectivo em que são considerados não apenas os custos diretamente associados ao investimento, mas também aqueles relativos ao custo de oportunidade de entrar ou sair do mercado. O aumento do grau de incerteza inerente à variabilidade da taxa de câmbio acaba determinando um maior grau de persistência nas decisões de entrada e saída dos mercados externos, que tornam as empresas menos sensíveis aos movimentos dos preços relativos.

A proposta deste capítulo é realizar uma resenha da literatura teórica e empírica dos principais trabalhos sobre *hysteresis* em comércio internacional. O raciocínio descrito nessa seção é aquele que permeia os modelos teóricos e suas aplicações empíricas apresentadas a seguir.

2.1. Modelos teóricos de *hysteresis* em comércio internacional

A fim de destacar a importância isolada dos custos irrecuperáveis de entrada e saída sobre a dinâmica do comércio internacional, esta resenha inicia-se com o artigo de Baldwin (1990)¹¹. Nesse trabalho é apresentado um modelo de *hysteresis* em comércio baseado na existência de custos irrecuperáveis, por meio da adaptação de um modelo de duopólio de Cournot para três períodos. No período zero, as condições iniciais são dadas, enquanto nos períodos um e dois são avaliados os efeitos das variações cambiais sobre a estrutura desse mercado.

São consideradas duas firmas em um mercado de uma indústria específica de um país doméstico: a firma de origem doméstica que já está no mercado, e uma firma estrangeira, potencial entrante nesse mercado. O equilíbrio, período a período, posterior à entrada é do tipo *Cournot-Nash*, em que as decisões de produção são tomadas de modo a maximizar o lucro esperado, tomando-se como dada a produção da firma concorrente. Assume-se perfeita antecipação por parte dos participantes desse mercado. Essa suposição, ao eliminar a influência da incerteza sobre a decisão de investir, destacará a importância primordial dos custos de investimento irreversíveis no modelo.

As firmas produzem produtos idênticos, a custos médios variáveis constantes e iguais em termos da moeda doméstica. A firma estrangeira avalia sua decisão de entrar no mercado no período, baseada numa regra de valor presente líquido em que são considerados os custos de entrada fixos, F . Inicialmente, é suposto que esses custos são incorridos apenas no momento da entrada e que são totalmente irrecuperáveis.

As funções custos das firmas doméstica e estrangeira são dadas pelas seguintes expressões:

$$c \left[\frac{x_i}{R} + \frac{x_j}{R^2} \right] + F \quad \text{e} \quad c \left[\frac{e_i y_i}{R} + \frac{e_j y_j}{R^2} \right] + F \quad (1)$$

em que x_i e y_i são as quantidades produzidas pelas firmas doméstica e estrangeira, respectivamente, no período i , $i=1,2$, e_i é a taxa de câmbio no período, $R = (1+r)$, sendo r a taxa de desconto.

A curva inversa de demanda no período i é linear e dada por:

$$p_i = \alpha - \beta(x_i + y_i) \quad (2)$$

¹¹ O trabalho seminal que destaca a importância do fenômeno de *hysteresis* em comércio internacional foi realizado por Baldwin (1986). O artigo de Baldwin (1990) é uma reprodução aperfeiçoada desse trabalho.

Dadas essas suposições, cada firma escolhe quantidades x_1, x_2, y_1, y_2 a serem produzidas de modo a maximizar o lucro nos dois períodos. Isto é, as firmas doméstica e estrangeira, ao entrarem no mercado, procuram maximizar respectivamente:

$$\sum_i \left[\frac{(p_i - c)x_i}{R^i} \right] - F \quad \text{e} \quad \sum_i \left[\frac{(p_i - e_i c)y_i}{R^i} \right] - F \quad (3)$$

Admitindo, inicialmente, que a taxa de câmbio para os dois períodos seja igual a 1, $e_1 = e_2 = 1$, a maximização das expressões em (3) produzem as respectivas funções de reação ótimas para o período i com $i=1,2$:

$$x_i = \left(\frac{\alpha - c}{2\beta} \right) - \frac{y_i}{2} \quad \text{e} \quad y_i = \left(\frac{\alpha - c}{2\beta} \right) - \frac{x_i}{2} \quad (4)$$

Os pontos de equilíbrio x_i^* e y_i^* são obtidos resolvendo simultaneamente as equações em (4). Dado que $e_2 = e_1 = 1$, são iguais para ambos os períodos, sendo $x_i^* = y_i^* = \frac{2\alpha - c}{3\beta}$ e $x_i^* + y_i^* = \frac{2(\alpha - c)}{3\beta}$. A substituição desses valores no cálculo do valor presente dos lucros operacionais (receitas menos custos variáveis descontados temporalmente) impõe a seguinte barreira à entrada para a firma estrangeira no mercado doméstico ¹²:

$$F > \left[\frac{(\alpha - ce_1)^2}{9\beta R} \right] + \left[\frac{(\alpha - ce_2)^2}{9\beta R^2} \right] \quad (5)$$

Isto é, se os custos fixos de entrada no mercado forem superiores à expressão do lado direito da desigualdade em (5), então a firma estrangeira não entrará no mercado doméstico. Assim, se essa desigualdade é válida, a firma doméstica é monopolista nesse mercado nos três períodos.

Supondo, inicialmente, que (5) seja válida e que a firma doméstica seja monopolista nesse mercado. Ou seja, admite-se que, inicialmente, haja somente espaço para a atuação de uma empresa e esta é a firma doméstica. Para se demonstrar a existência de *hysteresis* supõe-se a ocorrência de uma valorização da taxa de câmbio no período 1, fazendo com que $e_1 < 1$, sendo revertida no período 2. Isto é, uma valorização temporária que, conseqüentemente, reduz temporariamente os custos da firma estrangeira em moeda doméstica.

¹² Para verificar a expressão (5) basta lembrar que o lucro operacional $LO_i = \left[\frac{(p_i - e_i c)y_i}{R^i} \right]$ em cada período i é igual a $\beta \frac{y_i^{*2}}{R^i}$. Para mais detalhes ver Shy (1995, p. 100).

Se a valorização for grande o suficiente, tal que a desigualdade em (5) seja revertida, a firma estrangeira então decidirá entrar no mercado. No entanto, a partir do momento em que ela entra no mercado, sua estrutura é alterada, tornando-o mais competitivo e provocando uma redução dos preços e lucros e aumento das quantidades produzidas. Assim, uma variação temporária da taxa de câmbio, ao provocar a entrada da firma estrangeira no mercado, altera permanentemente sua estrutura, influenciando nos resultados tanto da firma doméstica como da firma estrangeira.

O modelo de duopólio é estendido para o caso de oligopólio com m firmas estrangeiras e n firmas domésticas simétricas e com custos marginais idênticos¹³. Admite-se que no momento inicial haveria m^0 e n^0 firmas. Excluindo, por hipótese, a possibilidade de saída de firmas domésticas, uma valorização temporária no período 1, tal que a desigualdade em (5) fosse revertida, levaria a um aumento em m , tal que $m' > m^0$. Com isso, o mercado sofreria uma mudança estrutural em sua composição que afetaria, por conseguinte, a relação entre importações e taxa de câmbio. A magnitude dessa alteração na relação entre importações e taxa de câmbio seria dada pela diferença entre o nível de importações no período 2, representada por $H = m' y_2^{*'} - m^0 y_2^{*0}$, em que os termos com apóstrofo referem-se ao equilíbrio após valorização, enquanto que os termos com o superescrito zero referem-se aos valores de equilíbrio sob as condições iniciais. Baldwin (1990) demonstra que H está diretamente relacionado a F ; ou seja, H seria maior em indústrias com maiores custos de entrada, o que significaria uma quebra estrutural na relação temporal entre importações e taxa de câmbio.

Para examinar a saída das empresas estrangeiras no mercado doméstico, é incorporada ao modelo a depreciação dos custos fixos de entrada, sendo então necessário o dispêndio de uma quantia G a fim de manter esse ativo¹⁴. O momento de saída seria o período 3, também adicionado ao modelo. Suponha que $e_0 = 1$, $e_1 < 1$, $e_2 > 1$, $e_3 = 1$ e $R = 1$. Assim sendo, a entrada externa ocorreria se os lucros operacionais antecipados fossem superiores aos custos de entrada e manutenção, isto é, $\beta(y_1^2 + y_2^2 + y_3^2) > (F + 2G)$ ou $\beta(y_1^2 + y_2^2) > (F + G)$. Já a

¹³ Isto é, os totais produzidos pelas firmas estrangeiras e domésticas serão respectivamente $X = nx_i$ e $Y = my_i$. Assim, as funções de reação de cada firma nos períodos i , $i=1,2$, seriam dadas por $x_i = \frac{\alpha - c}{\beta(n+1)} - \frac{my_i}{n+1}$

e $y_i = \frac{\alpha - ce_i}{\beta(m+1)} - \frac{nx_i}{m+1}$.

¹⁴ Se não se gastasse G para manter o investimento inicial no custo irreversível, este se desvalorizaria e desapareceria.

condição de saída, que ocorreria no período 2, é de que $\beta(y_2^2 + y_3^2) < 2G$. Ou seja, a firma sairia se os lucros antecipados não cobrissem os custos de manutenção dos investimentos.

Uma implicação importante desse resultado é que o tamanho da desvalorização corretiva no período 2 está inversamente relacionado à magnitude de G . Se G for grande o bastante, não haverá necessidade de desvalorização para que as firmas saiam do mercado. Também, em consequência da possível distinção entre F e G , não há necessidade de que os movimentos de valorização e desvalorização cambial sejam simétricos para que se induza a saída das firmas entrantes.

Baldwin (1988) estende o trabalho apresentado acima permitindo um horizonte infinito e uma estrutura de demanda mais geral, para demonstrar que a *hyteresis* pode ocorrer tanto nos preços como nas quantidades, adotando-se, novamente, a suposição de existência de custos de entrada irreversíveis, F , e de manutenção do investimento G , sendo admitido adicionalmente que $F > G$.

Supondo um mercado de concorrência imperfeita, com uma diversidade de marcas de produtos no mercado doméstico, m_t , a demanda que cada firma, estrangeira ou doméstica, faz face dependerá do número total de marcas na indústria, sendo menor e mais elástica quanto maior o número de marcas na indústria¹⁵. Assim, no espírito dos modelos de Spence (1976) e Dixit-Stiglitz (1977) a função inversa de demanda para cada firma é idêntica, porém diferente para cada variedade¹⁶.

Assumindo, novamente, que as firmas têm perfeita antevisão sobre a trajetória da taxa de câmbio são estabelecidos dois tipos de choques possíveis, um de valorização, $V(A,T)$, e outro de desvalorização, $V(D,T)$. Partindo de um nível inicial e^0 no período zero, a taxa salta no período 1 para o nível E e permanece nesse nível até o período $T-1$, retornando a e^0 no período T . O choque de valorização tem $E < e^0$, enquanto que o desvalorização tem $E > e^0$.

Considerando a mesma notação empregada em Baldwin (1990), formalmente, uma firma estrangeira típica escolhe o nível de vendas y_t , para todo t , de forma a maximizar:

$$\sum_{t=0}^{\infty} R^t (P[m_t, y_t] y_t - c_t^* e_t y_t - G) - F \quad (6)$$

Da mesma forma, as firmas domésticas escolhem x_t de modo a maximizar:

¹⁵ Supondo consumidores com preferências idênticas, o modelo de concorrência monopolista descreve mercados em que os consumidores preferem consumir diversas marcas. Assim, quando o número de marcas aumenta, a demanda desloca-se para baixo, refletindo o fato que os consumidores substituem parcialmente altos níveis de consumo de cada marca por uma maior diversidade de marcas.

¹⁶ Para mais esclarecimentos sobre o modelo de Dixit-Stiglitz (1977), além do trabalho original, consultar Shy (1995, p. 143-148)

$$\sum_{t=0}^{\infty} R^t (P[m_t, x_t] x_t - c_{t,t} x_t - G) - F \quad (6')$$

São estabelecidas funções de lucros operacionais, LO, para as firmas domésticas em termos do número de variedades no mercado doméstico m_t , $LO(m_t)$, e para as firmas estrangeiras em termos do número de variedades e da taxa de câmbio $LO^*(m_t, e_t)$ ¹⁷. Tomando o período inicial como um ponto de equilíbrio dado e definindo os valores presentes dos lucros para as firmas domésticas e estrangeiras como $S_\tau = \sum_{i=0}^{\infty} R^i (LO_{\tau+i}[m_{\tau+i}])$ e $S_\tau^* = \sum_{i=0}^{\infty} R^i (LO_{\tau+i}^*[m_{\tau+i}, e_{\tau+i}])$, respectivamente, as condições de entrada e saída para as firmas doméstica e estrangeira são:

$$S_\tau > F, S_\tau^* > F \quad (7)$$

$$S_\tau < 0, S_\tau^* < 0 \quad (7')$$

De acordo com (7) uma firma entrante em potencial decide entrar no mercado se o valor presente dos lucros for superior aos custos de entrada no mercado; enquanto que (7') diz que uma firma já instalada no mercado apenas o abandonará se o valor presente de suas receitas não for capaz de superar o valor presente dos custos variáveis e de manutenção do investimento.

Para definir o equilíbrio inicial assume-se, por conveniência, que $c = e^0 c^*$, de modo que $S_\tau = S_\tau^* = S^0$, sendo, portanto, apenas função decrescente de m , que no equilíbrio é igual a m^0 . O valor m^0 estaria definido entre dois valores limiares, $m_i < m^0 < m_s$. Se $m < m_i$, então os lucros antecipados superiores induziriam a entrada de firmas no mercado. Inversamente, se $m > m_s$, os prejuízos antecipados induziriam a saída de firmas do mercado¹⁸. E, por fim, em equilíbrio, a solução dos problemas intertemporais de maximização de lucros faria com que os preços das firmas domésticas e estrangeiras fossem iguais, isto é, $P[m^0, y^0] = P[m^0, x^0]$.

Para verificar a relação entre as variações da taxa de câmbio e a estrutura de mercado é importante definir o comportamento da função S_τ^* durante os períodos de valorização, $S_\tau^*(A, T)$ e desvalorização, $S_\tau^*(D, T)$, sendo ambas monotonicamente decrescentes em A e D. Quanto maior a duração do período T de valorização, ou desvalorização, também maior será o somatório de ganhos advindos da valorização, ou de perdas advindas da desvalorização.

¹⁷ De modo similar a Baldwin (1990), os lucros operacionais seriam os lucros totais sem considerar os custos fixos irrecuperáveis.

¹⁸ Notar que qualquer valor entre m_i e m_s é um valor de equilíbrio.

São definidos dois tipos de choques, $V(E, T)$. Os choques normais, em que $A < e < D$, e aqueles anormais em que $e < A$, ou $e > D$. Quando a desigualdade $A < e < D$ é verificada, então nem a condição de entrada, nem a condição de saída, definidas em (7) e (7') acima, são limitantes. Ou seja, este seria o caso em que m_t permaneceria inalterado.

No caso em que os valores limiares são atingidos ou ultrapassados, são verificados deslocamentos das curvas S . O caso em que $e < A$ é apresentado no gráfico 2.1 a seguir. Quando há valorizações da taxa de câmbio, esta faz com que $S_\tau^* > F$, o que induz a entrada de firmas estrangeiras no mercado doméstico, e aumenta o número de variedades do mercado. A entrada de firmas cessa quando $S_\tau^* = F$, determinando o novo valor de equilíbrio para m , m_1 . Somente com a ocorrência de um choque cambial tal que $e > D$, é que haveria possibilidade da estrutura de mercado inicial m^0 ser recuperada. Com isso, é destacada a natureza persistente, ou *histerética*, da alteração da estrutura de mercado decorrente de uma variação temporária, porém significativa da taxa de câmbio.

Gráfico 2.1 - Efeito de uma desvalorização anormal sobre a estrutura de mercado

Baldwin (1988) também analisa os impactos dos choques cambiais sobre os preços dos produtos importados. Das condições de maximização de lucros, os preços seriam formulados de acordo com a seguinte expressão:

$$P_t = \frac{1}{1 - 1/\varepsilon[m_t, y_t]} c_t^* e_t \quad (8)$$

Assim, na medida em que pequenos choques cambiais não seriam capazes de alterar permanentemente m_t , isso se refletiria em deslocamentos transitórios dos preços causados pelas variações transitórias dos custos. Na ocorrência de choques cambiais anormais, que levariam a um deslocamento permanente de m_t , além dos efeitos sobre os custos, os preços também se alterariam permanentemente em razão da mudança da elasticidade-preço da

demanda, ε . Desvalorizações anormais que levassem à saída de firmas do mercado doméstico fariam com que diminuísse a elasticidade ε e diminuísse também, causando um aumento permanente dos preços. O inverso ocorreria com uma valorização anormal que aumentaria ε . Segundo Baldwin (1988), esses deslocamentos permanentes nos preços seriam captados sob a forma de quebras estruturais em modelos de formação de preços no mercado internacional.

Baldwin e Krugman (1989) retomam a discussão sobre *hysteresis* no comércio internacional, basicamente utilizando os mesmos conceitos e argumentos apresentados em Baldwin (1986) e Baldwin (1988). Ainda que introduzam um comportamento estocástico para a taxa de câmbio, impõem ao processo estocástico da taxa de câmbio estacionariedade com o objetivo de ressaltar a importância da mudança da estrutura da indústria na quebra estrutural da relação entre a oferta de importações e a taxa de câmbio.

Em um arcabouço de comércio entre dois países, é considerada uma indústria em que exista uma firma estrangeira monopolista (exportadora monopolista) capaz de fornecer para todo o mercado doméstico. Isto é, assume-se que se a firma escolhe entrar no mercado doméstico, ela será monopolista nesse mercado. A curva inversa de demanda dessa firma no instante t é representada por:

$$P_t = D(Q_t) \quad (9)$$

em que P é o preço no mercado em moeda doméstica e Q é a quantidade ofertada.

Assumem-se custos marginais constantes em moeda estrangeira e que a firma estrangeira está orientada a maximizar seus lucros em moeda estrangeira. Se a firma estrangeira entra no mercado doméstico, os seus lucros provenientes das atividades exportadoras são dados por:

$$L_t = (e_t P_t - c) Q_t \quad (10)$$

em que L_t é o lucro operacional corrente, e_t é a taxa de câmbio no período corrente e c é o custo marginal constante.

Se a firma está no mercado doméstico, então escolherá Q para maximizar L , de modo que o resultado do problema convencional de formação de preço do monopolista será representado como:

$$L_t = L(e_t), \text{ com } \frac{dL_t}{de_t} > 0 \quad (11)$$

Da mesma forma que os modelos anteriormente apresentados, assume-se que tanto para entrar, como para permanecer no mercado doméstico, a firma incorre em custos, sendo os custos de entrada, F , superiores aos custos de manutenção, G isto é, $F > G$. A diferença entre F e G é o aspecto de custos irrecuperáveis do modelo.

Em qualquer período, a firma obtém um retorno líquido igual aos lucros de operação menos os custos de entrada ou manutenção. Define-se o retorno líquido, NPV, como:

$$\begin{aligned} \text{NPV}_t &= 0 && \text{se a firma escolhe não entrar no mercado} \\ &= L_t - G && \text{se a firma já está no mercado} \\ &= L_t - F && \text{se a firma opta por entrar no mercado} \end{aligned} \quad (12)$$

Supondo que a firma é neutra ao risco, então seu objetivo será maximizar o valor presente esperado dos retornos líquidos. Assumindo uma taxa de desconto constante R , então seu objetivo é maximizar:

$$W = E\left\{\sum_{t=0}^{\infty} \text{NPV}_t R^t\right\} \quad (13)$$

Admitindo a hipótese de que a taxa de câmbio é uma variável aleatória independente e identicamente distribuída (i.i.d.) entre os períodos, ou seja, $E(e_t) = \mu$ e $E(e_t - \mu) = \sigma_e^2$. Assume-se também que o valor de “e” será revelado em cada período antes que a mesma tome sua decisão de estar, ou não, no mercado.

Diferentemente dos modelos anteriores, nesse modelo não se tem uma situação inicial de equilíbrio. As escolhas de entrada e saída da firma são consideradas em função da sua situação anterior. Conforme demonstrado em (12), a firma defronta-se com várias opções. Considerando, inicialmente, uma firma que estava no mercado no período anterior, ela tem duas opções: abandonar, ou permanecer, no mercado. Se permanecer, obterá um valor presente esperado de $L(e) - G + RV_1$, em que V_1 é o valor presente dos retornos futuros da firma que estava no mercado no período anterior, avaliado antes de conhecer a taxa de câmbio. Dado a suposição de e ser uma variável aleatória i.i.d., então V_1 será um valor fixo, mas será contingente à estratégia da firma e deverá ser determinado simultaneamente com a estratégia. No caso de optar em sair do mercado, não obterá nenhum retorno. Mas ainda restará a essa firma a opção de entrar posteriormente no mercado e obter um valor presente esperado de RV_0 , em que V_0 é o valor presente esperado de uma firma que estava fora do mercado no período anterior.

De modo similar, se uma firma que está fora do mercado, decide entrar, então, seu valor presente esperado será $L(e) - F + RV_1$, enquanto que, se decide continuar fora do mercado, seu valor será RV_0 .

Desse modo, a estratégia ótima da firma dependerá da taxa de câmbio em vigor. Se a mesma está fora do mercado, ela tomará a decisão de entrar no mercado caso prevaleça uma taxa de câmbio superior a e_1 . Caso já esteja no mercado, tomará a decisão de saída se a taxa de

câmbio prevalecente for inferior a uma taxa e_0 . Os valores críticos, e_1 e e_0 serão definidos implicitamente pelas condições de indiferença abaixo¹⁹:

$$L(e_1) - F + RV_1 = RV_0 \quad (14)$$

$$L(e_0) - G + RV_1 = RV_0 \quad (15)$$

A partir dessas condições é possível observar que:

$$L(e_1) - L(e_0) = F - G > 0 \quad (16)$$

Já que $L(e)$ é uma função crescente em e , isto implica $e_1 > e_0$. Isto é, a taxa de câmbio que induz a entrada deve ser superior àquela que induz à saída. O gráfico 2.2 a seguir, demonstra os efeitos das flutuações da taxa de câmbio sobre as importações desse país. O gráfico de importações tem duas partes. Se a firma está fora do mercado, então as importações do país doméstico são nulas, representadas pela linha horizontal $0e_1$. Se já fizer parte do mercado, então terá uma relação crescente com a taxa de câmbio representada pela reta II. Se a taxa de câmbio encontra-se no intervalo $[e_0, e_1]$, então pode se situar em qualquer uma das duas partes do gráfico. Esta será a zona de inação.

Gráfico 2.2 - Taxas de câmbio limiares e zona de inação

Suponha que a distribuição de “ e ” faz com que a taxa de câmbio raramente encontre-se fora do intervalo $[e_0, e_1]$. Se houver um choque que leve a taxa de câmbio fora desse intervalo, a firma será levada a tomar uma decisão de entrar ou sair, o que fará com que haja

¹⁹ V_1 e V_0 são dados pelas seguintes expressões:

$$V_1 = \int_{e_1}^{\infty} (L(e) - G + \delta V_1) f(e) de + \int_{-\infty}^{e_0} (\delta V_0) f(e) de$$

$$V_0 = \int_{e_1}^{\infty} (L(e) - F + \delta V_1) f(e) de + \int_{-\infty}^{e_0} (\delta V_0) f(e) de$$

em que $f(e)$ é a função de densidade. Os valores de V_1 , V_0 , e_1 e e_0 são determinados, simultaneamente, por meio da solução das equações acima e das equações (14) e (15).

um deslocamento na oferta da indústria que será representado por uma mudança estrutural na relação entre a taxa de câmbio e as importações do país doméstico (exportações do país estrangeiro). Isto é *hysteresis*.

Como é possível perceber, o retorno da taxa de câmbio ao intervalo de flutuação $[e_0, e_1]$ não fará com que a relação retorne ao seu equilíbrio inicial. Para isso deverá ocorrer um choque em direção oposta e de magnitude que extrapole o intervalo $[e_0, e_1]$ para que a antiga relação seja restabelecida.

Uma extensão importante do trabalho de Baldwin e Krugman (1989), com relação aos trabalhos apresentados anteriormente, é a discussão sobre a relação entre as taxas de câmbio limiares, e_0 e e_1 , com o grau de vantagem comparativa da indústria e com o nível irrecuperável dos custos, dado por F-G. Em indústrias com alto grau de vantagem comparativa, que têm custos inferiores aos demais competidores internacionais, deveriam ser esperados tanto níveis reduzidos para e_0 , como para e_1 . O inverso deveria ocorrer para indústria com custos superiores aos custos dos competidores internacionais. Nessas indústrias, as contrações da margem de lucro são sentidas mais cedo quando a taxa de câmbio do país doméstico se desvaloriza, fazendo com que e_0 seja mais elevado, enquanto que a entrada somente se daria, também com e_1 maior. Ou seja, deveria haver uma correlação positiva entre e_0 e e_1 (baixo-baixo, alto-alto) e esse par ordenado ocuparia uma posição mais elevada no plano cartesiano quanto menos competitiva em termos de custos fosse a indústria no mercado.

O gráfico 2.3 a seguir descreve essa relação. A curva ZZ, que reflete as diferentes características das indústrias de um país estrangeiro, representadas por um índice z, apresenta as diversas combinações de e_0 e e_1 , em que $e_j = e_j(z)$, $j = 0, 1$, $e_j' > 0$. Como $e_1 > e_0$ em razão da presença de custos irrecuperáveis, supostos comuns a todas as indústrias, em tão ZZ situa-se acima da curva de 45°. No gráfico a seguir são apresentadas duas indústrias, A e A', em que a zona de inação de cada indústria é dada pelos intervalos BC e B'C' respectivamente. Diferentemente, supondo que duas indústrias tivessem o mesmo grau de vantagens comparativas, mas com diferentes níveis de custos irrecuperáveis, a distância entre e_0 e e_1 seria diretamente proporcional à diferença F-G. No caso de indústrias com alto nível de custos irrecuperáveis, F-G, deveria ser esperada uma grande distância entre e_0 e e_1 , sendo verificado o inverso para uma indústria com baixo nível de custos irrecuperáveis. O gráfico 2.4 apresenta esse último caso, considerando dois grupos de indústrias, simbolizadas pelas

curvas Z_1Z_1 e Z_2Z_2 , em que $|F_1 - G_1| < |F_2 - G_2|$ e conseqüentemente,

$$|e_{1,1} - e_{1,0}| < |e_{2,1} - e_{2,0}|.$$

Gráfico 2.3 - Taxas de câmbio limiaries e zona de inação – Diversas indústrias com diferentes graus de vantagem comparativa.

Gráfico 2.4 - Taxas de câmbio limiaries e zona de inação – Diversas indústrias com diferentes níveis de irreversibilidade dos custos de entrada.

Para melhor capturar os efeitos da incerteza sobre a zona de inação, Dixit (1989) propõe um modelo de entrada no mercado externo em que a taxa real de câmbio segue um processo browniano. Com isso, foi possível modelar as decisões de entrada e saída do

mercado externo como escolha em opções financeiras. O processo estocástico da taxa de câmbio é especificado exogenamente como um processo Browniano Geométrico²⁰:

$$\frac{de}{e} = \mu dt + \sigma dz \quad (17)$$

em que $dz = \varepsilon \sqrt{dt}$, sendo $\varepsilon \approx N(0,1)$ e, portanto, $E(dz)=0$, $E(dz^2)=dt$.

Assume-se uma indústria competitiva (perfeita) com uma função inversa de demanda de importações dada por $p = P(q)$, em que p é o preço tomado pela firma doméstica e q é quantidade demandada. Sob a suposição de concorrência perfeita, a área abaixo da curva mede o excedente social, de modo que se existe uma função de utilidade $U(q)$, então $P(q) = U'(q)$.

Admite-se que o mercado suporta até N firmas estrangeiras e que elas são neutras ao risco e possuem expectativas racionais. Para entrar no mercado, é necessário incorrer em um custo de entrada F ; e para sair dele, em um custo de saída G ²¹. Se a firma decidir entrar novamente, após ter saído, volta a ter que incorrer em F . Cada firma ativa no mercado doméstico vende uma unidade de mercadoria por unidade de tempo a um custo c_n para a n ésima firma.

Para $n \geq 1$, define-se $p_n = U(n) - U(n-1)$ como sendo a contribuição marginal da firma n à utilidade social, sendo $U(0)=0$, de modo que, inversamente, $U(n) = \sum_{j=1}^n p_j$. Da mesma

forma, define-se $c_n = C(n) - C(n-1)$ e $C(n) = \sum_{j=1}^n c_j$.

Supondo que no momento inicial, $t = 0$, $e_0 = e$ e $n_0 = n$, o equilíbrio na indústria é descrito por meio da solução do problema de maximização do valor esperado dos lucros em moeda estrangeira, isto é:

$$E \left\{ \int_0^{\infty} \{e_t U(n_t) - C(n_t)\} \exp(-\rho t) dt - \sum_i e_i \{F[\Delta_{n_i}]_+ - G[\Delta_{n_i}]_- \exp(-\rho i)\} \right\} \quad (18)$$

em que ρ é taxa de desconto, com $\rho > \mu$ por hipótese, $[\Delta_{n_i}]_+$ e $[\Delta_{n_i}]_-$ denotam o aumento e o decréscimo do número de empresas no instante $t = i$ ²². O resultado desse problema de maximização – o valor de Bellman – é escrito como $V_n(e)$.

²⁰ Nesse caso $\frac{de}{e}$ é distribuída de acordo com uma distribuição normal, $N(\mu dt, \sigma^2 dt)$.

²¹ Esses custos de entrada e saída são os mesmos para todas as firmas.

²² Segundo observação de Dixit (1989, p. 209), a intuição desse problema de equilíbrio é de que as firmas projetam corretamente a evolução dos preços, mas ignoram as externalidades causadas pela sua entrada e saída sobre as receitas das outras firmas.

A obtenção da solução desse problema de programação dinâmica é organizada como problemas de seqüências de opções²³. Para cada n considera-se a coleção das n primeiras firmas como um ativo. Enquanto o ativo é mantido, produz dividendos na forma de fluxo corrente de excedente líquido, bem como ganhos de capital produzidos pelas oscilações estocásticas da taxa de câmbio. Por outro lado, o ativo é uma opção para comprar outros ativos, que seriam coleções de $(n+1)$, ou $(n-1)$, firmas por meio da adição, ou subtração, de uma firma²⁴. Os preços de exercício dessas opções são, respectivamente, eF e eG . A taxa de câmbio de exercício dessas opções, V_n está relacionada à V_{n+1} e V_{n-1} por meio das condições de precificação de opções²⁵.

O valor do ativo agora é função da variável exógena taxa de câmbio e do número de firmas que está presente no mercado. Aplicando-se o *lemma de Ito* a $V_n(e)$ e utilizando a condição de equilíbrio de mercado, em que o ganho de capital somado aos dividendos deve ser igual ao retorno normal do investimento, $\rho V_n(e)$, produz-se uma equação diferencial de segunda ordem que tem a seguinte solução geral não homogênea²⁶:

$$V_n(e) = A(n)e^{-\alpha} + B(n)e^{\beta} + \frac{eU(n)}{(\rho - \mu)} - \frac{C(n)}{\rho} \quad (19)$$

em que as raízes da equação homogênea são $-\alpha$ e β , sendo $-\alpha < 0$ e $\beta > 1$ ²⁷.

A interpretação dessa equação é a seguinte. O valor do ativo, em algum intervalo de tempo, é formado por dois componentes. Em primeiro lugar, o valor esperado do excedente líquido, $\frac{eU(n)}{(\rho - \mu)} - \frac{C(n)}{\rho}$, e o valor das opções de saída e entrada dos mercados, dados respectivamente, por $A(n)e^{-\alpha}$ e $B(n)e^{\beta}$.

As condições de limitabilidade de (19) são: para $n=0$, então $A(0)=0$ e para $n=N$, então $B(N)=0$. Isso significa dizer que quando não há firmas no mercado, o valor da opção de saída

²³ Dixit e Pindyck (1994) apresentam o método de programação dinâmica como uma ferramenta para otimização dinâmica que particiona uma seqüência de decisões, sujeitas à incerteza, em dois componentes: a decisão imediata e uma função de avaliação, que sumariza as conseqüências de todas as decisões subseqüentes, iniciando com a posição que resulta da decisão imediata.

²⁴ Nota-se que, a adição, ou subtração, de uma firma é uma decisão de investimento sujeito à incerteza produzida pela variabilidade da taxa de câmbio.

²⁵ Este é um problema de determinação simultânea de todos o $V_n(e)$, par $n=1,2,\dots,N$. Note que a seqüência de decisões é circular.

²⁶ Considere uma função $F(x,t)$, em que $x(t)$ segue um processo de *Ito* dado por $dx=a(x,t)dt+b(x,t)dz$. O *lemma de Ito* permite que se expresse o diferencial total dF como:

$$dF = \left[\frac{\partial F}{\partial t} + a(x,t) \frac{\partial F}{\partial x} + \frac{1}{2} b^2(x,t) \frac{\partial^2 F}{\partial^2 x} \right] dt + b(x,t) \frac{\partial F}{\partial x} dz. \text{ No caso em questão, } a(x,t)=\mu e \text{ e } b(x,t)=\sigma e \text{ e } \frac{\partial F}{\partial t} = 0.$$

Com isso, o ganho de capital é expresso como $E[dV_n(e)]/dt = \mu e V_n'(e) + 0.5\sigma^2 e^2 V_n''(e)$.

²⁷ Essa equação diferencial é típica de equações de valor presente. Para mais detalhes sobre a equação característica dessas raízes e a determinação de seus sinais ver Dixit (1993) e/ou Dixit e Pindyck (1994).

é nula e quando não existe mais a possibilidade de entrada, o mesmo ocorre com a opção de entrada. O comportamento dos valores das opções de entrada e saída também pode ser explicado em termos dos valores da taxa de câmbio. Supondo que existam valores da taxa de câmbio que ao afetar o excedente líquido induzam as firmas a entrarem, ou saírem do mercado, esses valores seriam, respectivamente, e_1 e e_0 , com $e_1 > e_0$. No intervalo $[0, e_1)$ as firmas inativas não exerceriam sua opção de entrar no mercado, $V_I(e)$, mantendo-as válidas. Note-se que quando a taxa de câmbio tende a zero, o valor da opção de saída é nulo, implicando $A(n)=0$. De modo similar, sobre o intervalo (e_0, ∞) as firmas não deixariam o mercado, mantendo suas opções de saída, $V_0(e)$, válidas. Assim, quando a taxa de câmbio tende a infinito é claro que o valor da opção de saída tende a zero, isto é, a constante $B(n)=0$ nesse caso. Portanto, a questão agora passa a ser a determinação desses valores limiares de e_0 e e_1 a fim de se compreenderem as decisões de entrada e saída das firmas estrangeiras no mercado doméstico.

Para determinar e_1 e e_0 devem ser atendidas duas condições, que representam condições de indiferença em um problema de programação dinâmica. A condição de parada ótima (*optimal stopping*) e a condição de contorno (*smooth pasting*). A primeira condição expressa a igualdade entre o valor da opção de entrar ao valor do ativo (após exercida a opção) menos o seu preço de exercício. Assim, para os casos de entrada e saída, as respectivas condições de parada ótima são dadas, respectivamente, pelas expressões (20) e (20'). A equação (20) diz que o valor da opção de entrada, quando a indústria tem $n-1$ firmas é igual ao valor da indústria com n firmas menos o custo de entrada da enésima firma. Já a equação (20') diz que a opção de saída da enésima firma iguala-se ao valor da indústria com $(n-1)$ firmas menos o custo de saída.

$$V_{n-1}(e_{1,n}) = V_n(e_{1,n}) - e_{1,n}F \quad (20)$$

$$V_n(e_{0,n}) = V_{n-1}(e_{0,n}) - e_{0,n}G \quad (20')$$

Para que (20) e (20') sejam atendidas, devem existir valores limiares que fazem com que essas igualdades sejam válidas. A fim de garantir que variações infinitesimais desses valores limiares não alterem as condições de indiferença, é necessário assegurar que o ponto de contato das condições (20) e (20') sejam diferenciáveis e com a mesma inclinação. Essa condição é expressa pela condição de contorno expressa por^{28 29}:

²⁸ Note que, alternativamente, as condições podem ser expressas como $V_n(e_{1,n}) = V_{n-1}(e_{1,n}) + e_{1,n}F$ e $V_{n-1}(e_{0,n}) = V_n(e_{0,n}) + e_{0,n}G$, o que significa dizer que o valor do ativo é igual ao valor da sua opção mais o

$$V'_{n-1}(e_{I,n}) = V'_n(e_{I,n}) - F \quad (21)$$

$$V'_n(e_{0,n}) = V'_{n-1}(e_{0,n}) - G \quad (21')$$

A fim de melhor destacar a relação entre as decisões de entrada e saída da firma do mercado externo, a equação (19) é restabelecida da seguinte maneira:

$$V_n(e) = \sum_{j=1}^n v_j^I(e) + \sum_{j=n+1}^N v_j^0(e) \quad (22)$$

$$\text{em que } v_j^I(e) = a_n e^{-\alpha} + \frac{ep_n}{(\rho - \mu)} - \frac{c_n}{\rho} \text{ e } v_j^0(e) = b_n e^{\beta}.$$

Com isso, as condições de parada ótima e passagem suave podem ser traduzidas para cada firma individualmente. As condições de indiferença entre esperar e entrar são:

$$v_n^0(e_{I,n}) = v_n^I(e_{I,n}) - e_{I,n} F \quad (23)$$

$$v_n^{0'}(e_{I,n}) = v_n^{I'}(e_{I,n}) - F \quad (23')$$

Enquanto as condições de indiferença entre esperar e sair são:

$$v_n^I(e_{0,n}) = v_n^0(e_{0,n}) - e_{I,n} G \quad (24)$$

$$v_n^{I'}(e_{0,n}) = v_n^{0'}(e_{0,n}) - G \quad (24')$$

Para demonstrar a existência de *hysteresis* define-se a função $\phi_n(e) = v_n^I(e) - v_n^0(e)$, isto é, a diferença entre os valores das opções de entrada e saída de uma firma do mercado externo. Assim as condições de parada ótima e passagem suave podem ser expressas em função de $\phi_n(e)$ e $\phi_n'(e)$, seguindo o mesmo procedimento para obter (19) e usando as condições (23), (23'), (24) e (24') obtém-se as seguintes desigualdades (25) e (25') para cada $n=1,2,..., N$. A desigualdade (25) diz que o preço de entrada da enésima firma excede o custo variável somado ao valor dos juros incidentes sobre os custos de entrada, enquanto a desigualdade (25') estabelece condição inversa para o preço de saída e o fluxo de custos de saída. Preços em moeda doméstica com valores intermediários aos preços de saída e de entrada induzem a firma a manter uma posição inativa. Ou seja, caso a firma esteja fora do mercado, permanece fora; e caso esteja no mercado, permanece dentro.

$$c_n + (\rho - \mu)Fe_I < p_n e_I \quad (25)$$

custo irrecuperável. O lado direito na igualdade expressa a nova dimensão de custo envolvida na decisão de investimento, que é a sua parte direta mais o custo de oportunidade do investimento.

²⁹ Aplicando-se as expressões (20), (20'), (21) e (21') a soluções gerais da forma de (19), chega-se a um sistema de quatro equações que deve ser resolvido para cada $n=1,2,...,N$. Com isso, determina-se conjuntamente, a_n , b_n , e_I e e_0 . Essas equações são não lineares nos valores limiares de modo que não apresentam solução analítica. Para mais detalhes ver Dixit (1989).

$$p_n e_0 < c_n + (\rho - \mu)Ge_0 \quad (25')$$

Graficamente $\phi_n(e)$ pode ser representada segundo o gráfico 2.5 a seguir. Esse gráfico demonstra que, respeitando-se as condições de parada ótima e passagem suave, os pontos de tangência das retas $-eG$ e eF determinam as taxas de câmbio e_0 e e_1 . O intervalo $[e_0, e_1]$ determina a zona de inação, em que não haveria entrada ou saída de empresas da indústria. É importante esclarecer aqui, que em razão de ϕ ser uma função de uma variável aleatória e , a determinação de dos pontos e_0 e e_1 não estar sujeita apenas aos valores dos custos de entrada e saída, mas também da influência do comportamento da variável taxa de câmbio sobre $\phi_n(e)$. Isto é, a aplicação do *lemma de Ito* sobre essa função capta o efeito não apenas do primeiro momento da distribuição da taxa de câmbio sobre $\phi_n(e)$, mas também o seu segundo momento, alterando o valor da opção conforme a incerteza cambial. Assim, a curvatura de $\phi_n(e)$, e, conseqüentemente, os pontos de tangência, determinados a partir das condições de indiferença, são resultado desses dois elementos, quais sejam, os custos irreversíveis e a incerteza cambial.

Gráfico 2.5 - Zona de inação no modelo de Dixit (1989)

2.2. Resenha da literatura empírica sobre *hysteresis* em comércio internacional

Com base nos modelos teóricos apresentados acima, é possível extrair algumas previsões sobre o comportamento dos preços e das quantidades exportadas, ou importadas, além dos movimentos de entrada e saída das empresas exportadoras do mercado externo (ou

importadoras no mercado doméstico). Essas predições estão relacionadas à instabilidade nas equações, em séries temporais, de preços e quantidades importadas (exportadas), e à existência de persistência nas decisões de entrada e saída dos exportadores do mercado externo, que são analisados em dados em painel a partir de micro-informações de empresas.

Sendo assim, a síntese da literatura empírica sobre o tema será dividida em duas seções. A primeira em que são apresentados os trabalhos em séries de tempo; e a segunda seção, com os trabalhos em dados em painel.

2.2.1. Análise em séries de tempo

No que diz respeito ao comportamento dos preços e quantidades importadas (exportadas), a existência de *hysteresis* deve fazer com que as equações, para as respectivas séries temporais dessas variáveis dependentes, sejam instáveis. Também deve se esperar, nesses modelos, que as respostas às variações da taxa de câmbio sejam assimétricas em razão da diferença entre os custos de entrada e saída.

Na medida em que variações transitórias fossem capazes de produzir mudanças permanentes na estrutura de mercado, deve-se esperar que o termo representativo do *mark-up* na equação de repasse da taxa de câmbio aos preços se altere. O mesmo deve ocorrer nas equações de *quantum* importado (exportado), apresentando um comportamento instável relacionado, por meio das variações da taxa de câmbio, a mudanças permanentes dos exportadores nas decisões de entrada e saída dos mercados externos. Na equação de *quantum* importado, ou exportado, em razão de desvalorizações ou valorizações da moeda doméstica, a taxa de câmbio real ultrapassaria valores limiares, produzindo uma resposta significativa do *quantum*, importado ou exportado, que refletiria um movimento de entrada ou saída do mercado externo.

O trabalho de Krugman e Baldwin (1987), provavelmente, é o primeiro que leva em consideração essa hipótese. Preocupados com a lenta recuperação dos saldos comerciais dos EUA ao final dos anos de 1980, após a sensível desvalorização da moeda americana posteriormente a 1985, esses 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 para o período do segundo trimestre de 1977 ao quarto trimestre de 1986. A forma funcional para o modelo econométrico adotado nesse trabalho foi:

$$Q_t = \text{cte} + \alpha_1 D_t + \beta_1 \text{TXR}_t + \beta_2 Y_t + \varepsilon_t \quad (26)$$

em que Q_t é uma variável de *quantum* exportado, ou importado, D_t é uma variável *dummy*, TXR é uma medida de taxa real de câmbio e Y é uma medida de dispêndio em termos reais.

Esses autores testam a proposição de que a valorização do dólar tenha levado a deslocamentos adversos nas quantidades exportadas e importadas por meio da inclusão, em modelos alternativos, de variáveis *dummies* que estariam associadas a períodos de valorização cambial. Os períodos selecionados foram: (i) o terceiro trimestre de 1984, quando, segundo os autores, os mercados financeiros haviam concluído que a valorização do dólar seria prolongada e (ii) 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.

Baldwin (1988) objetiva testar se a relação entre taxa de câmbio e preços de importações americanas manteve-se estável ao longo dos anos de 1980 e se a natureza dessa instabilidade é consistente com as predições teóricas do seu modelo para formação de preços. Uma formulação estendida para defasagens e agregação da equação (8), apresentada acima, demonstrou que a equação de repasse da taxa de câmbio aos preços deveria possuir a seguinte forma funcional:

$$\log P_t = \text{cte} + \alpha D_t + \sum_{i=1}^N \varphi_i \log C_{t-i} + \varepsilon_t \quad (27)$$

em que P_t é um índice de preços agregado e C_{t-i} , com $i = 1, \dots, N$, é um índice de custos agregado.

É demonstrado que o termo constante dessa equação estava inversamente associado à elasticidade de demanda das indústrias, e que essa elasticidade, conforme visto anteriormente, estava diretamente relacionada à estrutura de mercado. Sendo assim, seria esperado que com a entrada de firmas estrangeiras no mercado doméstico, houvesse um aumento da elasticidade de demanda, produzindo uma queda do *mark-up*, e conseqüente instabilidade nesse termo, que seria capturada pela variável *dummy* D_t .

São construídas *proxies* para as variáveis de custos baseados em índices de preços ao atacado, consumidor e custos unitários do trabalho, para os países que transacionam com os EUA, sendo estimadas equações em que N eram iguais a 7,5,3³⁰. As variáveis *dummies* foram construídas para o terceiro trimestre de 1980, primeiro e terceiros trimestres de 1982 e primeiro trimestre de 1983, e incluídas uma de cada vez nos modelos estimados³¹. Para a ampla maioria das equações, em que as variáveis de custos foram representadas por

³⁰ Os resultados apresentados no artigo referem-se, principalmente, ao caso de $N=5$.

³¹ Essas datas foram selecionadas com base em informações sobre o comportamento do dólar.

composições de índices de preços, os coeficientes associados às variáveis *dummies* foram significativos estatisticamente em níveis de significância de 5 %, e 10%, e com sinais negativos, favorecendo a hipótese de existência de *hysteresis*. No entanto, para as equações que utilizaram *proxies* de custos baseados nos custos unitários do trabalho, os resultados foram ambíguos e na maioria não significativos³².

Uma outra implicação do modelo de Baldwin (1988) seria de que a equação de demanda de importações apresentaria instabilidade. Segundo a predição do modelo, a elasticidade-preço da demanda deveria aumentar em valor absoluto simultaneamente à quebra estrutural na equação de preços. Sendo assim, foram estimadas equações de demanda de importações dos EUA para o período do primeiro trimestre de 1967 ao segundo trimestre de 1987. A forma funcional estimada tem como variável dependente a variação corrente do logaritmo do volume de importações, ΔQ_t^* , e como variáveis explicativas, a variações correntes e defasadas até seis períodos dos logaritmos dos preços das importações, ΔP_{t-i}^* , com $i = 0, 1, \dots, 6$, além da variação da logaritmo da renda doméstica ΔY_t .

$$\Delta Q_t^* = \text{cte} + \sum_{i=0}^6 \beta_i \Delta P_{t-i}^* + \beta_7 \Delta Y_t + \varepsilon_t \quad (28)$$

Essa equação foi estimada para diversos subperíodos, considerando os pontos anteriores e posteriores às datas de quebras apontadas acima em 1980, 1982 e 1983. A elasticidade-preço da demanda é concebida como a soma dos coeficientes associados à variação do preço das importações. Os resultados das elasticidades, ainda que apontem para um aumento da elasticidade-preço da demanda no período posterior à quebra, não são significativos estatisticamente em um nível de significância de 10%. Somente para o último ponto de quebra, no primeiro trimestre de 1983, o deslocamento dos parâmetros foi estatisticamente significativo em um nível de significância de 5%. Baldwin interpreta essa evidência como resultado da entrada de novas firmas em mercados de produtos homogêneos³³.

Parsley e Wei (1993) procuram testar duas predições derivadas dos modelos de *hysteresis* em comércio. A primeira predição seria que, dependendo do nível precedente da

³² A não significância das *dummies* nessas equações é justificada pelos autores em razão dessas *proxies* para as variáveis de custos não captarem a variação dos custos de matérias-primas e *commodities*, que seria importante fonte de variação dos custos. Para mais detalhes sobre as vantagens e desvantagens de cada *proxy* para a variável de índice de custos, ver Baldwin (1988, p. 780).

³³ Segundo Baldwin (1988) em um modelo de *Cournot*, em que o produto é homogêneo, cada firma faz face à elasticidade-preço da demanda multiplicada pelo número total de firmas. Assim, com a entrada de novas firmas no mercado, cada firma faz face a uma curva de demanda mais elástica, porém não há deslocamento da curva agregada de demanda. Para esclarecimentos adicionais ver Varian (1992, p. 290).

taxa câmbio, choques cambiais, de igual magnitude, podem produzir diferentes efeitos sobre os valores importados. Assim, esta relação assimétrica entre taxa de câmbio e importações seria captada pelo seguinte equação de demanda de importações (ΔQ_t^*):

$$\Delta Q_t^* = \text{cte} + \text{sazonal} + \sum_{i=0}^3 \beta_i \Delta P_{t-i}^* + \sum_{j=0}^3 \phi_j \Delta Y_{t-i} + \mu \Psi_t + \varepsilon_t \quad (29)$$

A variável que representa o efeito assimétrico das variações da taxa real de câmbio no período corrente, R_t , é uma medida de fase dada por:

$$\Psi_t = D_t \Delta R_t V_t \quad (30)$$

em que $V_t = \sum_{i=0}^{\tau} \Delta R_{t-i} = R_t - R_{t-\tau-1}$ são as variações acumuladas da taxa de câmbio ao longo

de um período τ (com $\tau = 24$ meses), sendo $D_t = \begin{cases} 1 & \text{se } \Delta R_t \text{ e } V_t > 0 \\ -1 & \text{se } \Delta R_t \text{ e } V_t < 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$

Assim, o coeficiente μ deve captar esse efeito de sucessivas depreciações, ou apreciações, sobre os volumes importados. 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.

A segunda hipótese a ser testada é aquela denominada pelos autores de 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 aumentaria à medida que a taxa de câmbio se tornasse mais volátil.

A partir da estimativa da série de coeficientes estimados $\hat{\beta}_t$, obtidos por meio da estimação do seguinte modelo de parâmetros variantes no tempo:

$$\Delta Q_t^* = \beta_t + \text{sazonal} + \sum_{i=0}^3 \beta_i \Delta P_{t-i}^* + \sum_{j=0}^3 \phi_j \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (33)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + u_t$$

A hipótese de “valor da opção” é testada utilizando o seguinte modelo:

$$|\Delta \hat{\beta}| = \alpha + v E_t(\sigma_{t+k}) + \varepsilon_t \quad (31)$$

em que $\hat{\beta}_t$ é uma série de tempo de coeficientes estimados, $E_t(\sigma_{t+k})$ é expectativa da volatilidade da taxa de câmbio nos próximos k períodos, baseados em informações no

momento t ³⁴. O coeficiente de interesse é ψ e 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^{35 36}.

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%³⁷. 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, além de em poucos casos os coeficientes estimados apresentarem sinais esperados, em nenhum deles as estimativas foram estatisticamente diferentes de zero em um nível de significância de 10%³⁸. Sendo assim, Parsley e Wei (1993) concluem que resultados obtidos oferecem pouco suporte à validade da teoria nesse caso.

2.2.2 Análise com dados em painel

³⁴ A estimação de β é conduzida por meio da aplicação do filtro Kalman, sendo $\hat{\beta}_t$ sua estimativa alisada.

³⁵ Segundo os autores, a utilização de informações desagregadas minimiza os erros de medida na variável dependente em razão de deflacionamento dos valores importados e evita os mesmos erros derivados da introdução de medidas ponderadas de taxa de câmbio.

³⁶ Os dados são de produtos relativamente homogêneos, evitando erros causados por mudança na qualidade dos bens. As informações estavam em periodicidade mensal.

³⁷ 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.

³⁸ As estimativas de volatilidade foram divididas em estimativas ingênuas, que seriam extrapolações da variabilidade baseadas na variabilidade passada, e estimativas racionais, que seriam baseadas na variabilidade realizada *ex post*. A variabilidade em ambos os casos é definida como o desvio padrão da k-ésima diferença da taxa real de câmbio, com $k = 1$ e 3 .

Algumas críticas podem ser feitas aos testes produzidos em séries de tempo. A principal delas é de que esses testes são testes indiretos sobre a hipótese de *hysteresis*. Ou seja, ainda que seus resultados sejam associados às previsões dos modelos teóricos, esses testes têm baixo poder contra a hipótese alternativa de que as quebras estruturais tenham sido causadas por outra fonte de instabilidade, ou de que as evidências de respostas assimétricas das variáveis de *quantum* importado, ou exportado, às variações da taxa real de câmbio, possam ter sido geradas por custos de ajustamento.

Conscientes da natureza incompleta dos testes em séries de tempo para a hipótese de existência de *hysteresis*, Roberts e Tybout (1997) buscam evidências sobre a existência de custos irrecuperáveis em nível microeconômico. Segundo os modelos de *hysteresis* em comércio, os movimentos de entrada e saída do mercado externo são persistentes em razão da incorrência em custos irrecuperáveis.

Roberts e Tybout (1997) partem do modelo de *hysteresis*, baseado na presença de custos irrecuperáveis, para concluir que, na ausência desses custos, o padrão de entrada e saída das firmas seria função apenas dos lucros correntes advindos da atividade exportadora. No entanto, na presença desses custos deve ser importante na explicação do *status* exportador corrente, o histórico exportador da empresa³⁹. Ou seja, na presença de custos irrecuperáveis a decisão uma firma de exportar no período t é dada por⁴⁰:

$$\pi_i(p_t, s_{it}) + \delta [E_t(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}))Y_{it} = 1] - [E_t(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}))Y_{it} = 0] \geq F_i^0 - (F_i^0 + X_i)Y_{i,t-1} + \sum_{j=2}^{J_i} (F_i^0 - F_i^j)\tilde{Y}_{i,t-j} \quad (26)$$

em que $\pi_i(p_t, s_{it})$ é o diferencial de lucro esperado caso a firma exporte; p_i é o vetor de variáveis correspondentes às forças de mercado (exógeno); s_{it} é o vetor de variáveis de estado específicas à firma; F_i^0 é o custo de entrada caso a firma nunca tenha exportado; X_i é o custo de saída do mercado; F_i^j é o custo de reentrada no mercado para uma firma que abandonou o mercado no período $t-j$ ($j \geq 2$); $V_{it}(\Omega_{it})$ é o valor presente dos retornos esperados, condicionados ao conjunto de informações Ω_{it} ; $Y_{i,t-j}$ é uma variável indicador, sendo 1 se firma exporta no

³⁹ Pois atua na formação de expectativas das entradas e saídas futuras do mercado externo.

⁴⁰ O leitor atento pode perceber que essa condição é similar à composição das condições de indiferença (14) e (15) propostas por Baldwin e Krugman (1989) e apresentadas anteriormente na síntese teórica.

período $t-j$ e 0 caso contrário (com $j=0,1,...J_i$), sendo $\tilde{Y}_{it-j} = \left(Y_{i,t-j} \prod_{k=1}^{j-1} (1 - Y_{i,t-k}) \right)$ um sumário da experiência exportadora recente da empresa^{41 42}.

Ou seja, se os custos irrecuperáveis importam, eles devem aparecer na forma de variáveis indicador no lado direito da expressão. Adicionalmente, a incerteza sobre p_t está presente nas expressões $E(V_{it}(\Omega_{it}))$. Assim sendo, a participação no mercado externo é sumarizada pela equação de escolha discreta dinâmica dada por:

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se } \pi_{it}^* - F_i^0 + (F_i^0 + X_i)Y_{i,t-1} + \sum_{j=2}^{J_i} (F_i^0 - F_i^j)\tilde{Y}_{i,t-j} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (27)$$

em que $\pi_{it}^* = \pi_i(p_t, s_{it}) + \delta[E_t(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}))Y_{it} = 1] - [E_t(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}))Y_{it} = 0]$

Aproximando $\pi_{it}^* - F_i^0$ como uma forma reduzida expressa em termos de variáveis exógenas relativas às características observáveis das firmas e do mercado, o modelo assume que a variação de $\pi_{it}^* - F_i^0$ é função de três tipos de variáveis: efeitos específicos ao tempo, que refletem mudanças em nível da indústria, ou macro, das condições exportadoras (μ_i), diferenças observáveis nas características das firmas (Z_{it}) e um termo aleatório. A representação dos efeitos dos custos irrecuperáveis é realizada por meio de variáveis dependentes defasadas, adotando-se as restrições para a identificação do modelo de que $F_i^0 = F^0$ e que $F_i^j = F^j$ para $j < J$ e $X_i = X$. Com isso, é possível definir os parâmetros $\gamma^j = F^0 - F^j$ ($j=2,...,J$) e $\gamma^0 = F^0 + X$, que substituídos na equação (3) acima, produz o seguinte modelo empírico:

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se } 0 \leq \mu_i + \beta Z_{ij} + \gamma^0 Y_{i,t-1} + \sum_{j=2}^{J_i} \gamma^j \tilde{Y}_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (27)$$

⁴¹ Se $\tilde{Y}_{i,t-j}=1$ a firma estava presente no mercado externo j períodos atrás e 0 caso contrário. Note-se também que $(F_i^0 + X_i)$ é a soma dos custos de entrada e saída de quem nunca exportou, fazendo referência à zona de inação.

⁴² Vale notar que, se a firma estiver presente no mercado no período anterior $Y_{i,t-1} = 1$, então a condição fica:

$$\pi_i(p_t, s_{it}) + \delta[E_t(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}))Y_{it} = 1] - [E_t(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}))Y_{it} = 0] \geq X_i + \sum_{j=2}^{J_i} (F_i^0 - F_i^j)\tilde{Y}_{i,t-j} \quad (26')$$

Já se ela saiu do mercado externo em $t-1$, isto implica que $Y_{i,t-1} = 0$, e portanto,

$$\pi_i(p_t, s_{it}) + \delta[E_t(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}))Y_{it} = 1] - [E_t(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}))Y_{it} = 0] \geq F_i^0 + \sum_{j=2}^{J_i} (F_i^0 - F_i^j)\tilde{Y}_{i,t-j} \quad (26'')$$

Conforme argumentado anteriormente, se a decisão de exportar não implica a incorrência de custos irre recuperáveis, então essa decisão é independente do histórico passado de exportação da firma. Com isso, a hipótese nula de ausência de custos irre recuperáveis é que γ^0 e γ^j são conjuntamente iguais a zero. Caso contrário, os custos irre recuperáveis são relevantes.

Usando dados em painel de 650 firmas colombianas, durante o período de 1981 a 1989, Robert e Tybout (1997) rejeitam a hipótese nula de que os custos de entrada não são relevantes para explicar o *status* exportador corrente, demonstrando que o modelo de *hysteresis* baseado em custos irre recuperáveis é empiricamente relevante⁴³. Os valores dos coeficientes estimados para γ^0 , em diferentes formas funcionais, situaram-se no intervalo de 0,702 a 1,036. É demonstrado também que a experiência exportadora sofre rápida depreciação, fazendo com que a reentrada, após dois anos de ausência do mercado externo, implica a incorrência de custos de entrada equivalente aos daquelas firmas que nunca exportaram. Inversamente, firmas que reentram no mercado após um único ano de abandono incorrem em custos de reentrada inferiores aos custos daquelas que nunca participaram do mercado externo. Isto é, somente γ^2 demonstrou-se estatisticamente significativa, com valor igual 0,401. Também é demonstrado que as características observáveis e não-observáveis das firmas contribuem para o comportamento exportador das mesmas. A partir desses resultados, esses autores concluíram a favor de respostas idiossincráticas à políticas horizontais ou setoriais para promoção de exportações, em razão da dependência da resposta da oferta ao número e ao tipo de plantas existentes, à estabilidade ou permanência das políticas em questão, além dos custos de entrada em novos mercados.

Bernard e Jensen (2001), utilizando um painel de 13.550 firmas americanas para o período de 1984 a 1992, realizam uma extensão ao trabalho econométrico conduzido por Robert e Tybout (1997). A probabilidade de exportar é modelada como função de características observáveis e não-observáveis das firmas, custos de entrada e saída do mercado externo, variações da taxa de câmbio e efeitos de transbordamento (*spillovers*) provenientes de agrupamentos (*clusters*) industriais e de subsídios industriais. No entanto, a estratégia de modelagem proposta por esses autores é derivada de um modelo linear de probabilidade⁴⁴.

⁴³ A estimação é conduzida admitindo um modelo dinâmico, com efeitos aleatórios representativos da heterogeneidade não-observável das firmas.

⁴⁴ Isto é justificado pelos autores como uma forma de lidar com a correlação entre as características observáveis e não-observáveis das plantas, permitindo que as características não observáveis sejam modeladas como efeitos fixos.

Ou seja, partindo da especificação em nível, sem a especificação de efeitos específicos à planta:

$$Y_{it} = \beta X_{i,t-1} + \gamma Z_{i,t-1} + \theta Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (28)$$

obtem-se um limite superior para a estimativa dos custos irrecuperáveis.

A partir da introdução dos efeitos permanentes das plantas, κ_i , então o modelo assume a seguinte forma funcional:

$$Y_{it} = \beta X_{i,t-1} + \gamma Z_{i,t-1} + \theta Y_{i,t-1} + \kappa_i + \eta_{it} \quad (29)$$

em que η_{it} é um termo de perturbação. Esse modelo é estimado com efeitos fixos, e considerando o viés para baixo produzido na estimação do termo defasado, é obtido um limite inferior para a importância do termo dependente defasado.

Subseqüentemente, para evitar o problema de inconsistência encontrado no modelo de efeitos fixos, o modelo é reespecificado em diferenças:

$$\Delta Y_{it} = \beta \Delta X_{i,t-1} + \gamma \Delta Z_{i,t-1} + \theta \Delta Y_{i,t-1} + \Delta \eta_{it} \quad (30)$$

Os resultados obtidos indicam que os atributos das firmas explicam uma grande fração da probabilidade de exportar e que o sucesso exportador passado é o melhor indicador de exportações futuras. Para o modelo em nível, o coeficiente associado à variável dependente defasada foi estimado em 0,66. No modelo de efeitos fixos, o mesmo coeficiente foi estimado em 0,20 enquanto no modelo em diferenças, o coeficiente de persistência teve valor igual 0,36⁴⁵.

Algumas estimativas de persistência foram contrapostas à metodologia de Roberts e Tybout (1997), por meio do emprego do modelo *Probit* de efeitos aleatórios. Estimando modelos para toda base é obtido um coeficiente igual a 0,62, bastante próximo a 0,66 estimado pelo modelo linear de probabilidade sem a consideração dos efeitos específicos às empresas. Esse resultado do modelo Probit Dinâmico deveria ser entendido como a indicação da baixa importância das heterogeneidades das plantas sobre a decisão de exportar. No entanto, Bernard e Jensen (2001) argumentam que esse resultado ocorre em virtude da incapacidade do estimador de efeitos aleatórios capturar adequadamente a distribuição dos efeitos específicos às empresas em razão do caráter bimodal da distribuição das empresas. Selecionando-se apenas as empresas que apresentavam movimentos de entrada e/ou saída no período, o valor estimado para o coeficiente associado à variável dependente defasada decresce para 0,40, bastante próximo agora do valor obtido pela estimativa com variáveis instrumentais. Bernard e Jensen (2001) também encontram evidências de que choques na

⁴⁵ Em todos os casos, os coeficientes foram significativos estatisticamente em nível de significância de 1%.

taxa de câmbio têm efeitos positivos sobre a probabilidade de exportar, enquanto que os efeitos de transbordamentos e subsídios não foram estatisticamente significantes na explicação dessa probabilidade.

Campa (2004) analisa as respostas dos exportadores espanhóis às variações da taxa de câmbio ao longo do período de 1990 a 1997. Para isso, utiliza uma amostra de 2.188 de empresas industriais espanholas, considerando dois movimentos distintos: i) a decisão de entrada ou saída das firmas no mercado externo; ii) o ajuste das quantidades ofertadas dos exportadores às variações cambiais.

O modelo para análise da participação no mercado externo é aquele formulado por Roberts e Tybout (1997). Entretanto, além do vetor de características observáveis das empresas, na forma reduzida (27), são incluídas as variáveis de taxa de câmbio e da volatilidade da taxa de câmbio específicas de cada firma. Em conformidade com as predições do modelo de *hysteresis*, essas variáveis foram calculadas para cada empresa e buscam captar, respectivamente, os efeitos da taxa de câmbio sobre a lucratividade corrente e prospectiva.

Seus resultados indicam que a experiência exportadora prévia, em um período apenas, é um preditor estatisticamente significativo em um nível de significância de 1%, sendo o sinal desse coeficiente sempre positivo. Diferentemente dos estudos apresentados anteriormente, o coeficiente estimado por Campa tem a magnitude entre 2,5 e 2,7, para as diversas formas funcionais consideradas. Ou seja, bem superior aos coeficientes obtidos por Roberts e Tybout (1997) e Bernard e Jensen (2001). O coeficiente associado à variável de taxa de câmbio foi estimado entre 0,20 e 0,23 nos diversos modelos estimados, sendo estatisticamente significativo em um nível de significância de 5%. Esse resultado indica que o impacto sobre o lucro corrente é um fator incentivador à participação no mercado externo. Entretanto, o coeficiente da variável de volatilidade cambial demonstrou-se não significativo estatisticamente, o que indica que o efeito da volatilidade sobre a zona de inação é nulo.

Capítulo 3

Metodologia Econométrica

Este capítulo procura apresentar os métodos econométricos a serem utilizados nesse trabalho. A discussão inicia-se com os procedimentos utilizados em análises de séries temporais. A discussão que segue sobre a estimação de modelos de longo prazo com variáveis não-estacionárias, implicando a estimação de modelos com cointegração de variáveis e posteriores testes de cointegração assimétrica, descreve a seqüência metodológica empregada na análise de séries de tempo. Na análise dos microdados de empresas exportadoras, serão conduzidas estimações com dados em painel, sendo apresentados os procedimentos relevantes para esse trabalho. A fim de estabelecer uma seqüência lógica de conceitos, a discussão inicia-se com modelos lineares de regressão para variáveis métricas, seguindo, posteriormente, para o caso de modelos com variáveis dependentes limitadas.

3.1 Análise de séries de tempo

3.1.1 Cointegração e modelo de correção de erros⁴⁶

3.1.1.1 Regressão espúria e cointegração

Considere o seguinte P.G. D. ⁴⁷:

$$\Delta y_t = \alpha + \varepsilon_t \text{ com } \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1.a)$$

$$\Delta z_t = \gamma + \eta_t \text{ com } \eta_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\eta^2) \quad (1.b)$$

e como simplificações adicionais, supõe-se que $E(\varepsilon_t \eta_s) = 0$ para qualquer s e t , $y_0 = z_0 = 0$ e $\alpha = \gamma = 0$. Isto implica que y_t e z_t são processo *random walks*, ou seja, $y_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$ e $z_t = \sum_{i=1}^t \eta_i$ para $t=1, \dots, T$.

Supondo que se deseje testar a relação linear entre y_t e z_t dada por:

$$y_t = \beta_1 z_t + u_t, \text{ com } u_t \sim \text{NID}(0, \sigma_u^2)$$

⁴⁶ Essa seção foi elaborada com orientação nas leituras de Hamilton (1994) e Maddala e Kim (1998).

⁴⁷ A demonstração que aqui se segue é um caso particular daquela proposta por Phillips (1986 Apud Hendry, 1995) e encontra-se em Hendry (1995).

Sob as hipóteses do modelo de regressão linear clássico, deveria ser esperado que $E(\hat{\beta}_1) = 0$ e sob a hipótese nula $H_0: \beta_1 = 0$, a probabilidade do teste t de que H_0 fosse rejeitada poderia ser pensada como:

$$p = P\left(t_{\beta_1} = 0 \mid \geq 0 \mid H_0\right) = 0.05$$

Entretanto, como foi demonstrado empiricamente por Granger e Newbold (1974 apud Maddala e Kim, 1998), por meio de experimentos de Monte Carlo, e formalmente por Phillips (1986 apud Maddala e Kim, 1998), esse resultado não é verificado quando y_t e z_t são séries $I(1)$, ainda que não guardem uma relação entre elas. Esse é o problema chamado de regressão espúria. Ou seja, em razão da não estacionariedade das séries, implicando que u_t também seja $I(1)$, qualquer tendência de (de)crescimento para ambas séries leva a uma correlação entre elas, que é captada pelo modelo de regressão.

Seja $W(r)$ e $V(r)$ processos de Wiener independentes entre si para $r \in [0,1]$, associadas às somas parciais:

$$\frac{1}{\sqrt{T}\sigma_\varepsilon} \sum_{t=1}^{[Tr]} \varepsilon_t \Rightarrow W(r) \text{ e } \frac{1}{\sqrt{T}\sigma_\eta} \sum_{t=1}^{[Tr]} \eta_t \Rightarrow V(r)$$

em que $\Rightarrow$ denota fraca convergência e $[Tr]$ o maior integral que é menor ou igual a T^*r . São resultados conhecidos que ⁴⁸:

$$T^{-2} \sum_{t=1}^T y_t^2 \Rightarrow \sigma_\varepsilon^2 \int_0^1 W(r)^2 dr,$$

$$T^{-2} \sum_{t=1}^T z_t^2 \Rightarrow \sigma_\eta^2 \int_0^1 V(r)^2 dr,$$

$$T^{-2} \sum_{t=1}^T y_t z_t \Rightarrow \sigma_\varepsilon \sigma_\eta \int_0^1 W(r)V(r)dr.$$

A partir dessas expressões é possível demonstrar que:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{t=1}^T y_t z_t}{\sum_{t=1}^T z_t^2} \Rightarrow \frac{\sigma_\varepsilon \int_0^1 W(r)V(r)dr}{\sigma_\eta \int_0^1 V(r)^2 dr} \quad (2)$$

$$t_{\beta_1=0} = \frac{\hat{\beta}_1 \left(\sum_{t=1}^T z_t^2 \right)^{1/2}}{\hat{\sigma}_u} = \sqrt{T-1} \frac{\left(T^{-2} \sum_{t=1}^T y_t z_t \right)}{\left(\left[T^{-2} \sum_{t=1}^T y_t^2 \right] \left[T^{-2} \sum_{t=1}^T z_t^2 \right] - \left[T^{-2} \sum_{t=1}^T y_t z_t \right]^2 \right)^{1/2}}$$

⁴⁸ Maddala e Kim (1998), entre outros, oferecem demonstrações para essas expressões.

e, portanto,

$$T^{-1/2}t_{\beta_1=0} \Rightarrow \frac{\int_0^1 W(r)V(r)dr}{\left(\left[\int_0^1 W(r)^2 dr \right] \left[\int_0^1 V(r)^2 dr \right] - \left[\int_0^1 W(r)V(r)dr \right]^2 \right)^{1/2}} \quad (3)$$

As expressões (2) e (3) dizem que o coeficiente estimado tem uma função de distribuição limite bem comportada, que não converge em probabilidade para zero e que, embora $\beta = 0$, a estatística t de *student* diverge e requer a padronização $1/\sqrt{T}$ para produzir uma distribuição limite bem comportada. Essa distribuição assintótica é não-padrão, de modo que os valores críticos convencionais não são aplicáveis nesse caso. Valores críticos apropriados para $t_{\beta_1=0}/\sqrt{T}$ devem ser calculados por simulação.

Sob $H_0: \beta_1 = 0$, $y_t = u_t$, de modo que u_t é $I(1)$. Dessa forma, a estatística de Durbin-Watson (D.W.), sob H_0 , expressa como:

$$D.W. = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})}{\sum_{t=2}^T \hat{u}_t^2} = T^{-1} \frac{\left(\left\{ T^{-1} \sum_{t=2}^T [\varepsilon_t - \hat{\beta}_1 \eta_t] \right\} \right)}{T^{-1} \hat{\sigma}_u^2} \quad (4)$$

é de ordem de magnitude $O(T^{-1})$ e tende em probabilidade para zero.

Phillips (1986 apud Maddala e Kim, 1998) ainda demonstra que o coeficiente de ajustamento da regressão, R^2 , tem uma distribuição limite não degenerada, confirmando as impressões de Granger e Newbold (1974 Apud Maddala e Kim, 1998), ao notarem que regressões que apresentavam um coeficiente de ajustamento da regressão, R^2 , próximo de 1 e um baixo valor para a estatística D.W., tenderiam a ser regressões espúrias.

Usualmente, são empregados testes de raiz unitária para verificar a hipótese nula de que u_t é $I(1)$. No entanto, uma das alternativas para a cura da regressão espúria é a estimação de um modelo de defasagens distribuídas em que são incluídas uma defasagem das variáveis dependente e independente, ADL (1,1). Ou seja, seja estimada a regressão:

$$y_t = \alpha + \phi y_{t-1} + \gamma z_t + \delta z_{t-1} + u_t \quad (5)$$

No caso de uma regressão espúria seria de se esperar que $\phi = 1$ e $\gamma = \delta = 0$. Pode ser demonstrado que o estimador de M.Q.O. produz estimativas consistentes de todos os parâmetros. Os coeficientes estimados $\hat{\phi}_T$, $\hat{\gamma}_T$ e $\hat{\delta}_T$ convergem individualmente à taxa $\sqrt{T}$ para uma distribuição Gaussiana e o teste t de $H_0: \gamma = 0$ é assintoticamente $N(0,1)$. Entretanto, o teste F da hipótese conjunta $\gamma = \delta = 0$ tem distribuição não padrão.

Assim, de modo geral se y_t e z_t são integrados de ordem d , $I(d)$, espera-se que $u_t = y_t - \beta_1 z_t$ também seja integrado de ordem d . Entretanto, também é possível que ocorra u_t integrado de uma ordem menor, $I(d-b)$, com $b > 0$. Nesse caso, uma restrição especial opera sobre os componentes de longo prazo das duas séries. Se $d = b = 1$, de modo que $z_t, y_t \sim I(1)$, e dominados pelos componentes de baixa frequência, u_t será $I(0)$ e, portanto, não terá mais esses componentes. Isso implica que y_t e $\beta_1 z_t$ devem ter componentes de longo prazo que se cancelam entre si para produzir u_t . Nesse caso diz-se que y_t e z_t são cointegrados.

Uma definição formal é fornecida por Engle e Granger (1987) e diz que: os componentes de um vetor n -dimensional x_t são ditos cointegrados de ordem d, b , denotado por $x_t \sim CI(d, b)$, se: (i) todos os componentes de x_t são $I(d)$; e (ii) existir ao menos um vetor $\alpha (\neq 0)$ tal que $u_t = \alpha x_t \sim I(d-b)$, $b > 0$. O vetor α é chamado de vetor cointegrante. Pode haver m vetores cointegrantes, em que $m < n$. Quando os m vetores cointegrantes, denotados por $\alpha_1, \dots, \alpha_m$ podem ser arranjados em uma matriz $n \times m$ $B = (\alpha'_1, \dots, \alpha'_m)$, por construção, o posto (*rank*) de B é igual a m , o chamado posto (*rank*) de cointegração de x_t .

A idéia de cointegração pode ser relacionada ao conceito de equilíbrio de longo prazo, que pode ser ilustrado pela relação bivariada apresentada acima $y_t = \beta_1 z_t$ ou $y_t - \beta_1 z_t = 0$. Dessa forma, u_t pode ser entendido como uma medida da extensão em que o sistema está fora do equilíbrio, sendo, portanto, chamado de erro de equilíbrio.

Ainda considerando o caso bivariado $x_t = (y_t, z_t)'$, um exemplo de relação de cointegração é dado por:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + \varepsilon_t, \text{ em que } \varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$z_t = z_{t-1} + v_t, \text{ em que } v_t \sim \text{NID}(0, \sigma_v^2) \text{ e } E(\varepsilon_t v_s) = 0 \quad \forall t, s.$$

Note-se que por construção, ainda que z_t seja $I(1)$, $\{y_t - \beta_1 z_t\} \sim \text{NID}(\beta_0, \sigma_\varepsilon^2)$ e, portanto, constitui uma combinação linear cointegrante de x_t .

Considerando o caso mais simples em que $\beta_0 = 0$, a estimação por M.Q.O. produz:

$$T(\hat{\beta}_1 - \beta_1) = \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T z_t^2 \right)^{-1} \left(T^{-1} \sum_{t=1}^T z_t \varepsilon_t \right) \Rightarrow \left(\int_0^1 V(r)^2 dr \right)^{-1} \left(\int_0^1 V(r) dW(r) \right) \quad (6)$$

Dessa forma, a transformação estabilizadora é T , diferentemente de $\sqrt{T}$ como nos casos de processos estacionários, o que significa dizer que tal estimador é superconsistente e é

possível demonstrar que, condicionada a $V(r)$, a distribuição limite é bem comportada e dada por uma mistura de distribuições normais^{49 50}.

Agora considerando um vetor y_t n -dimensional de variáveis $I(1)$ e u_t um vetor n -dimensional de séries estacionárias. Esses vetores podem ser particionados da seguinte forma:

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix}_m \quad \text{e} \quad u_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}_m, \quad n = m+1 \quad (7)$$

e assumindo que o mecanismo gerador para y_t é um sistema cointegrado

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \beta' y_{2t} + u_{1t} \\ \Delta y_{2t} &= u_{2t} \end{aligned} \quad (8)$$

Assume-se também que $u_t \sim (0, \Sigma)$, em que $\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma'_{12} \\ \sigma_{12} & \Sigma_{22} \end{bmatrix}$, com $\Sigma > 0$.

As somas cumulativas de u_t seguem um processo *random walk* multivariado. As somas parciais de u_t têm distribuições limites como processos de Wiener multivariados, $W(r)$, que são particionados correspondentemente à partição de u_t da seguinte forma:

$$W = \begin{bmatrix} W_1 \\ W_2 \end{bmatrix}$$

A matriz de covariância de W é chamada a matriz de covariância de longo prazo, denotada por Ω , em que $\Omega = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{s=1}^T E(u_t u'_s)$. Com isso, Ω pode ser escrita como:

$$\Omega = \Sigma + \Lambda + \Lambda'$$

em que $\Sigma = E(u_0 u'_0)$, $\Lambda = \sum_{t=1}^{\infty} E(u_0 u'_t)$ e $\Lambda' = \sum_{t=1}^{\infty} E(u_t u'_0)$. O estimador de mínimos quadrados $\hat{\beta}$ de β é dado por:

$$\hat{\beta}_{MQO} = (Y_2' Y_2)^{-1} Y_2' y_1$$

em que y_1 é o vetor de observações de y_{1t} e Y_2 é a matriz de observações sobre y_{2t} . O estimador de mínimos quadrados $\hat{\beta}_{MQO}$ é superconsistente, mas sua distribuição assintótica depende de parâmetros problemáticos (*nuisance parameters*) que aparecem da endogeneidade dos regressores e correlação serial dos erros. Park e Phillips (1988 apud Phillips e Loretan, 1991) demonstram que a distribuição assintótica de $\hat{\beta}_{MQO}$ é dada por:

⁴⁹ Essa última observação deve-se aos resultados de convergência aplicados aos momentos amostrais de processos estocásticos integrados. Para mais detalhes ver, entre outros, Hendry (1995, p. 107).

⁵⁰ Maddala (1998) ainda cita que no caso de z_t ser *random walk com drift*, e ε_t e v_t serem distúrbios não autocorrelacionados, e $E(\varepsilon_t v_s) = 0 \quad \forall t, s$, $\hat{\beta}$ será normalmente distribuído e convergente à taxa $T^{3/2}$.

$$T(\hat{\beta}_{MQO} - \beta) \Rightarrow \left(\int_0^1 W_2 W_2' \right)^{-1} \left(\int_0^1 W_2 d(W_{1,2} + \omega_{12} \Omega_{22}^{-1} W_2) + \delta \right) \quad (9)$$

em que $W_{1,2} = W_1 - \omega_{12} \Omega_{22}^{-1} W_2$, com Ω particionado como $\Omega = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{21}' \\ \omega_{21} & \Omega_{22} \end{bmatrix}$ e

$$\delta = \sum_{t=0}^{\infty} E(u_{1t} u_{20}).$$

Assim sendo, quando $\delta \neq 0$ e/ou $\omega_{12} \neq 0$, esses parâmetros problemáticos induzem a um viés assintótico no estimador de mínimos quadrados, fazendo com $\hat{\beta}_{MQO}$ seja um pobre candidato para inferência estatística.

3.1.1.2 Modelo de correção de erros

O Modelo de Correção de Erros (MCE) foi introduzido na literatura por Sargan (1964 apud Maddala e Kim, 1998) em sua aplicação para a relação entre preços e salários na Inglaterra; tornou-se popular com trabalho de Davidson et al.. (1978 apud Maddala e Kim, 1998) no estudo da relação entre renda e consumo. Sua principal característica é a noção de uma relação de equilíbrio de longo prazo e a introdução dos desvios passados dessa relação como elementos explicativos da variação corrente da variável dependente.

Sua interpretação está relacionada a diversos tipos de modelos. Um modelo de ajustamento parcial pode ser racionalizado como um modelo de correção de erros. Por simplicidade, supõe-se uma função custo para um período do tipo:

$$C_t = (y_t - y_t^*)^2 + \psi(y_t - y_{t-1})^2 \quad \text{com } \psi > 0 \quad (10)$$

e que $y_t^* = \lambda z_t$. A minimização dessa função com relação a y_t deve produzir

$$y_t - y_t^* + \psi(y_t - y_{t-1}) = 0$$

e, portanto

$$\Delta y_t = \theta(y_t^* - y_{t-1}) = \theta \Delta y_t^* + \theta(y_{t-1}^* - y_{t-1}), \text{ com } \theta = (1 + \psi)^{-1} \quad (11)$$

que é uma forma de modelo de correção de erros. Ou seja, expressa a variação corrente de y como função do desvio de seu valor planejado no período anterior.

Agora, considere um modelo geral ADL(m,n;p), com p regressores, m defasagens de y , n defasagens de cada um dos p regressores:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \sum_{i=0}^n \beta_{ji} z_{jt-i} + \varepsilon_t, \text{ com } \varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (12.a)$$

e

$$z_{j,t} = \lambda_{j0} + \sum_{i=1}^n \lambda_{ji} z_{j,t-i} + \eta_{j,t} \quad \text{com} \quad \sum_{i=1}^n \lambda_{ji} < 1 \quad \text{e} \quad \eta_{j,t} \sim \text{NID}(0, \sigma_{\eta_j}^2) \quad (12.b)$$

Sua forma mais simples é dada pelo modelo ADL(1,1;1), dada por:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 z_{t-1} + \beta_1 z_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{com} \quad |\alpha_1| < 1 \quad (13.a)$$

e

$$z_t = \lambda_0 + \lambda_1 z_{t-1} + \eta_t \quad \text{com} \quad |\lambda_1| < 1 \quad (13.b)$$

No equilíbrio de longo prazo, quando $y_{t-1} = y_t = y$ e $z_{t-1} = z_t = z$, então (13.a) pode ser reescrita como:

$$(1 - \alpha_1)y = \alpha_0 + (\beta_0 + \beta_1)z$$

ou

$$y = \lambda_0 + \lambda_1 z \quad (14)$$

em que $\lambda_0 = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1}$ e $\lambda_1 = \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1}$.

Note que (13.a) também pode ser rescrita como um modelo de correção de erros, ou seja:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)y_{t-1} + (\beta_0 + \beta_1)z_{t-1} + \beta_0 \Delta z_t + \varepsilon_t \quad (13.c)$$

ou

$$\Delta y_t = (\alpha_1 - 1)(y_{t-1} - \lambda_0 - \lambda_1 z_{t-1}) + \beta_0 \Delta z_t + \varepsilon_t \quad (13.d)$$

Quando são supostas variáveis dependentes e independentes não estacionárias, conforme foi exposto acima, a estimação de um modelo ADL(1,1), ou sua reparametrização na forma de um modelo de correção de erros deve indicar a existência ou não de uma relação de cointegração. Caso não seja verificada uma regressão espúria, como foi visto em (5), deve-se esperar que $\alpha_1 < 1$, e, portanto, $(\alpha_1 - 1)$ é o coeficiente que representa a velocidade de ajustamento (isto é, quanto a variável y_t responde a um desequilíbrio)⁵¹. Adicionalmente, sendo $y_t \sim I(1)$ e $z_t \sim I(1)$, então $(y_t - \lambda_0 - \lambda_1 z_t) \sim I(0)$, bem como Δy_t e Δz_t . Isto permite que as estatísticas t e F usuais sejam utilizadas para inferência estatística sobre os coeficientes do modelo estimado, além de contar com a vantagem de que empiricamente que os termos então $(y_t - \lambda_0 - \lambda_1 z_t)$ e Δz_t não serem tão fortemente correlacionados, fazendo com o MCE seja denominado como um reparametrização quase-ortogonal do modelo ADL.

⁵¹ A especificação de um modelo de correção de erros a partir (12.a) é trivial e segue os mesmos passos realizados no caso de um modelo ADL(1,1;1).

O isoformismo entre cointegração e modelo de correção de erros foi proposto por Engle Granger (1987) e pode ser exemplificado de modo simplificado supondo o seguinte modelo:

$$\begin{aligned} y_t - \lambda_1 z_t &= u_{1t} & \text{com} & & u_{1t} &= \rho u_{1t-1} + e_{1t}, |\rho| < 1 \\ y_t - \lambda_2 z_t &= u_{2t} & & & u_{2t} &= u_{2t-1} + e_{2t} \end{aligned} \quad (15)$$

Esse modelo somente é internamente consistente se $\lambda_1 \neq \lambda_2$. A primeira equação de (15) apresenta uma relação de cointegração entre y_t e z_t , com vetor cointegrante $(1, \lambda_1)$, enquanto na segunda equação trata-se de uma combinação linear $I(1)$. As formas reduzidas para y_t e z_t , expressas em (15.a) ilustram o fato de que ambas as séries partilham de um mesmo componente $I(1)$, u_{2t} , sendo uma de suas combinações lineares estacionárias.

$$\begin{aligned} y_t &= \frac{\lambda_2}{\lambda_2 - \lambda_1} u_{1t} - \frac{\lambda_1}{\lambda_2 - \lambda_1} u_{2t} \\ z_t &= \frac{1}{\lambda_2 - \lambda_1} u_{1t} - \frac{1}{\lambda_2 - \lambda_1} u_{2t} \end{aligned} \quad (15.a)$$

Sendo $(1 - \rho L)u_{1t} = e_{1t}$ e $(1 - L)u_{2t} = e_{2t}$, o sistema (15) pode ser expresso na forma de um vetor de correção de erros (VEC):

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \frac{\lambda_2}{\lambda_1 - \lambda_2} [(\rho - 1)(y_{t-1} - \lambda_1 z_{t-1}) + e_{1t}] + \frac{\lambda_1}{\lambda_1 - \lambda_2} e_{2t} \\ \Delta z_t &= \frac{1}{\lambda_1 - \lambda_2} [(\rho - 1)(y_{t-1} - \lambda_1 z_{t-1}) + e_{1t}] - \frac{1}{\lambda_1 - \lambda_2} e_{2t} \end{aligned}$$

ou

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \frac{\lambda_2}{\lambda_1 - \lambda_2} [(\rho - 1)(y_{t-1} - \lambda_1 z_{t-1})] + \eta_{1t} \\ \Delta z_t &= \frac{1}{\lambda_1 - \lambda_2} [(\rho - 1)(y_{t-1} - \lambda_1 z_{t-1})] + \eta_{2t} \end{aligned} \quad (16)$$

em que

$$\begin{aligned} \eta_{1t} &= \frac{\lambda_2}{\lambda_1 - \lambda_2} e_{1t} + \frac{\lambda_1}{\lambda_1 - \lambda_2} e_{2t} \\ \eta_{2t} &= \frac{1}{\lambda_1 - \lambda_2} e_{1t} - \frac{1}{\lambda_1 - \lambda_2} e_{2t} \end{aligned} .$$

De modo geral, o sistema cointegrado (8) também pode ser expresso na forma de um modelo de correção de erros. Tomando diferenças a partir de (7) tem-se que:

$$\begin{aligned} \Delta y_{1t} &= \beta' u_{2t} + \Delta u_{1t} \\ \Delta y_{2t} &= u_{2t} \end{aligned} \quad (8.a)$$

que, por conseguinte, pode ser expresso como:

$$\begin{aligned}\Delta y_{1t} &= -u_{1,t-1} + (1, \beta')u_t \\ \Delta y_{2t} &= u_{2t}\end{aligned}\quad (8.b)$$

ou em forma compacta como:

$$\Delta y_t = -e\alpha' y_{t-1} + \vartheta_t \quad (8.c)$$

em que $e = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}$, $\alpha' = (1, \beta')$, $\vartheta_t = \begin{bmatrix} 1 & \beta' \\ 0 & I \end{bmatrix} u_t$. O sistema (8.c) é a chamada representação triangular do MCE.

3.1.2 Métodos de estimação para sistemas cointegrados

O procedimento de dois estágios de Engle e Granger (1987) é referência para a estimação de relações de cointegração entre variáveis não estacionárias, e a posterior formulação dessa relação na forma de um modelo de correção de erros.

Considerando o caso bivariado acima, no primeiro estágio do procedimento de Engle e Granger (1987), estima-se por M.Q.O. a relação linear $y_{1t} = \beta' y_{2t} + \mu_t$ e testa-se contra a hipótese nula de não-estacionariedade do resíduo estimado desta regressão $\hat{\mu}_t$. Rejeitada a hipótese de não-estacionariedade a favor da hipótese alternativa de estacionariedade de $\hat{\mu}$, então y_1 e z_1 são cointegradas, $y_t, z_t \sim CI(1,1)$, e o vetor cointegrante é dado por $[1, -\beta']$. O segundo estágio consiste em estimar, também por M.Q.O., o modelo de correção de erros dado por:

$$\Delta y_{1t} = \lambda_0 + \lambda_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{1t-i} + \phi_i \sum_{i=0}^n \Delta y_{2t-i} + \alpha \hat{\mu}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Considerando os problemas destacados acima com o estimador de mínimos quadrados na presença de parâmetros problemáticos, outros métodos de estimação foram propostos a fim de se lidar com essas restrições do estimador de mínimos quadrados em equações estáticas. Abaixo, alguns desses outros métodos serão descritos brevemente e apresentados resultados de alguns estudos que realizaram comparações entre eles.

3.1.3.1 Mínimos Quadrados plenamente parametrizados

Inder (1995 apud Maddala e Kim 1998) a partir de um modelo VAR deriva o seguinte modelo uniequacional:

$$y_{1t} = \beta' y_{2t} + A(L)\Delta y_{1t} + B(L)\Delta y_{2t} + v_t \quad (18)$$

em que $A(L)$ e $B(L)$ são polinômios de defasagem distribuída. Posteriormente à truncagem das ordens de defasagem de $A(L)$ e $B(L)$, o autor sugere que y_{1t} seja regredido y_{2t} , aumentando o modelo com a inclusão de valores adiantados e defasados de Δy_{2t} e defasagens de Δy_{1t} . Os valores adiantados e defasados têm o objetivo de eliminar qualquer efeito das endogeneidades de y_{2t} , enquanto que os valores defasados de Δy_{1t} têm o objetivo de eliminar problemas relacionados à correlação serial.

3.1.3.2 Modelo de correção de erros a partir da estimação de modelo ADL(m,n;p) não restrito

A fim de incorporar a dinâmica ao modelo estático uniequacional, estimado por M.Q.O., Hendry e Richards (1982, 1983 Apud Hendry, 1995) sugerem a estimação de um modelo dinâmico suficientemente geral e sua posterior redução, reparametrizando-o na forma de um modelo de correção de erros, conforme foi exposto simplificadamente em (16). O processo de redução deve seguir critérios de adequabilidade estatística tais como (i) coerência dos dados, (ii) condicionamento válido, (iii) “*encompassing*”, (iv) compatibilidade com a teoria, (v) parcimônia e (vi) constância dos parâmetros⁵². Atualmente, esse processo de redução foi sistematizado e implementado no software PcGets. Hendry e Krolzig (2004) discutem as propriedades do algoritmo de seleção do modelo específico implementado no PcGets. Basicamente, são seguidos os seguintes passos:

- a) formulação geral não restrito;
- b) seleção dos testes de má especificação e seus níveis de significância;
- c) estimação do modelo geral não restrito por M.Q.O. ou variáveis instrumentais;
- d) condução de uma pré-busca de caminhos para redução de modelos a partir da avaliação das estatísticas t associadas aos coeficientes e testes F, eliminando-se um conjunto de variáveis irrelevantes e reduzindo a complexidade do modelo;
- e) a partir desse modelo simplificado, inicia-se a busca do modelo final, com reduções sucessivas e alternativas, admitidas por testes de diagnóstico, seguido da aplicação de testes de *encompassing* a fim de selecionar modelos competidores, selecionando-se um modelo final.
- f) a significância estatística dos coeficientes associados a todas as variáveis no modelo final é acessada por meio de sua avaliação em sub-amostras para se checar a confiabilidade da seleção.

⁵² Para mais detalhes sobre essa teoria de redução ver, entre outros, Hendry (1995)

3.1.3.3 Procedimento de Johansen

Definindo um vetor Y_t de variáveis potencialmente endógenas é possível especificar Y_t como um modelo VAR não restrito, envolvendo k defasagens de Y_t :

$$Y_t = m + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_k Y_{t-k} + \varepsilon, \text{ sendo } \varepsilon \sim IN(0, \Sigma) \quad (19)$$

Esse modelo por se reformulado na forma de um vetor de correção de erros:

$$\Delta Y_t = m + \Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_2 Y_{t-2} + \dots + \Gamma_k Y_{t-k+1} + \Pi Y_{t-k} + \varepsilon$$

$$\text{em que } \Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i), (i = 1, \dots, k-1) \text{ e } \Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k) \quad (19.a)$$

Dessa forma, conforme argumentado anteriormente, esse sistema conterá informações tanto de curto como de longo prazo sobre o ajustamento do vetor Y_t . Escrevendo $\Pi = \alpha\beta'$, em que α é uma matriz ($n \times r$) velocidade de ajustamento ao desequilíbrio; e β , é uma matriz ($r \times n$) dos coeficientes de longo prazo, tal que $\beta'Y_{t-k}$ representa até $(n-1)$ relações de cointegração no modelo multivariado. Supondo que Y_t é um vetor de variáveis $I(1)$, para que ΠY_{t-k} seja $I(0)$, ou Π é uma matriz de zeros, significando a ausência de relações de cointegração, ou então que Π seja uma matriz singular, de posto r , sendo $0 < r \leq n-1$. Basicamente, o procedimento de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990), consiste da determinação do posto (*rank*) de β e da estimação de β' e α , sendo assim um método de estimação multi-equacional⁵³.

Isto é feito a partir da estimação por máxima verossimilhança da equação de regressão:

$$R_{0t} = \alpha\beta'R_{kt} + u_t \quad (20)$$

em que R_{0t} e R_{kt} são os vetores de resíduos da regressão de ΔY_t e Y_{t-k} , respectivamente, sobre $\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-k}$. Esses resíduos são utilizados para a formação da matriz:

$$\begin{bmatrix} S_{00} & S_{0k} \\ S_{k0} & S_{kk} \end{bmatrix} \quad (21)$$

em que $S_{ij} = T^{-1} \sum_{i=1}^T R_{ij} R_{jt}'$. A estimativa de máximo verossimilhança de β é obtida como autovetores correspondentes aos r maiores autovalores a partir da solução da seguinte equação característica:

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0 \quad (22)$$

⁵³ O número de vetores linearmente independentes é chamado de posto (*rank*) de cointegração e o espaço definido pelos vetores cointegrantes é chamado de espaço cointegrante.

Para determinar o número de vetores cointegrantes são sugeridos dois testes de razão de verossimilhança. Ordenando as n raízes características $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_r > \lambda_{r+1} > \dots > \lambda_n$, o primeiro teste, do traço tem que a hipótese nula é de que posto cointegrante é de no máximo de ordem r , contra a hipótese alternativa de que o número de vetores é maior que r . O segundo teste, do máximo autovalor, tem como hipótese nula a existência de r vetores cointegrantes, contra a hipótese alternativa de $r + 1$ vetores cointegrantes. As respectivas estatísticas desses testes são dadas por:

$$\lambda_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r+1}^n (1 - \hat{\lambda}_i) \text{ e } \lambda_{\text{traço}} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (23)$$

sendo distribuídos assintoticamente de forma não padrão. Também é possível testar a imposição de s restrições sobre α e/ou β com base nos autovalores obtidos das funções de verossimilhança restrita e não restrita⁵⁴.

3.1.3.4 Estimador de Mínimos Quadrados plenamente modificado (FM-OLS)

Este é um método uniequacional baseado no uso de M.Q.O. com correções semiparamétricas a fim de eliminar a correlação serial e a endogeneidade, proposto Phillips e Hansen (1990). Com base na expressão (9), o objetivo do método é fazer com que assintoticamente $\hat{\beta}$ siga a distribuição:

$$T(\hat{\beta} - \beta) \Rightarrow \left(\int_0^1 W_2 W_2' \right)^{-1} \left(\int_0^1 W_2 dW_{1,2} \right) \quad (24)$$

Para isso, é necessário primeiramente, com o objetivo de corrigir para a endogeneidade de y_{2t} , modificar y_{1t} e u_{1t} obtendo-se:

$$\begin{aligned} \hat{y}_{1t}^+ &= y_{1t} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22} \Delta y_{2t} \\ \hat{u}_{1t}^+ &= u_{1t} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22} \Delta y_{2t} \end{aligned} \quad (25)$$

Posteriormente, constrói-se um termo δ^+ para a correção da correlação serial dado por $\delta^+ = \sum_{k=0}^{\infty} (\hat{u}_{1t}^+ u_{2t}^+)$. O estimador FM-OLS é na verdade um estimador de dois estágios que combina essas duas correções e é dado por:

$$\beta^+ = (Y_2' Y_2)^{-1} (Y_2' \hat{y}_{1t}^+ - T \delta^+) \quad (26)$$

Estatísticas para testes plenamente modificadas baseadas em β^+ podem ser construídas de forma usual. Dessa forma, definindo a estatística t^+ como:

⁵⁴ Os testes LR para restrições sobre as matrizes α e β possuem distribuição qui-quadrado convencional.

$$t_i^+ = \frac{(\beta_i^+ - \beta_i)}{s_i^+} \quad (27)$$

em que $(s_i^+)^2 = \hat{\omega}_{11.2} [(Y_2' Y_2)^{-1}]_{ii}$ e $\hat{\omega}_{11.2} = \hat{\omega}_{11} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\omega}_{21}$. Pode ser demonstrado que $t_i^+ \Rightarrow N(0,1)$ à medida que $T \rightarrow \infty$ ⁵⁵.

Banerjee et al.. (1986 apud Maddala e Kim, 1998), por meio de estudos de Monte Carlo, compararam a performance de modelos dinâmicos e estáticos, estimados por M.Q.O., e concluíram que embora a dinâmica seja irrelevante assintoticamente, ignorá-la pode vir a produzir um substancial viés em amostras finitas. Nesse sentido, Banerjee et al.. (1986 apud Maddala e Kim, 1998) advogam a estimação de parâmetros de longo prazo por meio de modelos de correção de erros não restritos, na linha de Hendry e Richards (1982,1983 apud Hendry, 1995). Já Phillips e Loretan (1991), também por meio de simulações, compara diversos procedimentos para a estimação de modelos de longo prazo, e concluem que métodos como os de Mínimos Quadrados Plenamente Modificados de Phillips e Hansen (1990) ou Mínimos Quadrados Plenamente Parametrizados de Inder (1995 apud Maddala e Kim, 1998) seriam procedimentos superiores à estimação de modelos de correção não restritos na medida em que levam em conta a possível endogeneidade das variáveis explicativas⁵⁶. Inder (1993), no entanto, produz novas evidências, também a partir de simulações, que demonstram que o método FM-OLS não resolve todos os problemas encontrados na estimação da equação estática por M.Q.O., sugerindo que os resultados encontrados por Phillips e Loretan (1991) seriam furto da forma particular do processo gerado de dados proposto por esses autores, advogando a favor da estimação da estimação de modelos de correção de erros não restrito.

⁵⁵ Hansen (1992) propõe três testes para instabilidade dos parâmetros baseados no estimador FM-OLS. Supondo um modelo de regressão $y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_{1t}$ constrói testes considerando três tipos de hipóteses alternativas, dada a hipótese nula de que β é constante para toda a amostra. O primeiro teste considera um único ponto de quebra em algum ponto t do tempo, em que $1 < t < T$, e T é o tamanho amostral. Tratando esse ponto de quebra como desconhecido, esse teste é o *SupF*, que escolhe o valor máximo de uma seqüência de testes F do tipo testes de Chow, com uma formulação LM, denotado por F_{nt} . O segundo e o terceiro testes testam o parâmetro β modelado como um processo martingale diferença $\beta_t = \beta_{t-1} + \varepsilon_t$ com $E(\varepsilon_t | I_{t-1}) = 0$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \delta^2 G_t$, em que G_t é a inversa de uma matriz de variância-covariância. O segundo teste chamado de *MeanF* pode ser visto como uma média dos testes F_{nt} , e o terceiro, chamado de L_c é uma versão do teste Bayesiano para quebra estrutural proposto por Gardner (1969 apud Hansen, 1992). Os testes *MeanF* e L_c têm como hipótese nula $H_3: \delta^2 = 0$, enquanto a alternativa é dada por $H_4: \delta^2 \neq 0$. Segundo Hansen (1992), o primeiro teste é mais apropriado para descobrir se há alguma súbita quebra de regime, enquanto o segundo e o terceiro são mais apropriados para testar se o modelo está corretamente especificado. Mais especificamente, o teste L_c pode ser usado como um teste com a hipótese nula de cointegração, contra a hipótese alternativa de ausência de cointegração.

⁵⁶ Na verdade Phillips e Loretan (1991), além do seu próprio método, não mencionam o procedimento de Inder (1995 apud Maddala e Kim, 1998), mas sim o método de Saikkonen (1991) de Mínimos Quadrados Dinâmicos, cujo método de Inder seria um aprimoramento ao se incluírem as defasagens de Δy_{1t} e demonstrado equivalente ao procedimento de Phillips e Loretan (1991).

Ainda que o procedimento de Johansen (1988) não seja diretamente comparável aos estimadores uniequacionais, Phillips e Loretan (1991) demonstram que esse estimador estaria livre dos problemas de endogeneidade da mesma forma que o estimador FM-OLS. Entretanto, diversos estudos apresentados em Maddala e Kim (1998) demonstram que esse procedimento também não está livre de inconvenientes, sendo seus resultados extremamente sensíveis à suposição de normalidade dos resíduos, tendendo a encontrar espúrias relações de cointegração, produzindo mais *outliers* que outros procedimentos.

Sendo assim, a estratégia de estimação para relações de longo prazo nesse trabalho será a de utilização de todos os métodos de estimação apresentados anteriormente, comparando seus resultados e avaliando sua consistência. A seleção do melhor modelo será feita com base em testes de raiz unitária para os resíduos das equações selecionadas. A equação selecionada será aquela que apresentar a menor chance de que os resíduos sejam não estacionários.

3.1.3 Cointegração limiar (Threshold Cointegration)

Na seção anterior, de modo simplificado, foi demonstrado para um vetor y_t n -dimensional de variáveis $I(1)$, que um sistema cointegrado $y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_{1t}$ implica a obtenção de um termo de desequilíbrio $u_{1t} = y_{1t} - \beta' y_{2t}$ estacionário, ou reversível à média. Adicionalmente, está implícito, nessa formulação, um processo de ajustamento contínuo ao equilíbrio de longo prazo expresso pela relação linear entre y_{1t} e y_{2t} .

Entretanto, nada impede que na presença de custos de transação, ajustamento ou na presença de custos irrecuperáveis, esse processo de ajustamento se dê de modo discreto. Assim, somente quando o desvio a partir do equilíbrio atinge algum determinado valor crítico, ou limiar, que excede a algum desses tipos de custos, então o sistema retoma a trajetória de ajustamento ao equilíbrio. Isso implicaria que, na ocorrência de alguma forma de ajustamento discreto, a relação cointegrante poderia permanecer inativa dentro de algum determinado intervalo e poderia tornar-se ativa uma vez que o sistema se afastasse suficientemente do equilíbrio. Segundo Balke e Fomby (1997), o conceito de cointegração limiar (*threshold cointegration*) capturaria a essência desse processo de ajustamento não-linear.

Utilizando como ponto de partida o caso simplificado apresentado em (14), supõe-se o modelo seguinte; Balke e Fomby (1997) expõem a formalização do conceito de cointegração da seguinte forma:

$$\begin{aligned} y_t - \lambda_1 z_t &= u_{1t} \\ y_t - \lambda_2 z_t &= u_{2t} \end{aligned} \quad \text{com} \quad \begin{aligned} u_{1t} &= \rho^{(i)} u_{1t-1} + e_{1t} \\ u_{2t} &= u_{2t-1} + e_{2t} \end{aligned} \quad (28.a)$$

$$\rho^{(i)} = \begin{cases} 1 & \text{se } |u_{t-1}| \leq \theta \\ \rho, \text{ com } |\rho| < 1 & \text{se } |u_{t-1}| > \theta \end{cases} \quad (28.b)$$

em que θ representa um valor limiar. A diferença com relação ao sistema convencional, é que o desequilíbrio da relação de cointegração pode apresentar comportamentos distintos, dependendo de sua magnitude. Se $|u_{t-1}| \leq \theta$, então u_t age como se tivesse uma raiz unitária, não havendo então tendência para o retorno ao equilíbrio. Uma vez que $|u_{t-1}| > \theta$, então u_t torna-se um processo estacionário com tendência à reversão à média. Assim, ainda que a relação de cointegração seja globalmente válida, localmente ela pode deixar de ser válida.

Também da mesma forma que (16), o vetor de correção de erros (VEC) será dado por:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \frac{\lambda_2}{\lambda_1 - \lambda_2} [(\rho^{(i)} - 1)(y_{t-1} - \lambda_1 z_{t-1})] + \eta_{1t} \\ \Delta z_t &= \frac{1}{\lambda_1 - \lambda_2} [(\rho^{(i)} - 1)(y_{t-1} - \lambda_1 z_{t-1})] + \eta_{2t} \end{aligned} \quad (29)$$

em que

$$\begin{aligned} \eta_{1t} &= \frac{\lambda_2}{\lambda_1 - \lambda_2} e_{1t} + \frac{\lambda_1}{\lambda_1 - \lambda_2} e_{2t} \\ \eta_{2t} &= \frac{1}{\lambda_1 - \lambda_2} e_{1t} - \frac{1}{\lambda_1 - \lambda_2} e_{2t} \end{aligned} .$$

Ou seja, se os desvios para com o equilíbrio de longo prazo não superarem o valor limiar, $|u_{t-1}| \leq \theta$, os termos de velocidade de ajustamento ao equilíbrio de Δy_t e Δz_t devem ser zero já que $\rho^{(i)} = 1$. Por outro lado, quando o valor limiar de desequilíbrio é superado, $|u_{t-1}| > \theta$, então os termos de velocidade de ajustamento passam a ser diferentes de zero, fazendo com que as variações de y_t e z_t respondam ao desequilíbrio da relação de longo prazo.

Balke e Fomby (1997) generalizam a dinâmica do erro de equilíbrio permitindo interceptos diferentes de zero e limiares assimétricos (*asymmetric thresholds*), isto é:

$$u_{1t} = \begin{cases} \alpha^{(u)} + \rho^{(u)}(L)u_{t-1} + \varepsilon_t^{(u)}, & \text{se } \theta^{(u)} < u_{t-d} \\ \alpha^{(m)} + \rho^{(m)}(L)u_{t-1} + \varepsilon_t^{(m)}, & \text{se } \theta^{(l)} \leq u_{t-d} \leq \theta^{(u)} \\ \alpha^{(l)} + \rho^{(l)}(L)u_{t-1} + \varepsilon_t^{(l)}, & \text{se } \theta^{(l)} > u_{t-d} \end{cases} \quad (28.c)$$

em que $\rho^{(i)}(L)$ são polinômios de defasagens e $\varepsilon^{(i)}$ e termos de distúrbios aleatórios dependentes dos regimes i com $i = l, m, u$. Nesse caso z_t será representado por diferentes autoregressões dependendo do valor de z_{t-d} . Seguindo Balke e Fomby (1997), o integral d representa a defasagem no processo de correção de erro e reflete a possibilidade de que os agentes econômicos possam reagir a desvios do equilíbrio com alguma defasagem.

De forma similar a (29), também é possível derivar um vetor de correção de erros notando-se que $\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta z_t \end{bmatrix} = \frac{1}{\beta - \alpha} \begin{bmatrix} \beta & -\alpha \\ -1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \mu_{1t} \\ \Delta \mu_{2t} \end{bmatrix}$, $\Delta u_{1t} = \mu^{(i)} + (\rho^{(i)}(L) - 1)u_{1,t-1} + \varepsilon_{1t}^{(i)}$, com $i = l, m, u$ e se admitindo que $\Delta u_{2t} = \mu_2 + B(L)\Delta u_{2,t-1} + \varepsilon_{2t}$. Com isso, é possível escrever o vetor de correção de erros como:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta z_t \end{bmatrix} = \frac{1}{\beta - \alpha} \begin{bmatrix} \beta & -\alpha \\ -1 & 1 \end{bmatrix} \left\{ \begin{bmatrix} \mu^{(i)} \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \rho^{*(i)}(L)\Delta u_{1,t-1} \\ B(L)\Delta u_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} (\rho^{(i)}(1) - 1)u_{1,t-1} \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \right\} \quad (29.a)$$

em que o polinômio $\rho^{*(i)}(L)$ é uma reparemetrização de $\rho^{(i)}(L)$ com uma defasagem a menos. Ou seja, de forma compacta, denotando por $X_t = [y_t, z_t]$, o vetor de correção de erros pode ser expresso como:

$$\Delta X_t = \mu_X^{(i)} + C^{(i)}(L)\Delta X_t + \gamma^{(i)}u_{1,t-1} + v_t^{(i)} \text{ para } i = l, m, u \quad (30)$$

Balke e Fomby (1997) propõem um procedimento de dois estágios para se testar não linearidades em sistemas cointegrados. O primeiro método é um teste para cointegração usual, conduzido por meio da estimação de uma equação estática por M.Q.O., com o subsequente teste de raiz unitária para verificar a estacionariedade dos resíduos, ou pelo procedimento de Johansen (1988). O segundo passo testa para linearidade contra a hipótese alternativa de uma estrutura SETAR (*Self Exciting Threshold Autoregression*).

Um modelo SETAR é um modelo na forma TAR (*threshold autoregressive*) em que se assume que a variável limiar seja uma variável dependente defasada. Ou seja, uma série temporal Y_t é um processo limiar autoregressivo com m regimes (TAR) que se auto-excita (SETAR) se tem o seguinte modelo:

$$Y_t = \alpha_1 X_{t-1} I_{1,t}(\gamma, d) + \dots + \alpha_m X_{t-1} I_{m,t}(\gamma, d) + \varepsilon_t \quad (31)$$

em que $X_{t-1} = (1, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p})'$ é um vetor $k \times 1$, com $k = p + 1$, $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_m)$ com $\gamma_1 < \gamma_2 < \dots < \gamma_m$ e $I_{j,t}(\gamma, d) = I(\gamma_{j-1} < Y_{t-d} \leq \gamma_j)$, em que $I(\cdot)$ é uma função indicadora com $I(a) = 1$ se a é verdadeira ou $I(a) = 0$ caso contrário. Os parâmetros γ_j são valores limiares (*thresholds*) e d é o parâmetro de defasagem, sendo usualmente estabelecido que $d \in [1, \bar{d}]$ com $\bar{d} = p$ e ε_t i.i.d. $(0, \sigma^2)$.

Estabelecendo $M_t(\gamma, d) = (X_{t-1}I_{1,t}(\gamma, d), \dots, X_{t-1}I_{m,t}(\gamma, d))$, uma representação alternativa para (31) pode ser dada por:

$$Y_t = M_t(\gamma, d)\alpha + \varepsilon_t \quad (31.a)$$

em que $\alpha' = (\alpha'_1, \alpha'_2, \dots, \alpha'_m)$ os parâmetros de interesse são α', γ e d . Conforme demonstrado em Hansen (1997, 1999), estimativas sequenciais condicionais por Mínimos Quadrados são a forma mais fácil de se obter estimativas por mínimos Quadrados. Isto é, para valores dados de (γ, d) , o estimador de Mínimos Quadrados é dado por:

$$\hat{\alpha}(\gamma, d) = \left(\sum_{t=1}^n M_t(\gamma, d)M_t(\gamma, d)' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n M_t(\gamma, d)Y_t \right) \quad (32)$$

com resíduos $\hat{\varepsilon}_t(\gamma, d) = Y_t - M_t(\gamma, d)\hat{\alpha}(\gamma, d)$ e variância amostral $\hat{\sigma}^2(\gamma, d) = n^{-1} \sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t(\gamma, d)^2$.

A estimativa de Mínimos Quadrados é aquela cujo valor da combinação (γ, d) minimiza o valor de $\hat{\sigma}^2(\gamma, d)$, isto é:

$$(\hat{\gamma}, \hat{d}) = \arg \min_{\gamma \in \Gamma, d \in \Delta} \hat{\sigma}^2(\gamma, d) \quad (33)$$

em que $\Gamma = [\underline{\gamma}, \bar{\gamma}]$ e $\Delta = [l, \bar{d}]$. O problema de minimização pode ser resolvido por busca direta⁵⁷.

O teste de hipótese de um modelo SETAR(j) contra a hipótese alternativa de um modelo SETAR(k) ($k > j$) pode ser aplicado por meio de um teste F, em que será rejeitada a hipótese nula para grandes valores de:

$$F_{j,k} = n \left(\frac{\hat{\sigma}_j^2 - \hat{\sigma}_k^2}{\hat{\sigma}_k^2} \right) \quad (34)$$

Hansen (1999) demonstra que a minimização de (33) é equivalente à busca de valores para (γ, d) que maximizem $F_{j,k}$, de modo que:

$$F_{j,k} = \sup_{\gamma \in \Gamma, d \in \Delta} F_{j,k}(\gamma, d) \quad (34.a)$$

Já que (γ, d) são não identificados, sob a hipótese nula, a distribuição assintótica de $F_{j,k}$ não é uma distribuição padrão χ^2 , mas sim uma função de variáveis aleatórias (γ, d) , fazendo com que os valores críticos para a distribuição de $F_{j,k}$ sejam não usuais e tenham de ser calculados para cada aplicação. Hansen (1997) deriva essa distribuição por meio de técnicas

⁵⁷ Segundo Hansen (1997), o problema da estimação de (33), com a inclusão da busca de mais um parâmetro desconhecido d , requer aproximadamente a estimação de $n\bar{d}$ regressões (n valores distintos de γ vezes $\bar{d}$). Já que Δ é discreto a estimativa de Mínimos Quadrados para d é superconsistente.

de *bootstrap*, enquanto que Hansen (1999) apresenta o cálculo de uma distribuição por *bootstrap*⁵⁸. É demonstrado que as distribuições assintóticas calculadas e aproximadas também serão distintas sob a suposição de erros homocedásticos ou heterocedásticos, havendo, portanto, a necessidade de cálculo de diferentes valores críticos. Hansen (1997,1999) demonstra que os valores críticos calculados para erros heterocedásticos são usualmente superiores àqueles calculados para erros homocedásticos, sendo, então, uma forma de teste para linearidade mais conservadora.

Para a realização do teste de hipótese é necessário restringirem-se os valores limiares γ_j , de modo que cada regime contenha um número mínimo de observações. Seja $n_j = \sum_{t=1}^n I_{j,t}(\gamma, d)$ o número de observações do j -ésimo regime e $n_j/n = \tau$ a proporção de informações do j -ésimo regime. Dentre os parâmetros a serem estabelecidos na estimação dos modelos SETAR, é necessária a escolha de um valor adequado de τ .

3.2 Modelos de regressão com dados em painel

3.2.1 Modelos de regressão linear

Um conjunto de dados em painel é aquele que segue uma determinada amostra de indivíduos ao longo do tempo, fornecendo múltiplas informações sobre cada indivíduo na amostra. A análise de dados em painel, juntamente com a análise de séries de tempo, tem sido objeto de intenso desenvolvimento na literatura de econometria. Nessa seção, no entanto, a discussão dos modelos e técnicas de estimação selecionadas está diretamente relacionada àquelas a serem empregadas mais adiante no capítulo empírico desse trabalho. Antes apresentar propriamente a teoria econométrica sobre o tema, é conveniente definir a notação adotada nessa seção do capítulo.

Escrevendo na forma vetorial, tem-se que:

⁵⁸ Segundo Hansen (1999), é importante não confundir o algoritmo para o cálculo da distribuição assintótica, que se assemelha a uma replicação por *bootstrap*, com uma distribuição aproximada por *bootstrap*, que é a segunda forma de cálculo dos valores críticos.

$$\underset{(NT \times 1)}{y} = \begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix}, \underset{(NT \times K)}{x} = \begin{bmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_N \end{bmatrix}, \underset{(NT \times 1)}{u} = \begin{bmatrix} u_1 \\ \vdots \\ u_N \end{bmatrix} \text{ com}$$

$$\underset{(T \times 1)}{y_i} = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}, \underset{(T \times K)}{x_i} = \begin{bmatrix} x_{i11} & x_{i12} & \cdots & x_{i1K} \\ x_{i21} & x_{i22} & \cdots & x_{i2K} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ x_{iT1} & x_{iT2} & \cdots & x_{iT K} \end{bmatrix}, \underset{(T \times 1)}{u_i} = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix} \text{ e } x_t = [x_{1t} \quad x_{2t} \quad \cdots \quad x_{Kt}] \text{ em}$$

que $i=1, \dots, N$ e $t=1, \dots, T$.

As médias dos grupos i e geral são dadas respectivamente por $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$ e

$\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}$, $\bar{\bar{y}} = \frac{1}{NT} \sum_{n=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it}$ e $\bar{\bar{x}} = \frac{1}{NT} \sum_{n=1}^N \sum_{t=1}^T x_{it}$. A mesma notação é válida para o vetor u .

Também são úteis algumas definições de exogeneidade. Considere o modelo linear simples $y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + u_{it}$, em que y_{it} é variável dependente da unidade em *cross-section* i no período t , x_{it} é a correspondente variável independente, ou explicativa, e u_{it} é termo de distúrbio aleatório, para $i=1,2,\dots, N$ e $t=1,2,\dots,T$. Então define-se:

a) Exogeneidade Estrita: $E(u_t | x_1, x_2, \dots, x_T) = 0$

Implicações:

i) Em razão da lei das Expectativas Iteradas: $E_x(E(u_t | x)) = E(u_t) = 0$ para $t=1,2,\dots, T$

ii) Já que $E(x_{i,s} u_{i,t}) = E(E(x_{i,s} u_{i,t} | x_{i,s})) = E(x_{i,s} E(u_{i,t} | x_{i,s})) = 0$, então os regressores x são ortogonais aos termos de distúrbâncias (não somente aos termos de distúrbâncias contemporâneas, mas para qualquer $s \neq t$).

iii) $Cov(u_t, x_{i,s}) = E(x_{i,s} u_{i,t}) - E(x_{i,s})E(u_t) = 0$

b) Exogeneidade Contemporânea: $E(u_t | x_t) = 0$,

Implicações:

Então u_t e x_t são ortogonais somente contemporaneamente, implica que $Cov(u_{i,t}, x_{i,t}) = E(x_{i,t} u_{i,t}) - E(x_{i,t})E(u_{i,t}) = 0$.

Agora suponha-se uma amostra de observações de características de N indivíduos ao longo de T períodos, denotados por y_{it} , x_{kit} $i=1,\dots,N$, $t=1, \dots, T$ e $k=1,\dots,K+L$. Convencionalmente, assume-se que as observações sobre y são resultados aleatórios de algum experimento com uma distribuição de probabilidade condicional sobre o vetor de características x e parâmetros θ , $f(y|x, \theta)$. Quando dados em painel são utilizados, em última instância, objetiva-se utilizar o maior conjunto de observações disponível para realizar

inferência sobre θ . No entanto, na maior parte das vezes, o conjunto de características $\mathbf{x}$ não é plenamente observado. Isto é, $\mathbf{x}$ pode incluir um conjunto de K características observáveis e um conjunto de L características não observáveis. Nesse caso, a inferência sobre θ em modelos de regressão pode ser prejudicada pelo conhecido problema de variável omitida. É no sentido de resolver esse problema que a análise em dados em painel é promovida. Será suposto também, ao longo dessa discussão, que a mesma unidade em *cross-section* é encontrada em todos os períodos do tempo na amostra, o que é, convencionalmente, denominado de um painel balanceado, sendo $N > T$, com T fixo e N tendendo a infinito na interpretação dos resultados para grandes amostras.

Com isso, sejam y e $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_K)$ variáveis aleatórias observáveis e c uma variável aleatória não-observável. Supõe-se aqui que a característica não observável é invariante no tempo, porém específica à unidade i ⁵⁹. Assumindo uma forma linear, com parâmetros constantes no tempo, para o modelo de regressão, o mesmo pode ser expresso por:

$$E(y|\mathbf{x}, c) = \beta_0 + \mathbf{x}\beta + c \quad (35)$$

em que β é vetor de parâmetros de interesse. Se $y = E(y|\mathbf{x}, c) + u$, em que u é um vetor de distúrbios com $E(u_i) = 0$, $E(u_i u_i') = \sigma_u^2 I_T$ e $E(u_i u_m') = 0$, para qualquer $i \neq m$ e por definição $E(u_t | \mathbf{x}_t, c) = 0$ para $t = 1, 2, \dots, T$. Então para a unidade em *cross-section* i , no tempo t , tem-se a seguinte equação:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1,it} + \dots + \beta_K x_{K,it} + c_i + u_{it} \quad (35.a)$$

A abordagem tradicional centra-se na discussão sobre a natureza determinista ou não do termo não observável c_i . O termo c_i é chamado de “efeito aleatório” quando o mesmo é suposto ser uma variável aleatória, determinando um componente de distúrbio aleatório composto, $c_i + u_{it}$. Quando essa suposição é adotada a estimação do vetor β é realizada utilizando-se o chamado estimador de efeitos aleatórios. Por outro lado, quando se supõe que c_i é um termo determinista, então o termo é chamado efeito fixo e a estimação de β é realizada utilizando-se o estimador de efeitos fixos. Essa distinção entre efeito fixo e aleatório foi questionada por Mundlak (1978 apud Hsiao, 1986), argumentando que o problema de escolha do estimador para β , e, conseqüentemente, suas propriedades em amostras finitas e grandes, depende da existência ou não de relação entre c_i e x_i ⁶⁰.

⁵⁹ Esse efeito não-observável, usualmente, é interpretado como características dos indivíduos ou unidades econômicas, tais como, habilidade cognitiva ou gerencial, motivação, conhecimento tácito, etc.

⁶⁰ Supondo-se exogeneidade estrita, o modelo de regressão acima seria dado por $E(y_{it} | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT}, c) = \beta_0 + x_{it}\beta + c_i$. Agora considerando apenas a esperança condicional de y sobre $\mathbf{x}$ dada

Levando em consideração a crítica de Mundlak, se for suposto que:

- 1) $E(u_{it}|x_i, c_i) = 0$, implica em $E(u_{it}c_i) = 0$;
- 2) $E(c_i|x_i) = E(c_i) = 0$ e
- 3) $E(c_i^2) = \sigma_c^2$ e $E(c_i c_j) = 0$ se $i \neq j$.

O modelo (53.a) pode ser reescrito como:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1,it} + \dots + \beta_k x_{k,it} + v_{it},$$

em que $v_{it} = c_i + u_{it}$ é um termo de distúrbio composto do efeito não observável e da parte não sistemática do modelo. Então, com $E(v_{it}v_{is}) = \sigma_c^2 + \sigma_u^2$ se $i = s$ e $E(v_{it}v_{is}) = \sigma_c^2$ se $i \neq s$

Escrevendo o modelo para todos os T períodos da forma:

$$y_i = \beta_0 + x_i \beta + v_i \quad (35.b)$$

em que $v_i = c_i \mathbf{i} + u_i$, sendo $\mathbf{i}$ um vetor (TX1) de 1's, para $i = 1, 2, \dots, N$. A presença de c_i produz uma correlação entre os resíduos da mesma unidade em *cross-section*, ainda que os resíduos de diferentes unidades em *cross-section* sejam independentes. Com isso, a matriz de variância-covariância dos distúrbios é dada por $\Omega = E(v_i v_i') = \sigma_u^2 I_T + \sigma_c^2 \mathbf{i} \mathbf{i}'$ e sua inversa

$$\text{dada por } \Omega^{-1} = \frac{1}{\sigma_u^2} \left[I_T - \frac{\sigma_c^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_c^2} \mathbf{i} \mathbf{i}' \right].$$

Supondo-se que estimativas consistentes para σ_c^2 e σ_u^2 possam ser obtidas, a estimação eficiente de β é obtida por meio do estimador de Mínimos Quadrados generalizados factíveis (MQGF) ⁶¹. As equações normais por MQG são $\left[\sum_{i=1}^N x_i' \Omega^{-1} x_i \right] \hat{\beta}_{GLS} = \left[\sum_{i=1}^N x_i' \Omega^{-1} y_i \right]$. É possível reescrever Ω^{-1} como $\Omega^{-1} = \frac{1}{\sigma_u^2} \left[M - \theta \frac{1}{T} \mathbf{i} \mathbf{i}' \right]$, em que $M = I_T - \frac{1}{T} \mathbf{i} \mathbf{i}'$ e $\theta = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_c^2}$. Hsiao

(1986) demonstra que o estimador de Mínimos Quadrados generalizados será dado por:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{GLS} &= \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N x_i' M x_i + \theta \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{\bar{x}})(\bar{x}_i - \bar{\bar{x}})' \right]^{-1} \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N x_i' M y_i + \theta \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{\bar{x}})(\bar{y}_i - \bar{\bar{y}})' \right] \\ &= \Delta \hat{\beta}_b + (I_K - \Delta) \hat{\beta}_w \end{aligned} \quad (36)$$

em que

por $E(y_{it}|x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT}) = \beta_0 + x_{it} \beta + E(c_i|x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT})$. Então, o argumento de Mundlak está relacionado ao fato de $E(c_i|x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT})$ ser igual ou diferente de $E(c_i)$.

⁶¹ Para mais detalhes sobre a obtenção dessas estimativas ver, entre outros, Hsiao (1986), Greene (1997), ou Wooldridge (2002).

$$\Delta = \theta T \left[\sum_{i=1}^N x_i' M x_i + \theta T \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x}) \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x}) \right],$$

$$\hat{\beta}_b = \left[\sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x}) \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y}) \right] \text{ é o estimador entre-grupos}$$

$$\text{e } \hat{\beta}_w = \left[\sum_{i=1}^N x_i' M x_i \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N x_i' M y_i \right] \text{ é o estimador intra-grupo.}$$

$$\text{com } \text{var}(\hat{\beta}_{\text{GLS}}) = \sigma_u^2 \left[\sum_{i=1}^N x_i' M x_i + T \theta \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x}) \right]^{-1}$$

Sob a suposição de estrita exogeneidade dos regressores e de que $\text{rank } E[x' \Omega^{-1} x] = K$, é possível demonstrar que $\hat{\beta}_{\text{MQG}}$ é BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*) e consistente.

Adicionalmente, sendo $\theta = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T \sigma_c^2}$, então quando $\sigma_c^2 = 0$, $\theta = 1$. Com isso, $\hat{\beta}_{\text{MQG}} = \hat{\beta}_{\text{MQO}}$,

em que $\hat{\beta}_{\text{MQO}}$ é a estimativa de β por Mínimos Quadrados. À medida que θ diferencia-se de 1, é possível perceber que a ineficiência do estimador de Mínimos Quadrados deve-se a uma ponderação ineficiente dos estimadores intra-grupo e entre-grupos.

Ainda que válidas as suposições (1), (2) e (3) acima, se o modelo não contém efeitos não-observados, a estimação por M.Q.O. torna-se BLUE. A ausência do efeito não observável é estatisticamente equivalente a $H_0: \sigma_c^2 = 0$. Breusch e Pagan (1980 apud Greene, 1997) desenvolvem um teste para essa hipótese com base nos resíduos obtidos por M.Q.O.. A estatística do teste de Multiplicador de Lagrange é dada por:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{v}_{it} \right)^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{v}_{it}^2} - 1 \right] \sim \chi_1^2 \quad (37),$$

em que $\hat{v}_{it}$ é o resíduo do modelo obtido por M.Q.O.⁶².

Agora se $\sigma_u^2 = 0$ então $\Delta = 0$, e, com isso, $\hat{\beta}_{\text{MQG}} = \hat{\beta}_w$, com

$$\text{var}(\hat{\beta}_w) = \sigma_u^2 \left[\sum_{i=1}^N x_i' M x_i \right]^{-1} \geq \text{var}(\hat{\beta}_{\text{GLS}}), \text{ também chamado de estimador de efeitos fixos. Essa}$$

hipótese significa dizer que toda variação entre unidades de *cross-section* seria devido às diferenças não-observáveis, supostamente constantes ao longo do tempo. O mesmo ocorreria

⁶² Sob a hipótese nula, LM é distribuída como uma qui-quadrado com um grau de liberdade. Um possível problema desse teste é que o mesmo pode detectar diversas formas de correlação do erro composto, de modo que a rejeição da hipótese nula pode evidenciar também outras formas de erro de especificação.

se $T \rightarrow \infty$. Nesse caso, a diferença não-observável tornar-se-ia observável ⁶³. De fato, Mundlak (1978, apud Hsiao, 1986) demonstra que se for possível modelar c_i como $c_i = \bar{x}_i' a + \omega_i$, de modo que $E(c_i | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT}) = \bar{x}_i' a$, sendo então $E(c_i | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT}) \neq 0$ se $a \neq 0$. Reescrevendo o modelo linear para y , para todos os T períodos, como

$$y_i = \beta_0 + x_i \beta + \bar{x}_i a + v_i, \text{ em que } v_i = \omega_i + u_i$$

o estimador β de MQG poderia ser reescrito como $\hat{\beta}_{GLS} = \hat{\beta}_w + \Delta a$, de forma que $E(\hat{\beta}_{GLS}) = \beta + \Delta a$. Isto é, o estimador seria viesado, contanto que o efeito não observável fosse correlacionado com as demais variáveis explicativas. Assim, quando T for fixo, ainda que $N \rightarrow \infty$, $\hat{\beta}_{GLS}$ continuará ser inconsistente, isto é, $\text{plim}_{N \rightarrow \infty} \hat{\beta}_{GLS} \neq \beta$. Somente quando $T \rightarrow \infty$ e, conseqüentemente, $\Delta = 0$, conforme foi dito acima, é que $\text{plim}_{T \rightarrow \infty} \hat{\beta}_{GLS} = \beta$.

O estimador de efeitos fixos significa então “limpar” o modelo dos efeitos individuais. Ou seja, se $\bar{y}_i = \beta_0 + \beta \bar{x}_i + c_i + \bar{u}_i$, então $y_i - \bar{y}_i = \beta(x_i - \bar{x}_i) + (u_i - \bar{u}_i)$, que é propriamente a transformação operada por $M = I_T - \frac{1}{T} \mathbf{1}\mathbf{1}'$, eliminando-se todos os efeitos individuais supostamente invariantes no tempo, observáveis ou não. Sendo $\ddot{x}_i = (x_i - \bar{x}_i)$ e admitindo-se $\text{rank } E(\ddot{x}_i \ddot{x}_i') = K$, então é possível demonstrar que, sob a hipótese de exogeneidade estrita dos regressores x , mas sem a necessidade de supor que os efeitos observáveis e não observáveis sejam não correlacionados, $\hat{\beta}_w$ é não viesado, consistente e assintoticamente normalmente distribuído com média β e $\text{var}(\hat{\beta}_w) = \hat{\sigma}_u^2 \left[\sum_{i=1}^N x_i' M x_i \right]^{-1}$ ⁶⁴.

Conforme demonstrado, ainda que a questão sobre c_i não seja o fato de ser fixo ou aleatório, mas sim sua correlação ou não com x_i , a sua estimação por efeitos fixos, quando correlacionado com x_i ainda produz estimativas não viesadas de β . Portanto, uma forma de decidir pelo modelo de efeitos fixos ou aleatórios é a realização de um teste de má especificação, tendo como hipótese nula de que c_i é aleatório, ou seja, não correlacionado com

⁶³ Hsiao (1986) esclarece que é possível unificar as duas abordagens ao conceber o modelo de efeitos fixos como aquele em que o investigador faz inferências sobre os efeitos que estão em uma amostra. O modelo de efeitos aleatórios é visto como aquele em que o investigador faz inferência não condicional, ou marginal, com relação à população de todos efeitos. Então, segundo Hsiao, não há efetivamente distinção entre a natureza do efeito, mas sim se o investigador decide realizar inferência sobre as características da população (“aleatórios”) ou somente com relação aos efeitos que estão na amostra (“fixos”).

⁶⁴ A abordagem tradicional de efeitos fixos entende c_i como parâmetros a serem estimados. Nesse caso, o estimador de efeitos fixos pode ser apresentado também na forma do estimador de mínimos quadrados com variáveis *dummies* para os efeitos individuais (MQVD).

x_i . Hausman (1978) observa que sob $H_0: E(c_i|x_i) = 0$, o estimador de M.Q.G. atinge o limite inferior de Cramér-Rao, mas sob $H_1: E(c_i|x_i) \neq 0$, o estimador de M.Q.G. é viesado. Então o teste de Hausman (1978) pergunta se $\hat{\beta}_w$ é estatisticamente diferente de $\hat{\beta}_{MQG}$, isto é sob $H_0: \hat{\beta}_{MQG} = \hat{\beta}_w$ e sob $H_1: \hat{\beta}_{MQG} \neq \hat{\beta}_w$. Para testar essa hipótese faz-se uso da seguinte estatística:

$$m = \hat{q}' \text{Var}(\hat{q})^{-1} \hat{q} \sim \chi_K^2, \quad (38)$$

em que $\hat{q} = \hat{\beta}_w - \hat{\beta}_{MQG}$ e $\text{Var}(\hat{q}) = \text{Var}(\hat{\beta}_w) - \text{Var}(\hat{\beta}_{MQG})$.

Sob a hipótese nula, esta estatística é distribuída assintoticamente como uma qui-quadrado com K graus de liberdade.

Diferenciando o modelo geral em um período obtém-se:

$$\Delta y_{it} = \beta_1 \Delta x_{1,it} + \dots + \beta_k \Delta x_{k,it} + \Delta u_{it} \quad (39)$$

Nota-se que nesse modelo, tanto os efeitos individuais observáveis, quanto os não observáveis invariantes no tempo, desaparecem do modelo, mas a interpretação de β permanece inalterada. Assim sendo, em termos vetoriais, o estimador em primeiras diferenças $\hat{\beta}_{FD}$ é a estimativa por Mínimos Quadrados ordinários da regressão de Δy_{it} sobre Δx_{it} , isto é:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{FD} &= \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \Delta x_{it} \Delta x_{it}' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \Delta x_{it} \Delta y_{it} \right] \\ &= \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \Delta x_{it} \Delta x_{it}' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \Delta x_{it} (\beta \Delta x_{it} + \Delta u_{it}) \right] \end{aligned} \quad (40)$$

Sob a suposição de que $E(\Delta x_{it} \Delta u_{it}) = 0$ e $\text{rank } E(\Delta x_i \Delta x_i') = K$ é possível demonstrar que $\hat{\beta}_{FD}$ é consistente, assintoticamente normal e não-viesado. É interessante observar que sendo $E[\Delta x_{it} \Delta u_{it}] = E[(x_{it} - x_{it-1})(u_{it} - u_{it-1})]$, isto deve implicar que x_{it} não deve ser correlacionado nem com distúrbios passados, correntes ou futuros, o que significa admitir que x_{it} é estritamente exógena.

Adicionalmente, é importante observar que ao supor que $E(u_i) = 0$, $E(u_i u_i') = \sigma_u^2 I_T$ e $E(u_i u_m') = 0$, significa dizer que u_{it} é i.i.d., então denotando como $\varepsilon_{it} = \Delta u_{it}$, tem-se que $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{it-1}) = -\sigma_u^2$. No entanto, sob a suposição de que u_{it} segue um processo *random walk*, isto deve implicar que $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{it-1}) = 0$. Ou seja, um critério de escolha para o modelo de efeitos ou em diferenças está relacionado à dependência do termo de distúrbio. No caso de independência de u_{it} , o estimador de efeitos fixos é mais eficiente. Por outro lado, no caso de forte correlação serial de u_{it} , então o estimador de primeiras diferenças deve produzir estimativas mais eficientes.

Agora considere-se o seguinte modelo:

$$y_{it} = \beta_0 + \alpha y_{i,t-1} + \beta_1 x_{it} + c_i + u_{it} \text{ com } |\alpha| < 1 \quad (41)$$

Continuando a admitir que as distúrbâncias não são correlacionadas entre as observações, ainda assim, nesse caso, a hipótese de estrita exogeneidade não é mais atendida. Sendo $z_i = [x_{it}, x_{it}, \dots, x_{it}, y_{i,t-1}, c_i]$, é possível perceber que $\text{Cov}[z_{it} \quad u_{is}] = 0$ se $s \geq t$, porém, $\text{Cov}[z_{it} u_{is}] \neq 0$ se $s < t$. Com isso, as condições para os resultados de não viés em amostras finitas deixam de ser válidas. Restam apenas os resultados em grandes amostras. Assumindo que $E[u_{it} | x_{it}, x_{it}, \dots, x_{it}, y_{i,t-1}, c_i] = 0$, ou seja, que z_i é exógeno sequencialmente é possível demonstrar que continuam válidos os resultados em grandes amostras à medida que $T \rightarrow \infty$ ⁶⁵. Por exemplo, o resultado de consistência para o estimador de efeitos fixos é demonstrado por Hsiao (1986) ao admitir um modelo AR(1), com y_{i0} dado e u_{it} normalmente distribuído:

$$y_{it} = \beta_0 + \alpha y_{i,t-1} + c_i + u_{it} \quad (41.a)$$

$$\text{Sendo } \hat{\alpha}_b = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y}_i)(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1})}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1})^2} = \alpha + \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y}_i)(u_{it} - \bar{u}_i) / NT}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1})^2 / NT}$$

Hsiao (1986) demonstra que no caso de T fixo:

$$\text{plim}_{N \rightarrow \infty} (\hat{\alpha}_b - \alpha) = -\frac{1 + \alpha}{T - 1} \left(1 - \frac{1}{T} \frac{1 - \alpha^T}{1 - \alpha} \right) \left\{ 1 - \frac{2\alpha}{(1 - \alpha)(T - 1)} \left[1 - \frac{1 - \alpha^T}{T(1 - \alpha)} \right] \right\}^{-1}$$

Isto é, principalmente, em razão de $\text{plim}_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{y}_{i,-1} \bar{u}_i \neq 0$ no caso de T fixo e somente

convergir para zero, quando $T \rightarrow \infty$, deve-se esperar que o viés assintótico de $\hat{\alpha}$ será negativo se $\alpha > 0$. No caso do estimador de efeitos aleatórios, a necessidade de suposição sobre a natureza fixa ou aleatória dos valores iniciais de y_i , bem como as diversas possibilidades de construção do seu processo estocástico, dificultam a obtenção de estimativas consistentes de β , e demais parâmetros a serem considerados no modelo, por máximo verossimilhança, tornando o procedimento pouco utilizado na prática. Assim, a solução usual proposta para esse problema é estimar o modelo em primeiras diferenças a fim de se eliminarem os efeitos invariantes no tempo (fixos ou aleatórios) e utilizar o estimador de

⁶⁵ Greene (1997) destaca a importância de assumir a estacionariedade e ergodicidade das variáveis, bem como a finitude dos momentos de ordem igual ou superior a dois das distúrbâncias em modelos com séries temporais.

variáveis instrumentais para se obter uma estimativa consistente de α , ou seja, a partir da estimação de

$$(y_{it} - y_{i,t-1}) = \alpha(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \beta(x_{i,t} - x_{i,t-1}) + (u_{i,t} - u_{i,t-1}) \quad (42)$$

em razão da correlação $\Delta y_{i,t-2}$ com $\Delta y_{i,t-1}$, e da ausência de correlação com $\Delta u_{i,t-1}$, Anderson e Hsiao (1982, apud Hsiao, 1986) sugerem a utilização de $y_{i,t-2}$ e $\Delta y_{i,t-2}$ como instrumentos para a estimação pelo método de variáveis instrumentais de α . Nesse caso, ambos são estimadores consistentes à medida de N e/ou T tendem a infinito. Já Arellano e Bond (1991) propõem o uso do conjunto inteiro de instrumentos em um procedimento de estimação GMM (Métodos Generalizados dos Momentos). A lógica por trás desse estimador é simples, ou seja, quanto mais avançado está o painel maior o número de instrumentos disponíveis. Por exemplo, se estiver disponível um painel com dez anos de observações, e estima-se do terceiro ao décimo ano, no ano três (com ausência de correlação serial) é possível usar variáveis datadas no ano um como instrumentos, enquanto no ano quatro é possível utilizar variáveis datadas nos anos um e dois como instrumentos e assim por diante, até que no décimo ano, as informações dos oito primeiros anos são instrumentos válidos. Com isso, é possível gerar estimativas mais eficientes à medida que mais informação é adicionada quanto mais avançado está o painel.

3.2.2 Modelos com variável dependente limitada

Nessa seção, será discutida, brevemente, a extensão dos modelos de regressão em painel para o caso de variáveis dependentes limitadas binárias. Serão consideradas situações em que o pesquisador dispõe de informações de uma amostra aleatória balanceada de N indivíduos, tendo registrado sua história de presença ou não em um determinado evento ao longo de um intervalo de T períodos de tempo.

Antes, porém, é interessante apresentar uma rápida introdução sobre modelos de variável dependente limitada, a fim de servir como base para resultados ulteriores. Admitindo, inicialmente, um único período do tempo, considere-se uma situação em que um indivíduo deve realizar uma escolha, por exemplo, de entrar ou não no mercado, e para isso deve considerar o benefício líquido dessa decisão baseado nos retornos esperados das vendas e dos custos associados à entrada e a produção. Ainda que esse benefício líquido, y_i^* , não seja observado, é possível modelar esse benefício líquido como:

$$y_i^* = \beta'x_i + \varepsilon_i \quad (43)$$

em que x é um vetor de variáveis explicativas capaz de auxiliar na explicação da decisão, β é um vetor de parâmetros desconhecidos, e supondo-se, simplifcadamente, que ε tem alguma distribuição de probabilidade, F .

Assim, com base em sua decisão *ex-post*, tem-se que:

$$\begin{aligned} y_i &= 1 \text{ se } y_i^* > 0 \\ y_i &= 0 \text{ se } y_i^* \leq 0. \end{aligned} \quad (44)$$

e então

$$\text{Prob}(y_i^* > 0) = \text{Prob}(\beta'x_i + \varepsilon_i > 0) = \text{Prob}(\varepsilon_i < \beta'x_i) = F(\beta'x_i)$$

$$\text{Prob}(y_i^* \leq 0) = \text{Prob}(\beta'x_i + \varepsilon_i \leq 0) = \text{Prob}(\varepsilon_i \geq -\beta'x_i) = 1 - F(\beta'x_i)$$

Sendo y_i uma variável binária, suponha que a probabilidade de que y_i tome o valor 1 seja igual p , enquanto que a probabilidade de que y_i tome o valor igual a zero seja igual a $(1-p)$. Seguindo essa formulação, então:

$$\text{Prob}(y_i=1) = F(\beta'x_i) = E(y_i|x_i) \quad (45)$$

As formas funcionais para F mais usadas para na aplicação desses modelos são as formas:

a) Linear com $F(\beta'x_i) = \beta'x_i$

b) *Probit* com $F(\beta'x_i) = \int_{-\infty}^{\beta'x_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{u^2}{2}\right) du = \Phi(\beta'x_i)$

c) *Logit* com $F(\beta'x_i) = \frac{e^{\beta'x_i}}{1 + e^{\beta'x_i}}$

Para uma amostra com N indivíduos, em um único ponto do tempo, a função de verossimilhança a ser maximizada para qualquer um desses modelos é dada por:

$$L = \prod_{i=1}^N F(\beta'x_i)^{y_i} [1 - F(\beta'x_i)]^{1-y_i} \quad (46)$$

Cujas respectivas condições de primeira e segunda ordem da maximização são:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^N \frac{y_i - F(\beta'x_i)}{F(\beta'x_i)[1 - F(\beta'x_i)]} F'(\beta'x_i) x_i = 0$$

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta \partial \beta'} = \left\{ - \sum_{i=1}^N \left[\frac{y_i}{F(\beta'x_i)^2} + \frac{1-y_i}{[1 - F(\beta'x_i)]^2} \right] F'(\beta'x_i)^2 + \sum_{i=1}^N \left[\frac{y_i - F(\beta'x_i)}{F(\beta'x_i)[1 - F(\beta'x_i)]} \right] F''(\beta'x_i) \right\} x_i x_i' = 0$$

em que $F'(\beta'x_i)$ e $F''(\beta'x_i)$ denotam, respectivamente, as primeiras e segundas derivadas de $F(\beta'x_i)$ com relação a $\beta'x_i$.

Quando observa-se o mesmo conjunto de indivíduos, ao longo de um período T , então o modelo de decisão apresentado acima pode ser reescrito para dados em painel da seguinte forma:

$$y_{it}^* = \beta'x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (43.a)$$

para $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$, de modo que $y_i = 1$ se $y_i^* > 0$ e $y_i = 0$ caso contrário.

Uma questão adicional, que aparece nos modelos em painel, é o tratamento para o efeito não observável individual. Ao modelo acima poderia ser incluído um termo α_i , caso o mesmo fosse considerado um efeito fixo, ou então ser utilizada a decomposição do termo aleatório ε_{it} como $\varepsilon_{it} = \alpha_i + v_{it}$, em que v_{it} é um termo de distúrbio aleatório independente de α_i , e $\text{Var}(\varepsilon_{it}) = \text{Var}(\alpha_i) + \text{Var}(v_{it})$. Nesse sentido, os modelos com variáveis dependentes e com dados em painel fornecem a interpretação de que os componentes não observáveis permitem que, a despeito da homogeneidade das características observáveis dos indivíduos, suas respostas em termos de probabilidade sejam distintas, em razão desses componentes não observáveis, tal que $F(\beta'x_{it} + \alpha_i)$.

A suposição de que α_i é um efeito fixo, significando que $\text{Prob}(y_{it} = 1) = F(\beta'x_{it} + \alpha_i)$, implica que ambos conjuntos de parâmetros α e β sejam desconhecidos. De modo sintético, os resultados apresentados por Hsiao (1986) demonstram que, no caso de $T < \infty$, ainda que $N \rightarrow \infty$, a estimativa por máximo verossimilhança de efeitos fixos pode levar à inconsistência tanto de α_i , como de β , o que é conhecido como o problema de parâmetros incidentais⁶⁶.

É sabido que a estimativa do modelo linear para o caso de variáveis dependentes limitadas tem dois problemas principais. O primeiro é a natureza heterocedástica da distúrbância no caso de uma *cross-section*. O segundo é a incapacidade de restringir as previsões de y_{it} ao intervalo $[0,1]$. Entretanto, uma forma de lidar com esse problema de inconsistência de β é a estimação do modelo linear para variáveis dependentes limitadas. Segundo Hsiao (1986), a estratégia de formulação do modelo, ou com efeitos fixos, ou em primeiras diferenças, ao eliminar os efeitos fixos do modelo, produz uma estimativa consistente de β quando $N \rightarrow \infty$.

⁶⁶ Segundo Hsiao (1986), o parâmetro α_i é chamado de parâmetro incidental para enfatizar o fato de que os seus valores podem variar à medida que i varia, enquanto β é chamado de parâmetro estrutural porque seu valor caracteriza a estrutura completa da seqüência de variáveis aleatórias.

A outra forma de lidar com o problema é a obtenção de funções de probabilidade conjunta que sejam independentes dos parâmetros incidentais. Nesse caso, também conforme é demonstrado em Hsiao (1986), o modelo *logit* produz estimativas consistentes para β quando $N \rightarrow \infty$, enquanto aparentemente ainda não existe um estimador consistente para β do modelo *probit*⁶⁷.

Os modelos estáticos apresentados até agora assumem que a probabilidade de estar ou partir de um determinado estado é independente da ocorrência ou não do evento no passado. Entretanto, em diversos contextos econômicos, entre os quais a decisão de exportar, a probabilidade condicional de um indivíduo experienciar uma determinada situação no futuro pode ser função de sua experiência passada. Sendo assim, é proposto por Heckman (1981 apud Hsiao, 1986) um arcabouço dinâmico genérico em termos de uma variável latente contínua, y^* , função de $\mathbf{x}$ e da ocorrência passada do evento, expresso da seguinte forma:

$$y_{it}^* = \beta'x_{it} + \sum_{j=1}^{t-1} \gamma_j y_{i,t-j}^* + \phi \sum_{s=1}^{t-1} \prod_{j=1}^s y_{i,t-j}^* + v_{it} \quad (47)$$

$$\text{com } y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se } y_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{se } y_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

Nesse modelo, o distúrbio v_{it} é assumido independente de x_{it} ($\mathbf{x}$ é um conjunto de variáveis estritamente exógenas) e independentemente distribuído sobre i , com uma matriz variância-covariância intertemporal geral $E(v_i v_i') = \Omega$. O coeficiente γ_j mede o efeito da experiência do evento j períodos atrás sobre o valor corrente de y_{it}^* . O coeficiente ϕ mede o efeito da interação das experiências recentes sobre o valor corrente de y_{it}^* .

Da mesma forma que nos modelos dinâmicos lineares com efeitos não-observados, a questão das condições iniciais retorna a ser importante na especificação dos modelos de

⁶⁷ Uma abordagem alternativa é assumir que os parâmetros incidentais, α_i , são independentes de x_i e que são uma amostragem aleatória de uma distribuição univariada H , indexada por um número finito de parâmetros δ . Com isso, a função de verossimilhança torna-se:

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \ln \int \prod_{t=1}^T F(\beta'x_{it} + \alpha)^{y_{it}} [1 - F(\beta'x_{it} + \alpha)]^{1-y_{it}} dH(\alpha|\delta)$$

A função acima substitui a função de probabilidade de y condicional a α por uma função de probabilidade que é marginal a α . Esta é uma função de um número finito de parâmetros (β' , δ'). Assim, maximizando essa expressão, sob fracas condições de regularidade, serão produzidas estimativas consistentes de β e δ quando $N \rightarrow \infty$. Essa é a abordagem de efeitos aleatórios para modelos com variáveis dependentes limitadas. Greene (1997) apresenta o mesmo problema da seguinte forma: Seja $y_{it}^* = \beta'x_{it} + \varepsilon_{it}$ com $\varepsilon_{it} = \alpha_i + v_{it}$, $i = 1, \dots, N$ e $t = 1, \dots, T$. Então é possível se obter densidade conjunta dos ε_{it} s já que $f(\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT}) = f(\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT} | \alpha_i) f(\alpha_i)$. Então

$f(\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT}) = \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=1}^T f(\varepsilon_{it} | \alpha_i) f(\alpha_i) d\alpha_i$. Essa função de densidade conjunta é então utilizada na função de verossimilhança de y_i , tornando-a independente de α_i .

variáveis dependentes limitadas dinâmicos quando se está interessado na derivação de estimadores consistentes para um determinado modelo. Diversas formas têm sido sugeridas para lidar com esse problema. A forma simples é aquela de tratar as condições iniciais para cada unidade em *cross-section* como uma constante. Isso implica uma suposição pouco plausível, de que o resultado inicial de uma variável de resposta é independente da heterogeneidade não-observada e quaisquer outras variáveis exógenas, o que é uma suposição muito forte. Uma segunda abordagem é permitir que a condição inicial seja aleatória e, então, usar a distribuição conjunta de todos os resultados de respostas – incluindo aquela do período inicial – condicional a heterogeneidade não observada e observada (variáveis estritamente exógenas).

Adicionalmente a esse problema, existe aquele relativo à forma de especificação da heterogeneidade não observada, ou seja, como um efeito fixo ou aleatória. Hsiao (1986) argumenta que sob a hipótese de efeitos fixos as estimativas dos parâmetros do modelo somente serão consistentes de $T \rightarrow \infty$. Se T é finito, então os resultados serão viesados e conforme são apresentados resultados de experimentos de Monte Carlo por Heckman (1981 apud Hsiao, 1986) esse viés é significativo. Sendo assim, resta como estratégia de modelagem de modelos dinâmicos com variáveis dependentes limitadas a abordagem de condições iniciais e heterogeneidade não observável aleatória.

Em termos gerais, se a distribuição conjunta de $(y_{i0}, y_{i1}, \dots, y_{iT})$ condicionada a x_i for decomposta como o produto de uma função condicional e de uma marginal da seguinte forma:

$$f(y_0, y_1, \dots, y_T) = f(y_1, \dots, y_T | x, y_0, \alpha) f(y_0 | x, \alpha) \quad (48)$$

e também for especificada uma função de densidade para α , $G(\alpha | x, \delta)$ a função de máximo verossimilhança amostral para o modelo de efeitos fixos poderá ser integrada para α conforme apresentado em (65) acima. Segundo Wooldridge (2002), o principal problema com esta abordagem é encontrar uma forma de especificar $f(y_0 | x, \alpha)$ de uma forma que seja consistente com o modelo dinâmico. Heckman (1981 apud Hsiao, 1986) sugere lidar com esse problema de condição inicial usando uma representação aproximada de y_{i0} amostral, por meio de um modelo *probit* com uma função índice do tipo:

$$y_{i0}^* = Q(x_{it}) + v_{i0} \quad \text{e} \quad y_{i0} = \begin{cases} 1 & \text{se } y_{i0}^* > 0 \\ 0 & \text{se } y_{i0}^* \leq 0 \end{cases} \quad (49)$$

Dada a consistência das estimativas como fator primordial, são passíveis de estimação os modelos em primeiras diferenças, utilizando o método de Arellano e Bond (1991), e a estimação de um modelo *probit* dinâmico, seguindo a metodologia de Heckman (1981).

Capítulo 4 – Uma análise sobre a persistência na atividade exportadora a partir dos microdados da SECEX – 1989 a 1997.

Este capítulo procura oferecer uma análise sobre a forma de persistência na atividade exportadora durante o período de 1989 a 1997. A escolha desse período justifica-se em razão da disponibilidade de informações, não deixando, contudo, de ser uma análise válida sobre o fenômeno que é recorrente nos estudos recentes sobre o desempenho exportador brasileiro. A análise está dividida em três partes. A primeira traça um breve panorama da evolução de medidas alternativas de taxa real para exportações, relacionando-a com as políticas cambiais produzidas na economia brasileira ao longo do período de 1985 a 2004. Em seguida, é produzida uma análise sobre a base exportadora brasileira, destacando-se, nessa análise, as diversas formas de permanência das empresas na base exportadora e sua relação com seus desempenhos exportadores. Por fim, são realizadas estimativas com dados em painel, a partir da conjunção das bases de dados da SECEX (Secretaria de Estudo do Comércio Exterior) e da RAIS (Relação Anual de Informações Sociais), a fim de testar a hipótese de *hysteresis* para as empresas industriais paulistas.

4.1 Breve descrição do comportamento de medidas alternativas de taxa real de câmbio

A fim de contextualizar a análise empírica abaixo, é conveniente apresentar uma breve descrição de indicadores de taxa real de câmbio para as exportações brasileiras. O gráfico 4.1 abaixo apresenta duas medidas alternativas para a taxa real de câmbio de exportações para produtos manufaturados produzidas pelo IPEA, para o período de 1980 a 2004, e suas médias móveis de ordem três. A primeira medida utiliza como deflator o índice de preços ao atacado produzido pela Fundação Getúlio Vargas (TXRIPA-EXP) e a segunda, o deflator é o índice nacional de preços ao consumidor produzido pelo IBGE (TXRINPC-EXP)⁶⁸. São considerados cinco subperíodos distintos, definidos de acordo com a interação da política cambial com a condução da política antiinflacionária no Brasil, como base de comparação desses indicadores no tempo. Esses períodos vão de 1980 a 1986, 1987 a 1989, 1990 a 1993,

⁶⁸ A escolha desses indicadores deve-se à dificuldade de retratação por meio de medidas construídas a partir de índices de preços do conceito teórico de taxa de câmbio real definido como a razão de preços de bens *tradables* e *nontradables*. Segundo o IPEA, TXRIPA-EXP e TXRINPC-EXP são calculadas pelo expurgo do Índice de Preços por Atacado - Oferta Global (IPA-OG) - Indústria de Transformação e dos Índices de Preços por Atacado (IPAs) - Produtos Industriais e pelo expurgo do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), respectivamente, dos 16 mais importantes parceiros comerciais do Brasil da série nominal de taxa de câmbio (R\$ / US\$), ponderada pela participação de cada parceiro na pauta das exportações brasileiras de manufaturados em 2001. Para mais detalhes sobre a construção desses indicadores ver www.ipeadata.gov.br.

1994 a 1998 e 1999 em diante. Sumariamente, a definição do primeiro período deve-se à relativa estabilidade na condução da política de minidesvalorizações cambiais, enquanto o segundo é marcado pelas alternâncias de períodos de congelamento da taxa nominal de câmbio com o retorno da política de minidesvalorizações e desvalorizações corretivas, juntamente com culminância de um processo hiperinflacionário ao final de 1989. O terceiro sub-período, ainda que não apresente grandes variações com relação à condução da política cambial do subperíodo anterior, tem como fator distintivo a implantação dos Planos Collor I e II, que demarcam o fim das experiências heterodoxas de combate à inflação no Brasil, em conjunção com um período de liberalização financeira, o qual desvincula parcialmente a política cambial do combate à inflação. Com a implantação do Plano Real em 1994, a política cambial volta a ser instrumento de controle da inflação, sendo adotado, na maior parte do período de 1994 a 1998, um regime de bandas cambiais. Em 1999, um regime de câmbio flutuante é adotado, vigorando até então.

Gráfico 4.1 – Evolução de medidas alternativas de taxa real de câmbio

Tabela 4.1 - Estatísticas descritivas – TXRIPA e TXRINPC

Período	Média		Desvio Padrão	
	TXRIPA	TXRINPC	TXRIPA	TXRINPC
1980-85	105,99	98,17	11,14	13,74
1986-89	95,84	98,10	16,08	13,48
1990-93	84,06	78,47	12,98	9,42
1994-98	80,08	71,02	3,59	4,45
1999-04	108,67	112,30	7,44	9,62

A tabela 4.1 apresenta algumas estatísticas descritivas sobre esses dois indicadores de taxa real de câmbio para exportações. Pode ser percebido um comportamento distinto em cada um desses subperíodos para esses indicadores de taxa real de câmbio, tanto em termos de média, quanto em termos de variabilidade. Tomando como período base 100 o ano de 2000, o subperíodo anterior a 1986 pode ser caracterizado como um período de média elevada, com taxas médias TXRIPA e TXRINPC iguais a 105,99 e 98,17. Essas médias elevadas sofrem forte influência da maxidesvalorização promovida em 1983, o que impacta também sobre a variabilidade dos indicadores no período, sendo iguais a 11,14 e 13,74 para TXRIPA e TXRINPC.

O subperíodo de 1986 a 1989, em razão do processo inflacionário aceleracionista, a despeito das desvalorizações corretivas promovidas no período, apresenta médias para TXRIPA e TXRINPC de 95,83 e 98,08, respectivamente, sendo que, ao final desse período, verificou-se a maior apreciação desses indicadores de taxa real de câmbio. A variabilidade das medidas alternativas de taxa real de câmbio para esse período permaneceu elevada, sendo os desvios padrões calculados para TXRIPA e TXRINPC iguais a 16,07 e 13,48, respectivamente.

Esse aumento de variabilidade é decorrente da retomada das desvalorizações corretivas no início de 1987, a fim de se tentar evitar uma maior sobrevalorização da taxa real de câmbio com o retorno da aceleração inflacionária após o fim do Plano Cruzado. Ou seja, no subperíodo de 1986 a 1989, a utilização do expediente de congelamento da taxa nominal de câmbio como ingrediente dos pacotes heterodoxos de combate inflação, seguido, ou precedido, de desvalorizações corretivas tiveram dois efeitos deletérios sobre as expectativas dos agentes econômicos. Em primeiro lugar, a expectativa de valorização da taxa real de câmbio, percebida pelos agentes em razão do processo de aceleração da inflação, e em segundo, o aumento da variabilidade em razão da necessidade de promoção de desvalorizações corretivas mais frequentes.

No subperíodo de 1990 e 1993, a política cambial, que por breve período fez com que vigorasse no Brasil um regime de taxas flutuantes, mas que logo retorna ao regime de taxas administradas, busca a recuperação dos indicadores de taxa real de câmbio, sedimentada com a implantação do Plano Collor II, em que foi promovida uma desvalorização nominal de 16% ao início de 1991. Esse processo de recuperação da taxa real de câmbio, ainda que não refletido claramente no aumento das médias dos indicadores de taxa real do período, que ficam em 84,05 e 74,07 para TXRIPA e TXRINPC, são mais bem percebidos por meio da observação do gráfico 4.1, e são apresentadas as séries de TXRIPA e TXRINPC e suas respectivas médias móveis, onde se observa uma inflexão para cima a partir de 1990, atingindo o cume em 1991. Também nesse período verifica-se o declínio da variabilidade da taxa real no período, com o valor de 12,98 e 9,41 para o desvio padrão de TXRIPA e TXRINPC, bastante inferiores ao do subperíodo anterior. Sendo assim, ainda que nesse subperíodo tenha havido uma recuperação da taxa de câmbio real, essa recuperação não foi suficiente para restabelecer os níveis anteriores a 1986. No entanto, como forma de compensação foi possível perceber uma redução na variabilidade da taxa real de câmbio no período, reduzindo a incerteza quanto ao comportamento desses indicadores.

Já no subperíodo de 1994 a 1998, posteriormente à sensível valorização da taxa nominal de câmbio permitida pelo regime de taxas flutuantes, implementado conjuntamente com o Plano Real em junho de 1994, é adotado regime de bandas cambiais que não permite a pronta recuperação da taxa real câmbio, sendo tanto a média quanto a variabilidade dos indicadores de taxa real de câmbio reduzidas. As médias de TXRIPA e TXRINPC foram, respectivamente, iguais a 80,08 e 71,02, enquanto o desvio padrão foi igual a 3,59 e 4,45 para esses mesmos índices. Sendo assim, nesse subperíodo, a perspectiva de rentabilidade da atividade exportadora era a pior possível, já que além do declínio do valor esperado, as características do regime cambial não permitiam sua pronta recuperação, simbolizada pela redução da variabilidade. Esse quadro se altera sensivelmente com a implementação do regime de taxas flutuantes, quando são recuperados os indicadores de taxa real de câmbio, tendo como compensação também o aumento de sua variabilidade. No entanto, conforme é possível observar na tabela 4.1 anteriormente apresentada, em razão da estabilidade inflacionária do período, a recuperação da taxa real de câmbio não teve como contrapartida uma variabilidade tão elevada se comparada a outros períodos.

4.2 Análise da base exportadora a partir das informações da SECEX – 1989 a 1997

Será realizada, nessa seção, uma análise a partir de microdados constantes na base de dados de comércio exterior da SECEX para as empresas industriais exportadoras no período de 1989 a 1997. Esse período está restrito ao ano de 1997 em razão de entraves legais que impedem a divulgação, após esse ano, de informações sobre empresas exportadoras. Foram observadas, ao longo desse período, um total de 31.461 empresas industriais exportadoras, entre as quais apenas 11.576 (36,8% do total) estão presentes somente em um ano na base, enquanto que 2.971 (9,4 % do total) empresas industriais estão presentes durante todo o período. Antes de concluir sobre o número de empresas observadas somente em um ano, é importante esclarecer que 1260 empresas foram detectadas no ano inicial de 1989, enquanto que 3008 no ano final de 1997. Ou seja, essas informações, a princípio, superestimam o número de empresas que freqüentaram a base exportadora por apenas um ano, já que uma parcela daquelas detectadas no ano de 1989 poderiam estar presente na base em anos anteriores, ao passo que aquelas detectadas em 1997 representam o número de empresas estreantes no mesmo ano, provavelmente uma parcela desse número deverá permanecer em anos ulteriores. Ainda assim, conforme pode ser visto na tabela 4.2 a seguir, onde são apresentadas informações sobre o tempo de permanência na base exportadora de empresas industriais, existe uma nítida diferenciação entre o padrão de permanência de um amplo conjunto de empresas (aproximadamente 50 % da base), que, de um período de nove anos, somente permaneceu na base exportadora por no máximo, três anos, enquanto em outro extremo existe um outro conjunto de empresas (correspondente a aproximadamente 16% do total) que esteve presente na base exportadora ao menos em sete dos nove anos considerados. Analisar informações relacionadas a esses diferentes padrões de permanência e persistência na atividade exportadora e relacioná-los com a condução da política cambial é o objetivo desta seção.

Tabela 4.2 - Distribuição empírica segundo o tempo de permanência na base 1989-1997

Tempo de Permanência	Número	%
um ano	11576	36,79
dois anos	5675	18,04
três anos	3431	10,90
quatro anos	2992	9,51
cinco anos	1156	3,67
seis anos	1522	4,84
sete anos	1157	3,68
oito anos	981	3,12
nove anos	2971	9,44
Total	31461	100

Como contrapartida às informações apresentadas na tabela 4.2, a tabela 4.3 a seguir apresenta os movimentos da base exportadora ao longo de 1989 a 1997, classificando as empresas como antigas, estreantes e desistentes. As antigas correspondem àquelas que são encontradas no ano anterior ao informado; iniciantes são as entrantes na base no período em questão, enquanto que desistentes são aquelas que abandonaram a base no mesmo período. Em primeiro lugar, é interessante observar que a base ao longo do período cresce em torno de 65%, evoluindo de um total de 8.662 empresas em 1989 para um total de 13.344 em 1997. Considerando os subperíodos de 1990 a 1993 e de 1994 a 1997, separadamente, é possível perceber que o influxo no primeiro subperíodo é superior às saídas para quase todo subperíodo, chegando a ser 51% maior no ano de 1993. A partir de 1994, a relação entre entrantes e desistentes volta a declinar, atingindo seu valor mais baixo no ano de 1995, quando o número de desistentes supera em aproximadamente 60% o número de entrantes. Sendo assim, considerando os segundo e terceiro subperíodos da política cambial estabelecidos acima, é possível relacionar esses movimentos da base exportadora com os movimentos da taxa real de câmbio e, conseqüentemente, com a condução da política cambial em cada subperíodo. Observando, de modo similar, a Mota; Veiga; Markwald (1998) é possível notar uma relação positiva dos períodos de aumento e queda da média dos indicadores de taxa real de câmbio nos subperíodos com o saldo entre entradas e saídas da base exportadora. No entanto, é possível perceber que, a partir do ano de 1994, o número de empresas antigas praticamente se estabiliza indicando a existência de uma elevada persistência de um conjunto de empresas que já participaram da base exportadora em anos anteriores, mesmo sob a vigência de um regime cambial desfavorável à atividade exportadora. Isso permite inferir que, dada a relação entre *quantum* e valor exportado, sua relação

assimétrica a variações da taxa real de câmbio possa ser resultado da persistência das empresas exportadoras, inclusive em momentos de variações adversas da taxa real de câmbio.

Tabela 4.3 - Evolução da base exportadora (1989 – 1997)

Ano	Empresas Exportadoras				Valor Exportado (em Milhões de US\$)		
	Antigas	Estreantes	Desistentes	Total	Antigas	Estreantes	Total
1989				8662			32.905,70
1990	6405	1814	2257	8219	29.493	632	30.100,26
1991	6838	2318	1859	9156	30.165	645	30.801,32
1992	7895	3351	1915	11246	34.260	593	34.848,60
1993	9426	3733	2477	13159	36.686	676	37.349,21
1994	10339	3290	3338	13629	41.111	650	41.746,39
1995	10295	2630	4255	12925	44.245	830	45.070,66
1996	10274	2655	3600	12929	45.054	1.024	46.050,19
1997	10336	3008	3679	13344	49.096	588	49.683,97

Fonte: Secex 1989-1997

Dado o significativo influxo de exportadores ao longo do período considerado é interessante analisar a relação entre valor exportado e permanência desses exportadores estreantes a partir de 1990, o que é feito com auxílio das informações constantes na tabela 4.4 a seguir. Nesta tabela são apresentadas informações sobre o tempo de permanência na base exportadora e valor exportado das empresas estreantes de 1990 a 1997. Ao longo das colunas, são descritos o número de empresas e o valor exportado pelas empresas estreantes, distribuídos pelo número de anos que permaneceram na base exportadora desde sua estréia. Conforme pode ser observado inicialmente, é possível estabelecer três padrões de permanência na base exportadora. O primeiro é aquele das empresas que “*abandonam*” a base exportadora logo após o seu ano de estréia. A seguir, podem ser observadas empresas que permanecem na base exportadora por mais de um ano, porém têm uma presença “*descontínua*” na base exportadora. Isto é, não permanecem em todos os anos, desde sua entrada até o fim do período de análise e, por fim, as empresas que apresentam um padrão contínuo de exportação, sendo classificadas como exportadoras “*contínuas*”.

Inicialmente, é possível inferir sobre uma possível relação entre o percentual de abandono e o comportamento da taxa real de câmbio. Ao longo dos anos de 1990 a 1993, o percentual de empresas que abandonaram a base, logo após o seu ano de estréia, situou-se em média na faixa dos 26% do total de empresas que estrearam nesses anos. Já posteriormente a 1994, esse percentual é crescente, atingindo o valor de 49% no ano de 1996. Outra observação refere-se ao valor médio exportado das empresas que abandonam o mercado externo logo após seu ano de estréia. Quando comparadas às empresas que permaneceram no mercado por

apenas dois anos consecutivos após sua estréia, é possível perceber uma diferença clara nos valores exportados médios dessas empresas no período de 1990 a 1995. Enquanto aquelas que abandonam o mercado exportam em média 80 mil dólares, aquelas que exportam por dois anos consecutivos exportam em média, no seu ano de estréia, 140 mil dólares. Essa diferença de valor exportado de estréia já denota ou uma possível deficiência de escala, ou uma postura de “testar o mercado” que não é bem sucedida por parte dessas empresas, refletindo condições específicas das empresas já no estabelecimento de sua decisão de exportar e conseqüente decisão sobre a permanência nessa atividade.

Das empresas que estrearam em 1990, 329 caracterizam-se como contínuas; das que estrearam em 1991, 452; em 1992, 671; em 1993, 641 e, em 1994, 640. As informações da tabela 4.4 demonstram que é crescente o valor exportado pelas empresas contínuas ao longo dos anos em que permanecem na base exportadora e a tabela 4.5 a seguir complementa essa informação, demonstrando que, em média, ao longo de um período de quatro anos, as empresas contínuas quase quadruplicam seu valor exportado. O mesmo não se verifica com empresas que, embora não abandonem imediatamente a base exportadora, têm um comportamento errático na base. Isto é, nem os valores exportados totais, ou médios, das empresas exportadoras descontínuas necessariamente crescem até o final do período de análise. No entanto, uma relação positiva entre valor exportado e permanência na base pode ser estabelecida ao se observarem nas colunas os valores exportados das empresas segundo o tempo de permanência da empresa na base exportadora, para qualquer ano de análise.

Tabela 4.4 - Evolução do valor exportado pelas empresas estreantes 1990-1997 (em milhões de US\$)

Ano de Estréia	1990	Valor	1991	Valor	1992	Valor	1993	Valor	1994	Valor	1995	Valor	1996	Valor	1997	Valor
Estreantes em 1990	1814	632,25	999	1.103,40	920	1.203,36	838	1.404,40	778	1.642,57	648	1.734,45	593	1.752,01	540	1.627,45
1 ano	485	49,72														
2 anos	277	36,50	162	31,23	37	0,94	27	7,18	18	3,83	9	0,22	10	1,05	14	1,26
3 anos	188	20,81	132	38,72	132	29,44	45	3,92	33	0,65	13	0,38	7	4,28	14	7,38
4 anos	149	41,91	103	71,04	109	66,19	103	53,04	49	18,07	33	69,70	28	3,89	22	0,76
5 anos	139	85,48	104	166,56	101	151,34	107	168,90	119	165,93	46	129,01	47	77,50	32	61,72
6 anos	125	43,51	84	127,44	101	174,83	113	158,95	115	138,55	106	91,22	64	68,13	42	70,48
7 anos	122	44,76	85	108,69	111	81,89	114	116,80	115	129,98	112	143,08	108	113,05	87	82,83
8 anos	329	309,57	329	559,72	329	698,74	329	895,60	329	1.185,56	329	1.300,85	329	1.484,11	329	1.403,01
Estreantes em 1991			2318	645,34	1442	1.198,22	1242	1.376,19	1057	1.318,31	902	1.092,02	774	1.087,58	705	1.055,19
1 ano			583	27,16												
2 anos			371	36,19	258	25,29	54	5,26	16	0,28	9	3,10	15	0,13	19	0,89
3 anos			287	52,47	210	96,75	202	35,50	66	3,57	36	11,51	30	1,22	30	2,85
4 anos			231	157,61	178	204,46	190	222,54	178	223,46	64	18,27	43	18,84	40	14,53
5 anos			218	100,75	176	195,08	185	183,39	185	118,19	175	43,07	79	20,91	72	96,17
6 anos			176	30,02	148	119,87	159	110,26	160	103,29	166	76,86	155	58,751299	92	87,43
7 anos			452	241,15	452	556,79	452	819,24	452	869,52	452	939,21	452	987,72	452	853,33
Estreantes em 1992					3351	593,93	2048	1.317,10	1671	1.405,18	1319	1.530,04	1143	1.398,69	1016	1.429,18
1 ano					921	95,11										
2 anos					637	75,70	452	98,73	78	1,91	40	3,44	28	2,29	39	12,49
3 anos					476	56,79	377	190,93	371	144,84	79	28,91	62	18,57	63	5,50
4 anos					331	53,08	275	118,29	267	103,12	250	36,49	108	30,24	93	40,40
5 anos					315	59,85	273	211,69	284	172,54	279	156,73	274	138,05	150	68,93
6 anos					671	253,41	671	697,46	671	982,77	671	1.304,47	671	1.209,54	671	1.301,86
Estreantes em 1993							3733	676,14	2059	1.027,24	1410	1.078,85	1155	1.280,36	991	1.637,63
1 ano							1345	82,96								
2 anos							830	124,12	655	98,63	70	2,15	52	1,62	53	4,08
3 anos							530	59,36	432	96,27	371	52,77	140	28,89	117	15,64
4 anos							387	123,62	331	136,30	328	110,07	322	96,06	180	111,23
5 anos							641	696,05	641	913,85	641	913,85	641	1.153,79	641	1.506,67
Estreantes em 1994								3290	649,93	1464	1.182,19	1114	1.238,58	905	1.234,78	
1 ano								1527	99,16							
2 anos								683	132,68	468	175,62	94	3,95	121	11,74	
3 anos								440	92,41	356	148,72	380	86,82	144	60,02	
4 anos								640	325,68	640	857,85	640	1.147,81	640	1.163,02	
Estreantes em 1995										2630	830,28	1348	1.102,46	1003	1.329,08	
1 ano										1132	143,92					
2 anos										645	119,62	495	86,22	150	32,17	
3 anos										853	566,75	853	1.016,24	853	1.296,91	
Estreantes em 1996												2655	1.024,52	1340	1.396,96	
1 ano												1315	293,01			
2 anos												1340	731,50	1340	1.396,96	
Estreantes em 1997															3008	588,15

Tabela 4.5 - Valor exportado médio das empresas contínuas em US\$ milhões

	Ano de Entrada				
Tempo	1990	1991	1992	1993	1994
1º Ano	0,94	0,53	0,38	0,45	0,51
2º Ano	1,70	1,23	1,04	1,09	1,34
3º Ano	2,12	1,81	1,46	1,43	1,79
4º Ano	2,72	1,92	1,94	1,80	1,82

A tabela 4.6 a seguir ainda destaca a importância das empresas contínuas sobre a contribuição percentual sobre o valor exportado total. Ao longo dos anos de 1989 até 1995 as empresas classificadas como contínuas tornaram-se responsáveis por aproximadamente 90 % do total do valor exportado pelas empresas industriais. Sendo assim, deve-se esperar que as empresas contínuas, ao ajustarem seus coeficientes de exportação às variações cambiais, influenciem fortemente não apenas os coeficientes de exportação agregados, como também a

determinação do *quantum* exportado de seus respectivos setores industriais e da indústria como um todo. Nesse sentido, é possível considerar as relações entre coeficientes de exportação da indústria e de indicadores de taxa real de câmbio, bem como a relação entre as séries temporais para o *quantum* exportado e os mesmos indicadores de taxa real de câmbio, observadas no capítulo 1, como sendo fortemente influenciadas pelo ajuste no valor e na quantidade exportada dessas empresas. Em consequência disso, também parte do efeito assimétrico da relação entre o *quantum* exportado aos movimentos da taxa real de câmbio deve ser proveniente da persistência (ou continuidade) na atividade exportadora dessas empresas.

**Tabela 4.6 - Empresas contínuas segundo valor exportado
(em milhões de US\$) de 1989 a 1997**

Ano	Empresas	Incremento de empresas	Valor total exportado	Valor exportado por empresa	% do total exportado
1990	3300	329	22.498,96	6,82	74,75
1991	3752	452	24.930,25	6,64	80,94
1992	4423	671	28.825,13	6,52	82,72
1993	5064	641	30.955,38	6,11	82,88
1994	5704	640	35.753,14	6,27	85,64
1995	6557	853	40.895,73	6,24	90,74

Fonte: Secex (1989-1997)

Conforme discutido anteriormente, no capítulo 2, os modelos teóricos de *hysteresis* explicam a persistência na atividade exportadora como consequência dos custos irreversíveis associados à entrada no mercado externo ⁶⁹. A tabela 4.7 a seguir fornece indicações de que a magnitude desses custos pode estar associada aos padrões históricos das exportações brasileiras, além dos recentes acordos comerciais estabelecidos entre e intrablocos econômicos. Como é possível observar, as relações comerciais prevalentes no MERCOSUL, associadas à proximidade geográfica dos países sul-americanos, podem ser fatores que influenciam fortemente a decisão de escolha dos mercados-destino para estréia das firmas industriais no mercado externo. Os países pertencentes ao NAFTA são o segundo mercado em termos de estréia de firmas exportadoras brasileiras, seguido dos países pertencentes à União Européia. Os países pertencentes a esses três blocos econômicos registram, aproximadamente, 62 % do total de estréias de firmas brasileiras no mercado externo. Os demais 38 % se distribuem entre Ásia, África, Países Andinos e demais países.

⁶⁹ Esses custos incluem os custos de embalagem, melhoria ou adequação de qualidade, estabelecimento de canais de mercado e acúmulo de informação sobre fontes de demanda, entre outros.

Tabela 4.7 - Empresas estreantes segundo mercado destino no ano de estréia (1990-1997)

Blocos								
Econômicos\Ano	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
NAFTA	17,79	13,72	12,90	17,50	17,83	13,92	14,43	16,56
União Européia	20,73	17,54	16,43	16,44	17,15	16,77	16,78	15,14
CAN	8,92	10,42	9,75	8,95	8,94	9,58	8,67	9,67
MERCOSUL	18,19	30,11	35,68	31,83	28,71	30,11	30,54	32,45
AEC	6,28	5,81	4,47	5,29	5,22	4,68	6,36	5,02
APEC	9,15	7,39	6,60	7,58	8,82	10,86	9,94	9,18
África-Austral	1,64	1,26	1,31	1,20	1,21	1,32	1,17	1,00
Demais	17,30	13,74	12,86	11,21	12,12	12,75	12,11	10,99
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Secex (1990-1996), * CAN – Países pertencentes aos Pacto Andino, ** APEC - Cooperação Econômica da Ásia e do Pacífico⁷⁰

A fim de tentar diferenciar as empresas que abandonam os mercados no seu ano de estréia, exportadoras descontínuas e contínuas, são apresentadas na tabela 4.8 a seguir as respectivas participações dessas categorias de empresas nos três principais blocos econômicos destacados na tabela 4.7, e alguns países selecionados pertencentes a esses blocos. Conforme é possível observar, o custo de entrada, provavelmente, inferior nos mercados sul-americanos dos países pertencentes ao MERCOSUL e mercado norte-americano, incentivam a entrada nesses mercados de empresas com receitas pouco comprometidas com o mercado exterior. Essa afirmação pode ser compreendida ao se notar a maior participação das empresas que abandonam o mercado e descontínuas que escolhem exportar para países pertencentes ao MERCOSUL e, particularmente, aos Estados Unidos. É interessante observar, por meio da comparação entre as médias dos períodos de 1990 a 1993 e 1994 a 1997, que o aprofundamento das relações comerciais, posteriormente ao início dos anos de 1990, com os países do MERCOSUL, fez com que as empresas com menor comprometimento com o mercado externo deslocassem seus mercados-destino para os países pertencentes a esse bloco em detrimento, principalmente, dos países pertencentes ao bloco da Comunidade Econômica Européia.

⁷⁰ Os países membros do Pacto Andino são Venezuela, Colômbia, Bolívia, Equador e Peru. Já os da APEC são Austrália, Brunei, Canadá, Indonésia, Japão, Malásia, Nova Zelândia, Filipinas, Cingapura, Coreia do Sul, Tailândia, Estados Unidos, China, Hong Kong, Taiwan, México, Papua, Nova Guiné e Chile.

Tabela 4.8 – Mercados-destino segundo as categorias de empresas (valores médios)

	Abandonam		Descontínuas		Contínuas	
	1990-93	1994-96	1990-93	1994-97	1990-93	1994-97
NAFTA	18,16	16,68	16,24	15,05	17,04	16,07
União Européia	23,42	16,95	19,05	16,20	17,69	16,89
MERCOSUL	35,22	44,83	35,07	39,14	22,59	25,59
E.U.A.	14,93	14,52	12,22	10,81	10,66	10,06
Argentina	14,34	15,88	12,60	15,09	9,84	11,82
Paraguai	4,93	10,28	6,77	9,96	7,73	7,43
Uruguai	8,27	9,98	10,00	10,37	6,72	8,21
Alemanha	3,98	3,42	4,58	3,96	6,07	5,39
Itália	4,84	2,53	4,05	3,42	4,48	4,12

Fonte: Secex (1990-1997)

Assim sendo, o que essa análise descritiva pode informar é que existe uma clara relação positiva entre o maior grau de persistência na atividade exportadora das empresas exportadoras e contribuição ao valor exportado dessas mesmas empresas. Também foi possível inferir que devem existir tanto fatores específicos às empresas, como fatores específicos aos mercados destino e aos produtos que as empresas exportam, responsáveis pelo maior grau de persistência na atividade exportadora. Isso foi observado por meio da distinção entre o valor de estréia das empresas que abandonam o mercado logo após sua estréia, das empresas descontínuas e contínuas na atividade exportadora, e pela prevaência na escolha de mercados com menores custos de entrada, como, por exemplo, o caso do MERCOSUL, por parte de empresas que abandonam o mercado ou empresas descontínuas.

4.3 Um teste para a hipótese de *hysteresis* nas exportações industriais brasileiras com dados em painel

4.3.1 Fonte de dados

Nesta seção será conduzida uma análise econométrica com dados em painel a fim de testar a existência de *hysteresis* nas exportações de empresas industriais. Para isso, foram conjugadas as bases de dados da SECEX utilizada na seção 4.1 e a base da RAIS para o estado de São Paulo para o período de 1990 a 1997. A amostra é composta por 18.687 empresas observadas ao longo dos oito anos considerados, produzindo um total de 149.496 observações. Isso implica uma restrição no conjunto de informações sobre a dinâmica

exportadora das empresas brasileiras, valendo alertar que esses resultados devem ser interpretados somente para as empresas industriais paulistas ⁷¹.

4.3.2 Estrutura analítica e estratégia empírica

A seguir é apresentada uma versão sintética do modelo de *hysteresis* para comércio exterior com horizonte infinito utilizado nos trabalhos de Roberts e Tybout (1997), Bernard e Jensen (1999, 2001) e Campa (2004). Assumindo que a firma é capaz de escolher seu nível ótimo de produto destinado à exportação, e que existem custos fixos de entrada (N) do mercado externo, as receitas líquidas de exportação são dadas por:

$$\pi_{it}(X_t, Z_{it}) = p_t q_{it}^* - c_{it}(X_t, Z_{it}, q_{it}^*) - N(1 - Y_{i,t-1}) \quad (1)$$

em que X_t são fatores exógenos que afetam a probabilidade de exportar, entre os quais a taxa de câmbio, e Z_{it} são fatores específicos da empresa que também afetam sua lucratividade, sendo Y_t é uma variável indicadora da atividade exportadora, em que $Y_{it} = 1$ se a firma i exporta no período t , e 0 caso contrário

A firma considera seus lucros correntes e futuros, fazendo com que em todo período t a firma escolha exportar ou não de modo a maximizar o valor presente esperado dos lucros, π_{it} , provenientes da atividade exportadora dado por:

$$V_{it}(\Omega_{it}) = \max_{q_{it}^*} E \left[\sum_{j=t}^{\infty} \delta^{j-t} \pi_{ij}(X_t, Z_{ij}) | \Omega_{ij} \right] \quad (2)$$

em que Ω_{jt} é conjunto de informações disponíveis em t , δ é o fator de desconto para um período e π_{it} são as receitas líquidas esperadas da firma i no período t . Conforme admitido acima, sempre que a firma escolhe exportar, também escolhe seu nível ótimo de exportação q_{it}^* .

A firma irá escolher exportar no período t se as receitas correntes de exportação somadas à variação líquida do valor descontado da empresa, associados a sua decisão de exportar superarem os custos de produção e os custos irrecuperáveis de entrada, ou seja: ⁷²

$$\pi_i(X_t, Z_{it}) + \delta [E_t(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}) | Y_{it} = 1) - (E_t(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}) | Y_{it} = 0))] \geq c_{it} + N(1 - Y_{i,t-1}) \quad (3)$$

⁷¹ Ainda assim, é importante destacar a importância da economia paulista no esforço exportador brasileiro. Segundo informações da SECEX, o Estado de São Paulo teve uma participação média na pauta de exportação nacional em torno de 35,29 % no período de 1989 a 2001, abrangendo um amplo número de setores industriais, sendo importante notar que essa participação média das exportações paulistas não se alterou significativamente para o período analisado.

⁷² Esse resultado é obtido por meio da resolução de um problema de programação dinâmica usando a equação de Bellman. A expressão (3) significa a condição de primeira ordem deste problema.

Com isso a decisão de participação no mercado externo Y_{it} expressa em (3) pode ser resumizada por meio do seguinte modelo de escolha dinâmica:

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se } \pi_{it}^* > c_{it} + N(1 - Y_{i,t-1}) \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (4)$$

em que $\pi_{it}^* = \pi_i(X_t, Z_{it}) + \delta[E_t(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}))Y_{it} = 1] - [E_t(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}))Y_{it} = 0]$

A expressão (3) demonstra que na ausência de custos de entrada a decisão de entrada (e saída) no mercado externo torna-se independente da história exportadora passada. Dessa forma, se os custos irre recuperáveis são relevantes eles devem aparecer em cada condição de participação da firma no mercado externo como coeficientes associados a variáveis binárias que descrevem sua história exportadora. Seguindo Roberts e Tybout (1997), sem a especificação de um modelo estrutural para as funções de custos e produção, a forma reduzida do teste é dada pela equação de escolha discreta dinâmica dada por:

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se } \beta Z_{it} + \gamma X_t + \lambda Y_{it-1} + \varepsilon_{it} > 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (5)$$

O vetor Z_{it} , de variáveis explicativas, será composto pelas variáveis de tamanho da empresa, dada pelo logaritmo do número total de pessoal ocupado na empresa (LnPO), o logaritmo do rendimento médio dos trabalhadores (LnRem), a razão entre o número de pessoas empregadas não ligadas à produção e o total de pessoal ocupado na empresa (NLP/total PO), a razão entre o número de empregados qualificados (com nível de educação superior completo ou incompleto) e o total de pessoal ocupado na empresa (Qualif/total PO), a razão entre o número de empregados de nível intermediário de qualificação (com nível de educação médio completo ou incompleto) e o total de pessoal ocupado na empresa (Qualif/total PO). Para que os problemas relativos à exogeneidade dessas variáveis explicativas sejam reduzidos, as mesmas serão introduzidas no modelo defasadas em um período. As variáveis representativas para X_t serão um conjunto de variáveis *dummies* temporais e variáveis *dummies* representativas dos setores industriais.

Conforme discutido anteriormente no capítulo 3, tendo como princípio a busca de estimativas consistentes para os parâmetros, duas são as estratégias de estimação para os modelos dinâmicos com variável dependente limitada. A primeira seria a estimação de modelos lineares em primeiras diferenças, utilizando o método de Arellano e Bond (1991); e a segunda, estimação de um modelo *probit* dinâmico para efeitos aleatórios, seguindo a metodologia de Heckman (1981).

Considerando que a independência entre as demais variáveis exógenas e o termo não observável seja bastante pouco provável, já que esse termo deve corresponder a atributos de produtos, do processo produtivo, ou ainda de habilidades gerenciais das firmas, que devem, portanto, estar relacionadas às variáveis explicativas relacionadas características observáveis das firmas, a metodologia de Heckman (1981) pode sofrer de algumas limitações no presente estudo. Ainda é necessário lembrar que algumas características observáveis, como por exemplo, a origem estrangeira ou nacional do capital da empresa, invariantes no tempo, não estão presentes na base dados. Assim sendo, aliando-se esses potenciais problemas que podem *viesar* as estimativas dos parâmetros de interesse do modelo à menor dificuldade computacional do primeiro procedimento será adotado para a estimação do modelo expresso em (4) a estimação de uma equação em primeiras diferenças por meio do método de Arellano e Bond (1991).

Bernard e Jensen (2001) ainda sugerem a estimação dos modelos em nível por meio de Mínimos Quadrados Ordinários e por efeitos fixos como forma de comparar a influência dos efeitos não observáveis e do viés decorrente da estimação, por efeitos fixos, de modelos com variável dependente defasada sobre os coeficientes associados à persistência na atividade exportadora. Considerando a possível correlação positiva entre os fatores não observáveis e as variáveis dependentes defasadas, a estimação por meio de M.Q.O. deve fornecer um limite superior para os coeficientes auto-regressivos, enquanto o viés negativo sobre os coeficientes auto-regressivos produzidos pela estimação por efeitos fixos deve fornecer um limite inferior para os resultados. Sabendo-se também que a estimativa do modelo linear para o caso de variáveis dependentes limitadas produz distúrbios heterocedásticos, as estimativas para o modelo linear e para o modelo em primeiras diferenças será conduzida utilizando uma matriz de variância e covariância robusta. As estimações por meio do procedimento de Arellano e Bond contarão, ainda, com resultados produzidos pelos procedimentos de estimação de *one-step* com correção para heterocedasticidade e *two-step* ⁷³.

4.3.3 Análise descritiva e resultados das estimações

Antes da apresentação propriamente dita dos resultados das estimações, é interessante destacar algumas informações relativas às características das empresas constantes na amostra e ao grau de persistência em suas decisões de exportar ou não exportar. A tabela 4.9

⁷³ A estimação pelo procedimento *one-step* é eficiente quando os erros são homocedásticos e não autocorrelacionados, mas consistentes de qualquer forma. Já o estimador *two-step* é eficiente sob condições mais gerais, como por exemplo, o caso de heterocedasticidade.

demonstra que, em média, as empresas exportadoras são maiores que as empresas não exportadoras, seus funcionários auferem rendimentos superiores e têm um percentual de trabalhadores qualificados maior, estando de acordo com as observações feitas nos demais trabalhos sobre o tema.

Tabela 4.9 - Estatísticas descritivas – Variáveis selecionadas

Variável	Obs.	Média	Desvio Padrão	Min.	Max.
Não Exportadoras	133498				
Pessoal Ocupado		26,43	131,78	1	21268
Rendimento		8,86	29,79	0	2250
NLP/ Total PO		0,43	0,36	0	1
Intermed. / Total PO		0,60	0,35	0	1
Qualific./Total PO		0,03	0,09	0	1
Exportadoras	15998				
Pessoal Ocupado		212,63	485,77	1	21182
Rendimento		22,25	57,12	0	827,08
NLP/ Total PO		0,47	0,27	0	1
Intermed. / Total PO		0,58	0,22	0	1
Qualific./Total PO		0,10	0,13	0	1

A tabela 4.10 a seguir descreve o padrão de persistência na atividade exportadora das empresas que compõem a amostra em estudo. Das 18.687 empresas, 14.998 nunca exportaram, correspondendo a 80,3 % do total de empresas da amostra, que significa que aproximadamente 20 % das empresas da amostra exportaram ao menos uma vez no período. A seguir, vem um conjunto de 1.724 empresas que apresentam um padrão descontínuo de exportação ou que abandonaram a base exportadora nos primeiros quatros anos da amostra, sintetizados na linha Outros Padrões, correspondendo a 9,2 % do total de empresas da amostra. Configuram-se como empresas contínuas um total de 1.505, correspondendo a aproximadamente 8 % da amostra. É interessante destacar que mais da metade desse número refere-se a empresas que estiveram presentes na base exportadora em todos os oito anos considerados. Essas informações levam a inferir que a distribuição empírica sobre a atividade exportadora é assimétrica, com uma grande concentração de empresas que nunca exportaram; e outro extremo da distribuição com um elevado grau de persistência na atividade exportadora.

Tabela 4.10 - Frequência exportadora

Obs.	%	% Acum.	Freq. Exportadora
14998	80.3	80.3	00000000
840	4.5	84.8	11111111
219	1.2	85.9	00000001
175	0.9	86.9	00111111
165	0.9	87.7	01111111
137	0.7	88.5	00001000
117	0.6	89.1	00000011
106	0.6	89.7	00000111
104	0.6	90.2	00000010
102	0.5	90.8	00001111
1724	9.2	100.0	Outros Padrões

Na tabela 4.11 são apresentadas informações referentes ao comportamento dos indicadores de taxa real de câmbio, número de plantas exportadoras e taxas de transição para o mercados das firmas. Essas taxas de transição foram calculadas no período (t-1) separadamente para as empresas não exportadoras e para as empresas exportadoras, indicando a proporção de empresas que mudaram de estado no período t.

Tabela 4.11 - Taxas de transição no mercado exportador

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
TXRIPA	83.2	104.3	117.0	104.9	91.1	85.2	89.2	87.5
TXRINPC	70.1	81.8	91.1	85.7	80.7	73.7	70.9	70.9
n° firmas export.	1263	1506	1908	2141	2322	2242	2283	2333
% das firmas	6.76	8.06	10.21	11.46	12.43	12	12.22	12.48
		1990-91	1991-92	1992-93	1993-94	1994-95	1995-96	1996-97
Não Export.	Não Export.	97.53	96.47	96.95	97.01	97.61	97.39	97.29
	Export.	2.47	3.53	3.05	2.99	2.39	2.61	2.71
Export.	Não Export.	14.81	13.55	14.62	14.67	20.28	17.31	17.26
	Export.	85.19	86.45	85.38	85.33	79.72	82.69	82.74

Conforme pode ser visto na tabela 4.11, em consonância com as informações apresentadas na tabela 4.3 acima, é apresentada uma tendência crescente para o número de empresas exportadoras ao longo do período de 1990 a 1997. No entanto, observa-se que diferentemente do número absoluto de empresas, o percentual sobre o total de empresas da amostra tende a estacionar na ordem de 12 % após 1994, quando é introduzido o Plano Real e estabelecida uma nova política cambial, que produz uma forte apreciação da taxa de câmbio real. Quando se observam as taxas de transição das empresas não exportadoras em (t-1) nota-

se que o padrão de persistência das empresas não exportadoras também aumenta posteriormente ao ano de 1993, indicando o desincentivo à atividade exportadora produzido pela evolução da taxa de câmbio real. Também é possível perceber uma relação similar entre a taxa de saída da base exportadora e as medidas de taxa de câmbio real, ao se notar que a taxa de transição de saída da base exportadora salta de uma média aproximada de 14,3% para uma média de 18,3% após o ano de 1994. Ainda assim, é interessante notar a forte persistência na atividade exportadora apontada pela elevada proporção de empresas que permaneceram na base, ano a ano, no período em questão.

Conforme foi observado na análise da seção 4.2, devem existir tanto fatores específicos às empresas, bem como fatores relacionados à presença de custos de entrada ou saída dos mercados externos que podem explicar a persistência na atividade exportadora notada por meio das informações apresentadas na tabela. A seguir, na tabela 4.12, são apresentados os resultados das estimações para o modelo (5). Nessa tabela, constam, nas segunda e terceira colunas, as estimações do modelo linear em nível, sem e com efeitos fixos, e nas quarta e quinta colunas, os resultados para as estimações dos modelos em primeiras diferenças, obtidas por meio do procedimento de Arellano e Bond (1991).

O modelo linear, em consonância com as informações da tabela 4.9, indica que as empresas exportadoras têm diferenças estatisticamente significativas no que tange ao tamanho, rendimento médio dos trabalhadores, proporção de trabalhadores não ligados à produção, proporção de trabalhadores qualificados, intermediários. Os coeficientes associados às variáveis *dummies* mostraram-se significativos estatisticamente, todavia o mesmo não ocorreu com todas as variáveis *dummies* setoriais, omitidas na tabela, indicando possivelmente a baixa proporção de empresas exportadoras em alguns setores. Com relação aos coeficientes associados às variáveis dependentes defasadas, todos se demonstraram positivos e significativos estatisticamente. Os coeficientes estimados para a primeira, segunda e terceira defasagem foram iguais a 0,267, 0,276 e 0,269, respectivamente, indicando um caráter persistente na atividade exportadora que perdura por três períodos. Estando omitidos os efeitos individuais, característicos das empresas exportadoras e não exportadoras dessa estimativa, é possível concluir que esses coeficientes devem estar *viesados* para cima, já que admite-se que, além da distinção entre as demais características observáveis das empresas, há possibilidade de que também as heterogeneidades das firmas sejam determinantes dessa persistência (não) exportadora.

Controlando para os efeitos fixos das plantas, a estimação do modelo linear em nível demonstra que as diferenças entre as firmas exportadoras e não exportadoras em termos

rendimentos e da qualificação dos trabalhadores deixa de ser significativa, sendo somente significativa estatisticamente em um nível de significância estatística de 5% a variável proporção de números de trabalhadores não ligados à produção. Também é interessante observar que os coeficientes associados às variáveis dependentes defasadas tiveram seus sinais invertidos, indicando uma correlação negativa entre os movimentos de entrada e saída das empresas, ao longo do tempo, por um período também de três anos. Esse resultado ultrapassa a expectativa de viés negativo dos coeficientes produzido pela correlação das variáveis dependentes defasadas com os efeitos fixos associados a cada empresa, já que significaria dizer que controlando pelas heterogeneidades específicas às empresas haveria uma tendência da empresa a sair do mercado externo logo após sua entrada e vice-versa. Esta interpretação dos coeficientes leva a inferir que essas estimativas devem ficar extremamente contaminadas pelo comportamento das empresas exportadoras descontínuas, que representam a maior fonte de variação.

Com relação aos modelos em primeiras diferenças, as estimações por variáveis instrumentais, por meio do procedimento de Arellano e Bond (1991) *one-step* e *two-step*, não diferem muito em termos de valor e de significância estatística dos coeficientes estimados. O teste de Sargan não rejeita a hipótese nula da validade dos instrumentos em ao menos um nível de significância de 15%. É digno de menção que a hipótese de ausência de autocorrelação de primeira ordem dos resíduos é rejeitada em um nível de significância de 1 % nas duas estimações, enquanto para a hipótese de ausência de autocorrelação de segunda ordem dos resíduos a mesma é rejeitada em um nível de significância de 70 %⁷⁴.

Em primeiro lugar, rejeita-se a hipótese de inexistência de custos irre recuperáveis, conforme pode ser visto por meio dos valores de 0,32 e 0,07, estatisticamente significantes em um nível de 1% dos coeficientes associados, respectivamente, às variáveis dependentes defasadas em um e dois períodos. Porém, o que se percebe, diferentemente das estimativas fornecidas pelo modelo linear, é que a depreciação desse investimento é rápida, e a julgar pelos valores dos coeficientes, ocorre quase toda no primeiro período. Isso significa dizer que a empresa ao sair da base exportadora e passar um ano sem exportar, tem depreciado quase todo o ativo adquirido em termos de conhecimento e desenvolvimento de relações comerciais com o exterior.

Para checar a robustez dessa análise, foram estimados modelos em primeiras diferenças separadamente para os setores em que se verificou a presença, em média, de 10%

⁷⁴ Baltagi (1995) destaca que a hipótese de ausência de autocorrelação de segunda ordem dos resíduos é necessária para a obtenção da consistência na estimação por Métodos dos Momentos Generalizados.

ou mais empresas exportadoras ao longo de todo período ⁷⁵. Esses modelos dinâmicos foram reduzidos das variáveis que se demonstraram irrelevantes no modelo para o agregado da indústria. Seus resultados estão apresentados na tabela 4.13 a seguir, sendo omitidos da apresentação os coeficientes associados às variáveis *dummies* temporais. Conforme pode-se observar, os resultados setoriais não se desviam em muito do resultado médio agregado. Os coeficientes associados à variável dependente defasada foram todos significativos em um nível de significância de 1% e variam em valor entre 0,18 a 0,36. Porém, nem todos os coeficientes auto-regressivos de segunda ordem se demonstram significativos estatisticamente em um nível de significância ao menos de 5%. Nos casos em que se demonstraram significativos, seus valores variaram entre 0,06 e 0,08 aproximadamente.

Sendo assim, esta análise com dados em painel permite concluir que a persistência na atividade exportadora é determinada tanto por fatores específicos às empresas como por fatores relacionados à experiência passada ou custos de entrada e/ou saída da atividade exportadora. Portanto, ainda que não seja possível rejeitar a hipótese de ausência de *hysteresis* para as empresas industriais paulistas, deve-se admitir que essa hipótese explica apenas parcialmente a persistência na atividade exportadora.

⁷⁵ Do total de dez setores considerados, seis deles têm, em média, 10% ou mais de firmas exportadoras.

Tabela 4.12 - Modelo de decisão de exportar

	M.Q.O. (Robusto)	Efeitos Fixos	Diferenças – A. B. (<i>one-step</i> robusto)	Diferenças – A. B. (<i>two-step</i>)
Export(-1)	0,2667** (0,0073)	-0,2859** (0,0036)	0,3127** (0,0379)	0,3236** (0,0354)
Export(-2)	0,2758** (0,0073)	-0,2466** (0,0036)	0,0693** (0,0206)	0,0767** (0,0194)
Export(-3)	0,2693** (0,0073)	-0,1914** (0,0035)	0,0112 (0,0164)	0,0138 (0,0155)
LnPO(-1)	0,0167** (0,0006)	0,0002 (0,0013)	0,0755 [†] (0,0438)	0,0593 [†] (0,0351)
LnRem(-1)	0,0018** (0,0008)	0,0010 (0,0007)	0,0102 (0,0117)	0,0034 (0,0103)
NLP/Total PO	0,0041* (0,0016)	0,0110* (0,0032)	0,0855 (0,0926)	0,0480 (0,0766)
Qualif/Total PO	0,0883** (0,0089)	-0,0008 (0,0104)	0,1545 (0,2018)	0,1469 (0,1617)
Interm/Total PO	0,0033** (0,0021)	-0,0026 (0,0027)	-0,0168 (0,0848)	0,0696 (0,0660)
d1992	0,0335** (0,0021)	0,0267** (0,0019)		
d1993	0,0456** (0,0021)	0,0367** (0,0019)		
d1994	0,0578** (0,0022)	0,0474** (0,0019)		
d1995	0,0522** (0,0022)	0,0412** (0,0019)	-0,0183* (0,0064)	-0,0123* (0,0052)
d1996	0,0562** (0,0022)	0,0441** (0,0019)	-0,0046 (0,0038)	-0,0052 (0,0028)
d1997	0,0568** (0,0023)	0,0464** (0,0019)	-0,0044 (0,0029)	-0,0042 (0,0039)
Constante	-0,0711** (0,025)	0,1544** (0,0043)	0,0073* (0,0032)	0,0063* (0,0026)
Total de Obs,	93324	93324	39855	39855
Nº de grupos	-	18687	18322	18322
R ²	0,6053	0,5752		
Teste de Sargan	-	-	-	117,87
p-valor				0,1501
Teste AR(1)			-15,66	-15,94
p-valor			0,0000	0,0000
Teste AR(2)	-	-	-0,23	-0,36
p-valor			0,8151	0,7182

**, *, [†] significantes estatisticamente a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 4.13 - Modelo de decisão de exportar – Setores industriais

Setor	Export(-1)	Export(-2)	LnPO(-1)	
Eletrônicos e Comunicações	0.3544** (0.0699)	.0786 [†] (0.0419)	.0017 (0.0143)	
Teste de Sargan	Teste AR(1)	Teste AR(2)	Total de obs.	Total de grupos
41.06 (0.6395)	-6.67 (0.0000)	-0.31 (0.7541)	2839	898
Calçados	0.1844** (.05099)	-.01254 (.02190)	-.0034 (.0055)	
Teste de Sargan	Teste AR(1)	Teste AR(2)	Total de obs.	Total de grupos
45.36 (0.4571)	-3.90 (0.0001)	-0.90 (0.3656)	1421	446
Mecânica	0.1876** (0.0467)	0.0699* (0.0326)	-0.0071 (0.0106)	
Teste de Sargan	Teste AR(1)	Teste AR(2)	Total de obs.	Total de grupos
61.59 (0.0506)	-10.68 (0.0000)	0.98 (0.3265)	6082	1893
Metalúrgica	0.2978** (0.0464)	.0588* (.0287)	-0.0088 (0.0058)	
Teste de Sargan	Teste AR(1)	Teste AR(2)	Total de obs.	Total de grupos
55.76 (0.1305)	-7.84 (0.0000)	0.70 (0.4867)	9011	2791
Têxtil	0.2510** (0.0596)	0.0262 (0.0336)	-0.0096 (0.0075)	
Teste de Sargan	Teste AR(1)	Teste AR(2)	Total de obs.	Total de grupos
64.00 (0.0327)	-8.49 (0.0000)	0.65 (0.5178)	6310	1980
Material de Transporte	0.3575** (0.0607)	0.0617* (0.0283)	-0.0049 (0.0173)	
Teste de Sargan	Teste AR(1)	Teste AR(2)	Total de obs.	Total de grupos
44.51 (0.4927)	-5.30 (0.0000)	-1.22 (0.2240)	1629	513

**, *, [†] significantes estatisticamente a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Capítulo 5 – Testes para a Hipótese de *Hysteresis* em Séries de Tempo

O capítulo quatro forneceu evidências da existência de *hysteresis* nas exportações das firmas industriais. Agora interessa saber em que medida essa *hysteresis* implica respostas assimétricas e criação de zonas de inação para as variações da taxa real de câmbio. Esse capítulo procura fornecer respostas a essas questões. Serão conduzidos aqui testes para a hipótese de existência de *hysteresis* nas exportações brasileiras de produtos manufaturados por meio de uma análise em séries de tempo, em que será investigada a presença de relações não lineares entre o *quantum* exportado e medidas representativas de taxa de câmbio real em equações de longo prazo para oferta ou demanda de exportações.

5.1. Análise em Séries de Tempo

5.1.1. Estrutura Analítica

Os modelos teóricos apresentados no capítulo 2 justificam a existência de *hysteresis* em modelos de comércio internacional em razão da existência de custos irre recuperáveis para a entrada e/ou saída do mercado externo e da presença de incerteza na definição das variáveis determinantes da rentabilidade da atividade exportadora. Com isso, a ocorrência de variações cambiais transitórias, porém significativas, poderia levar a movimentos de entrada e saída persistentes das empresas exportadoras, que alterariam permanentemente a estrutura de mercado dos países em concorrência internacional. A existência de custos de entrada e/ou saída também seria capaz de criar zonas de inação, onde flutuações da taxa de câmbio dentro desse intervalo não promoveriam incentivos suficientes para os movimentos de entrada e saída das firmas.

Göcke (2002) sintetiza essa forma de ocorrência de *hysteresis* em modelos econômicos, denominando-os de modelos de retorno não ideal. Essa forma de modelo é exemplificada por meio de uma firma j que deve decidir fornecer, ou não, para um mercado ($q_{j,t} = 1$ ou $q_{j,t} = 0$). São considerados dois tipos de custos em que a firma deve incorrer. O primeiro é o custo variável de produção usual, c_j , e o segundo é um custo irre recuperável de entrada no mercado específico da firma, ϕ_j . Se a firma estiver fora desse mercado no período anterior à sua decisão, então ela deverá incorrer nessas duas formas de custo. Caso a firma já esteja operando nesse mercado, sua única preocupação serão seus custos variáveis. Com isso, a função de custo unitário da firma j pode ser expressa da seguinte forma:

$$C_j(q) = \begin{cases} c_j & \text{se } q_{j,t} = q_{j,t-1} = 1 \\ c_j + \varphi_j & \text{se } q_{j,t} = 1 \text{ e } q_{j,t-1} = 0, \text{ com } c_j, \varphi_j > 0 \\ 0 & \text{se } q_{j,t} = 0 \end{cases} \quad (1)$$

Inicialmente~, assume-se que o horizonte de planejamento da firma é de um período e que a firma seja tomadora de preços no mercado. Assim, as decisões de atuação ou não da firma j nesse mercado são sumarizadas como:

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

O comportamento da firma nesse mercado pode ser descrito pelo gráfico 5.1 abaixo. Movimentos de preços dentro do intervalo $[c_j, c_j + \varphi_j]$ podem fazer com que firmas ativas ou inativas não alterem seu estado, condicionadas ao seu estado anterior, criando uma região superposta de estados de atividade ou inatividade. Essa região é chamada de zona de inação e, de acordo com esse modelo, é criada em razão da existência de custos de entrada para a firma inativa. A mudança de estados, de inativa para ativa, ou vice-versa, implica deslocamentos para diferentes funções de reação aos movimentos dos preços, criando não linearidades na relação entre quantidade e preços. O deslocamento de um estado para outro dependerá do atingimento dos preços críticos que determinam as mudanças de estado. Conforme é exposto em (2), esses valores críticos são dependentes dos estados anteriores em que a firma se encontrava e nos modelos de comércio exterior seriam gerados por variações não usuais da taxa de câmbio. Caso esses valores críticos não sejam atingidos, o *status* de atividade permanecerá inalterado.

Gráfico 5.1 - Criação da Zona de Inação

O padrão oferta caracterizado pelo retorno não ideal pode também ser visto em um modelo de otimização multiperíodo, na linha do trabalho de Dixit (1989) e Dixit e Pindyck (1994). Suponha-se que a firma enfrente a decisão de entrar, ou não no mercado, em um período corrente t , considerando um horizonte infinito de planejamento em um contexto de incerteza. Suponha-se, também, que a incerteza esteja restrita ao primeiro período e seja representada por um choque não recorrente sobre os preços. Esse choque tem média zero, com probabilidades iguais de ser positivo ou negativo. Ou seja,

$$p_{t+1} = \begin{cases} p_t + \varepsilon & \text{com prob} = 0,5 \\ p_t - \varepsilon & \text{com prob} = 0,5 \end{cases} \quad \text{e} \quad p_{t+\tau} = p_{t+1} \text{ com } \tau \geq 1.$$

A decisão de entrar no mercado pode ser racionalizada com uma decisão de investimento, que pode ser realizada no momento corrente t , ou postergada em um período. Suponha-se uma taxa de juros livres de risco igual a i , com $\delta = (1 + i)^{-1}$ e um custo de entrada φ_j . O lucro derivado da atuação nesse mercado deve diferir também entre o primeiro período de atuação, quando a firma incorre em custos de entrada, e os demais períodos seguintes, sendo, respectivamente, dados por $\pi_{j,t} = p_t - c_j - \varphi_j$ e $\pi_{j,t+\tau} = p_{t+\tau} - c_j$ para $\tau \geq 1$. Se a firma decidir entrar no mercado imediatamente o valor presente esperado da entrada imediata será dado por:

$$E_t(V_{j,t}^{\text{entrar}}) = \frac{p_t - c_t}{(1 - \delta)} - \varphi_i \quad (3.a)$$

Por outro lado, se a firma decidir aguardar um período antes de tomar sua decisão, realizando sua entrada no mercado somente sob condições favoráveis, então o valor presente esperado da estratégia “esperar e ver” será dado por:

$$E_t(V_{j,t}^{\text{esperar}}) = \frac{1}{2} \delta \left(\frac{p_t + \varepsilon - c_t}{(1 - \delta)} - \phi_i \right) \quad (3.b)$$

A irreversibilidade do investimento e a possibilidade de se aguardar um período fazem com que seja determinado o custo de oportunidade de se investir imediatamente, ao invés de se esperar um período. Esse custo de oportunidade é dado pela diferença entre os valores presentes líquidos esperados, ou seja:

$$CO(p, \varepsilon) = E_t(V_{j,t}^{\text{esperar}}) - E_t(V_{j,t}^{\text{entrar}}) \quad \text{com} \quad \frac{\partial CO(p, \varepsilon)}{\partial p} < 0 \quad \text{e} \quad \frac{\partial CO(p, \varepsilon)}{\partial \varepsilon} > 0 \quad (4)$$

Seguindo a racionalização dos mercados de opções, o investidor que tem a oportunidade de esperar é similar àquele que possui uma opção de compra de um ativo, que, por conseguinte, se valoriza à medida que aumenta a incerteza sobre o comportamento futuro dos preços, já que permite que ganhos maiores com aumentos de preços possam ser obtidos, enquanto a perda associada à queda dos preços está limitada ao preço da opção. Já o aumento do preço corrente, p_t , deve fazer com que seja mais custoso manter-se na posição de espera em razão da perda de receita corrente, favorecendo a decisão de investimento imediato. O preço crítico para o qual os valores presentes líquidos esperados de entrar imediatamente ou de se esperar um período se igualam, ou seja, $CO(p, \varepsilon) = 0$, é dado por:

$$p_t^* = c_j + (1 - \delta)\phi_j + \frac{\delta \varepsilon}{2 - \delta} \quad (5)$$

A entrada imediata no mercado deveria ocorrer se $p_t > p_t^*$. É interessante notar em (5), que além da incorporar o valor descontado do custo de entrada, o preço crítico também é aumentado em razão do componente de incerteza, levando a um aumento da zona de inação⁷⁶. Note que também deve haver um segundo valor crítico para o preço em que a firma nunca desejaria investir, p_t^0 , fazendo com fossem determinados, alternativamente, estados de atividade da seguinte forma:

$$q_t = \begin{cases} 0 & \text{se } p_t < p_t^0 & \text{nunca entraria} \\ 0 & \text{se } p_t^0 \leq p_t \leq p_t^* & \text{zona de inação} \\ 1 & \text{se } p_t > p_t^* & \text{entrada imediata} \end{cases} \quad (6)$$

Nos modelos de comércio internacional com *hysteresis*, supondo uma firma tomadora de preços no mercado internacional, as variações da taxa nominal de câmbio refletiriam-se em flutuações dos custos variáveis quando expressos em moeda estrangeira e, conseqüentemente, na rentabilidade da atividade exportadora. Empiricamente, no caso de uma firma exportadora

⁷⁶ No problema de horizonte infinito, sob condições de certeza, o preço crítico seria $p_t^* = c_j + (1 - \delta)\phi_j$.

esses argumentos teóricos devem implicar não linearidades também em suas funções de oferta e/ou demanda.

Sob a hipótese de país pequeno, em que o país faz face à uma curva de demanda infinitamente elástica, o *quantum* exportado poderia ser representado somente por uma equação log-linear para o *quantum* ofertado de exportações, sujeito à existência de *hysteresis* no comércio internacional da seguinte forma:

$$q_{t,k}^s = \alpha_0 + \alpha_1 (p_{t,k}^i - c_{t,k}^d) + \alpha_2 (p_{t,k}^d - p d_{t,k}^d) + \alpha_3 y_k^d + \varepsilon_t \quad (7.a)$$

$$\text{com } \alpha_1 > 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 > 0$$

$$e \quad \varepsilon_{1t} = \begin{cases} \delta_1^{(u)} + \rho^{(u)}(L)\varepsilon_{1,t-1} + \eta_{1,t}^{(u)}, & \text{se } \theta^{(u)} < \varepsilon_{1,t-d} \\ \delta_1^{(m)} + \rho^{(m)}(L)\varepsilon_{1,t-1} + \eta_{1,t}^{(m)}, & \text{se } \theta^{(l)} \leq \varepsilon_{1,t-d} \leq \theta^{(u)} \\ \delta_1^{(l)} + \rho^{(l)}(L)\varepsilon_{1,t-1} + \eta_{1,t}^{(l)}, & \text{se } \theta^{(l)} > \varepsilon_{1,t-d} \end{cases} \quad (7.b)$$

em que $q_{t,k}^s$ 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, $(p_{t,k}^d - p d_{t,k}^d)$, o relativo de preços entre o produto exportado e aquele comercializado no mercado interno e $y_{t,k}^d$, o produto doméstico do setor k.

Abandonando-se a hipótese de país pequeno, então seria plausível também a tentativa de estimação da curva de demanda das exportações de um determinado setor k. Uma possível forma funcional log-linear utilizada para a equação de demanda do *quantum* exportado do setor k seria dada por:

$$q_{t,k}^d = \beta_0 + \beta_1 (p_{t,k}^i - p_{t,k}^d) + \beta_2 y_{t,k}^i + \varepsilon_{2t} \quad (8.a)$$

$$\text{com } \beta_0 > 0, \beta_1 > 0, \beta_2 > 0$$

$$e \quad \varepsilon_{2t} = \begin{cases} \alpha_2^{(u)} + \rho^{(u)}(L)\varepsilon_{2,t-1} + \eta_{2,t}^{(u)}, & \text{se } \theta^{(u)} < \varepsilon_{t-d} \\ \alpha_2^{(m)} + \rho^{(m)}(L)\varepsilon_{2,t-1} + \eta_{2,t}^{(m)}, & \text{se } \theta^{(l)} \leq \varepsilon_{t-d} \leq \theta^{(u)} \\ \alpha_2^{(l)} + \rho^{(l)}(L)\varepsilon_{2,t-1} + \eta_{2,t}^{(l)}, & \text{se } \theta^{(l)} > \varepsilon_{t-d} \end{cases} \quad (8.b)$$

em que 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, $y_{t,k}^i$.

Conforme pode ser visto em (7.b) ou (8.b), a não lineariedade na relação entre quantidade e preço apresentada nos modelos de Göcke (2002) pode ser expressa nessa relação de longo prazo entre o *quantum* e medidas representativas para a taxa real de câmbio, por meio de uma relação de longo prazo com *threshold* em três regimes. Nesse conjunto de equações, $\rho^{(i)}(L)$ são polinômios de defasagens distribuídas, não necessariamente iguais para (7.b) e (8.b), $\eta_t^{(i)}$ e $v_t^{(i)}$ são termos de perturbações aleatórias dependentes dos regimes i , com $i = l, m, u$. O integral d representa a defasagem no processo de correção de erro e reflete a possibilidade de que os agentes econômicos possam reagir a desvios do desequilíbrio com alguma defasagem, representando uma estratégia de esperar e ver.

Cada um dos três regimes corresponderia a um dos três estados de atividade de uma firma exportadora. Dependendo da magnitude dos desvios das relações de oferta e/ou demanda, os exportadores/não exportadores poderiam transitar para diferentes estados de atividade, o que se refletiria no *quantum* exportado do setor. Os desvios da relação de longo prazo no intervalo intermediário, $\theta^{(l)} \leq \varepsilon_{t-d} \leq \theta^{(u)}$ poderiam ser racionalizados como fruto de variações cambiais, incapazes de induzir a entrada ou a saída de exportadores do mercado externo. No entanto, na ocorrência de variações cambiais que façam com que os desvios atinjam valores limiares, como $\theta^{(u)}$ ou $\theta^{(l)}$, então são produzidas mudanças de estado de atividade que impactam de modo mais sensível no *quantum* exportado.

Suponha-se uma desvalorização da taxa de câmbio nominal significativa que produza uma correspondente desvalorização das medidas representativas de taxa de câmbio real. Esse desequilíbrio, $q_{t,k} - E(q_{t,k} | X_t) < \theta^{(l)}$, após alguns períodos, seria corrigido a uma velocidade superior aos desvios situados no intervalo intermediário, pois refletiria não apenas o ajuste da quantidade exportada dos exportadores já presentes no mercado externo, mas também refletiria a entrada de novos exportadores no mercado. O inverso deve ocorrer com uma mudança cambial que venha produzir uma valorização da taxa de câmbio real. Inicialmente, poderia ser verificado um desequilíbrio na relação de longo prazo do tipo $q_{t,k} - E(q_{t,k} | X_t) > \theta^{(u)}$ que seria corrigido em uma velocidade diferenciada, reflexo não apenas da redução do coeficiente de exportação de exportadores mais eficientes, mas também

do abandono do mercado externo de exportadores menos eficientes ou incapazes de sustentar posições deficitárias nesse mercado por períodos muito longos.

5.1.2. Fonte de Dados e Aspectos Metodológicos

Foram considerados, inicialmente, dezesseis setores industriais, correspondentes a 71,6 % do total das exportações de produtos industrializados em 2003. Esses setores foram definidos segundo a metodologia empregada para a produção de índices de *quantum* exportado e de preços das exportações nacionais da FUNCEX (Fundação de Estudos do Comércio Exterior). O índice de preços doméstico setorial é o índice componente do IPA-OG produzido pela FGV (Fundação Getúlio Vargas). A compatibilização entre os índices de preços de exportação e o índice de preços domésticos adotada foi aquela formulada por Haguenaue *et. al.* (1998). Os índices de preços internacionais correspondem aos índices de preços de importação ou exportação dos EUA, fornecidos pelo BLS (*Bureau of Labor Statistics*), compatibilizados aos índices setoriais nacionais por meio da seleção de índices correspondentes entre as classificações SITC (*Standard International Trade Classification*) e CNAE (Classificação Nacional de Atividades Econômicas). Os índices de renda do resto do mundo foram elaborados utilizando as informações de destino das exportações nacionais durante o período de 1989 a 2001, constantes nos arquivos do COMTRADE – PCTAS e nas estatísticas do SISTEMA ALICE da SECEX. Os índices produto doméstico setorial são aqueles produzidos pelo IBGE ⁷⁷.

A possibilidade de que as séries temporais componentes dos modelos (7.a) e (8.a) sejam não estacionárias deve implicar a estimação de relações de oferta e demanda para as exportações setoriais correspondentes a relações de cointegração entre as variáveis. Os testes de raiz unitária empregados nesse trabalho são os testes DF-GLS, de Elliot *et al.* (1996), e Ng-Perron, de Ng e Perron (2001).

Após a realização dos testes de raiz unitária, foram estimados por diferentes métodos de estimação, as equações (7.a) e (8.a), de oferta e demanda de longo prazo. Verificada a não estacionariedade das séries temporais, a estimação dessas equações pode implicar uma relação de cointegração entre as séries temporais componentes das equações. As estimações das relações de cointegração serão realizadas por meio de equações estáticas estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (M.Q.O.), Mínimos Quadrados Plenamente Modificados (FM-OLS) e modelos dinâmicos como a reparametrização do modelo ADL, via modelo de

⁷⁷ Informações adicionais, sobre a forma de compatibilização das informações, são apresentadas no Apêndice I.

correção de erros (MCE-ADL), o método de mínimos quadrados plenamente parametrizados (FP-OLS) de Inder (1995) e modelos VECM por meio do procedimento de Johansen (1988).

Conforme foi argumentado também no capítulo 3, a estratégia de estimação utilizando diversos métodos e a posterior comparação das estimativas tem o objetivo de buscar uma maior consistência nos resultados em razão da possibilidade da obtenção de regressões espúrias e de viés nas estimações em amostras finitas. A seleção do melhor modelo será feita com base na consistência dos resultados e de testes de raiz unitária para os resíduos das equações selecionadas. A equação selecionada será aquela que apresentar a menor chance de que os resíduos sejam não estacionários.

Posteriormente à estimação das equações de longo prazo, será testada a hipótese de cointegração limiar (*threshold cointegration*) por meio do procedimento de dois estágios proposto por Balke e Fomby (1997), com a realização no segundo estágio de testes de lineariedade segundo Hansen (1997,1999). A partir da estimação de modelos auto-regressivos para os erros de equilíbrio serão realizados testes de lineariedade para esses erros, com as hipóteses alternativas de existência de dois e três regimes para os desvios das relações de longo prazo.

Os testes são conduzidos em duas etapas. Considerando o fato que um modelo SETAR(2) contém um modelo SETAR(1) e que um modelo SETAR(3) contém os dois modelos anteriores, serão realizados testes de lineariedade considerando a hipótese nula de um modelo SETAR(1) contra a hipótese alternativa da representação por um modelo SETAR(2); a hipótese nula de um modelo SETAR(1) contra um modelo SETAR(3); e a hipótese nula de um modelo SETAR(2) contra a hipótese alternativa de um modelo SETAR(3). Os modelos SETAR(1), SETAR(2) e SETAR(3) são expressos respectivamente por (9.a), (9.b) e (9.c):

$$\varepsilon_{i,t} = \{\alpha_i + \rho(L)\varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}, \quad (9.a)$$

$$\varepsilon_{i,t} = \begin{cases} \alpha_i^{(u)} + \rho^{(u)}(L)\varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}^{(u)}, & \text{se } \theta^{(u)} \leq \varepsilon_{i,t-d} \\ \alpha_i^{(l)} + \rho^{(l)}(L)\varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}^{(l)}, & \text{se } \theta^{(l)} > \varepsilon_{i,t-d} \end{cases} \quad (9.b)$$

$$\varepsilon_{it} = \begin{cases} \alpha_i^{(u)} + \rho^{(u)}(L)\varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}^{(u)}, & \text{se } \theta^{(u)} < \varepsilon_{i,t-d} \\ \alpha_i^{(m)} + \rho^{(m)}(L)\varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}^{(m)}, & \text{se } \theta^{(l)} \leq \varepsilon_{i,t-d} \leq \theta^{(u)} \\ \alpha_i^{(l)} + \rho^{(l)}(L)\varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}^{(l)}, & \text{se } \theta^{(l)} > \varepsilon_{i,t-d} \end{cases} \quad (9.c)$$

Conforme é possível perceber, o modelo SETAR(1) é o próprio modelo AR(p), sendo definido em razão da periodicidade trimestral dos dados $p_{\max} = 4$. A posterior redução dos modelos AR(p) determinará a ordem das auto-regressões para os modelos SETAR(2) e SETAR(3). Foram estabelecidas as razões $\tau = 0,3$ para a estimação de modelos SETAR(2) e $\tau = 0,2$ para a estimação de modelos SETAR(3), significando que cada regime deve conter ao menos três e dois décimos, respectivamente, do total das observações. O número de replicações de *bootstrap* para o cálculo dos valores críticos é 1000.

5.1.3. Análise Empírica

A tabela 5.1 abaixo apresenta os resultados para os testes de raiz unitária DF-GLS e Ng-Perron para as séries temporais componentes das equações (7.a) e (8.a). Conforme é possível observar, para a ampla maioria das séries não foi possível rejeitar, ao menos em um nível de significância de 5 %, a hipótese nula de existência de uma raiz unitária. Salvo para as séries do logaritmo do *quantum* exportado, os setores Metais Não Ferrosos e Têxtil, as demais séries tiveram incluído na especificação dos seus testes de raiz unitária um componente de tendência determinista, o que explica os altos valores dos testes de raiz unitária, ainda que não significantes estatisticamente. Para as demais séries, os testes de raiz unitária, em sua ampla maioria, foram especificados como modelos *random walk com drift*. Esse é um fato interessante, pois indica a necessidade de se captar esse componente de crescimento sistemático do *quantum* exportado nos modelos de oferta e demanda, que não devem provir das variáveis representativas da taxa de câmbio real, produto doméstico ou internacional. Nos setores de Celulose, Papel e Gráfica e Elementos Químicos a hipótese nula de que a série do logaritmo do *quantum* exportado possui uma raiz unitária é rejeitada em ao menos um dos testes, em um nível de significância de 5%, pelo menos. Nos setores de Abate de Animais, Celulose, Papel e Gráfica, Elementos Químicos, Outros Produtos Metalúrgicos e Químicos Diversos, também se rejeitou a mesma hipótese nula para a série do diferencial de preços de exportação e doméstico, $(p_{t,k}^d - p_{t,k}^d)$. Nos setores de Calçados e de Minerais Não Metálicos rejeitou-se a hipótese nula de existência de uma raiz unitária para o logaritmo das séries de

rentabilidade da atividade exportadora, $(p_{t,k}^i - c_{t,k}^d)$. Para o logaritmo da série do diferencial de preço internacional e exportado, $(p_{t,k}^i - p_{t,k}^d)$ somente os setores de Celulose, Papel e Gráfica e Peças e Outros Veículos os testes de raiz unitária indicaram a estacionariedade da série. Na série de logaritmo do produto doméstico, somente para a série do setor de Abate de Animais os testes de raiz unitária rejeitaram a hipótese de existência de uma raiz unitária, em favor da hipótese da série ser tendência estacionária. Para todas as séries representativas da demanda internacional, $y_{t,k}^i$, não foi rejeitada a hipótese nula de existência de uma raiz unitária em ao menos um nível de significância de 5%.

Para cada setor industrial foi estimado um conjunto de dez equações de oferta e dez equações de demanda, considerando as distintas formas funcionais e os diversos métodos de estimação. Dados os resultados dos testes de raiz unitária apresentados acima, a estimação das equações de oferta ou demanda representam estimações de relações de cointegração entre as variáveis. Em alguns setores, como o de Abate de Animais, Celulose, Papel e Gráfica e Elementos Químicos, em que se verificou também a estacionariedade da variável dependente, a estimação das equações envolveu variáveis com ordens de integração diferenciada, isto é, a estimação de equações desbalanceadas. Nesses setores, privilegiaram-se os resultados fornecidos pelos métodos de Mínimos Quadrados Ordinários, Plenamente Parametrizados e as estimções de Modelos de Correção de Erro a partir da reparametrização de modelos ADL. Na tabela 5.2 abaixo, são apresentadas as equações selecionadas em que foi verificada a relação de cointegração para as variáveis componentes das equações de oferta e/ou para dezesseis setores, juntamente com o método de estimação utilizado. Em razão das evidências da presença de um termo de tendência determinista no modelo estatístico dos testes de raiz unitária para as séries do logaritmo do *quantum*, foram estimados duas especificações alternativas. A primeira, em que o termo de tendência determinista era incluído no modelo; e a segunda, em que o mesmo termo era omitido. Em muitas das equações estimadas, aparentemente, o termo de tendência determinista rivaliza com a variável representativa de demanda, sugerindo a interpretação de que o componente de tendência determinista, presente no modelo estatístico do logaritmo do *quantum* exportado, reflita, de alguma forma, o componente tendencial da demanda internacional.

Tabela 5.1 - Testes de Raiz Unitária

Setor	Testes	$q_{t,k}$	$(p_{t,k}^i - c_{t,k}^d)$	$(p_{t,k}^d - p_{t,k}^d)$	$(p_{t,k}^i - p_{t,k}^d)$	$y_{t,k}^d$	$y_{t,k}^i$
Abate de Animais	DF-GLS	-1.720391	-1.473984	-3.55344*	-1.358642	-3.14352 *	-0.055442
	Ng-Perron	-1.70540	-1.59351	-3.04328*	-1.51886	-2.85254 *	0.08458
Benef. de Prod. Vegetais	DF-GLS	-2.008388	-1.003194	-2.457958	-2.52879	-0.108360	-0.583005
	Ng-Perron	-1.33256	-0.90297	-2.23362	-2.50666	-0.09448	0.11004
Borracha	DF-GLS	-2.464053	-1.149127	-2.935834	-1.02002	-2.015967	0.239530
	Ng-Perron	-2.29503	-1.09850	-2.63263	-1.07457	-1.92559	0.15225
Calçados	DF-GLS	-3.314166	-2.36943*	-2.440633	-0.449491	-2.288646	0.947750
	Ng-Perron	-2.89162	-2.18651*	-2.26396	-0.28134	-2.29272	0.64019
Celulose, Papel e Gráfica	DF-GLS	-2.918669	-1.510576	-2.297625	-2.01597*	0.997347	0.725920
	Ng-Perron	-3.5357**	-1.44579	-2.14871*	-2.42397*	1.17062	0.61090
Elementos Químicos	DF-GLS	-3.48630*	-0.60503	-3.15924**	-1.453248	-0.163297	0.118825
	Ng-Perron	-3.49740*	-0.50345	-3.4718 **	-1.33812	-0.23674	0.34082
Madeira e Mobiliário	DF-GLS	-2.794220	-1.452601	-1.473855	-2.517373	-0.361769	0.853411
	Ng-Perron	-2.87982	-1.38077	-1.46862	-2.31278	-0.37099	0.53741
Máquinas e Tratores	DF-GLS	-3.064689	-1.97977	-1.671376	-0.289553	-1.889119	0.295806
	Ng-Perron	-2.71589	-1.88960	-1.58858	-0.19595	-1.78059	0.20195
Material Elétrico	DF-GLS	-2.744659	-1.94487	-2.26429	-0.642163	-1.448740	0.351870
	Ng-Perron	-2.45591	-1.86071	-2.09561	-0.57415	-1.36063	0.58922
Metal. Não Ferrosos	DF-GLS	0.357144	-1.71967	-2.038521	-0.065129	0.632580	0.055555
	Ng-Perron	0.55149	-1.64306	-1.93442	-0.27929	0.90934	-0.55120
Minerías Não Metálicos	DF-GLS	-2.68042	-2.21840*	-0.920755	-0.09351	-0.878430	0.765126
	Ng-Perron	-2.56774	-2.09112*	-0.83003	0.22063	-1.00616	0.64583
Outros Prod. Metalúrgicos	DF-GLS	-2.856050	-1.72287	-2.9281**	-1.63113	-1.11116	0.168123
	Ng-Perron	-2.64563	-1.65556	-2.6292**	-1.58719	-1.26425	0.39292
Outros Prod. Alimentares	DF-GLS	-1.676773	-1.37859	-1.26542	-1.09073	0.571701	0.318022
	Ng-Perron	-1.20255	-1.33204	-1.17435	-1.02593	0.76413	0.45326
Peças e Outros Veículos	DF-GLS	-2.361432	-1.5885	-1.59001	-2.3957*	-1.51224	0.71936
	Ng-Perron	-2.361432	-1.5327	-1.24491	-2.3509*	-1.41814	0.70791
Veículos Automotores	DF-GLS	-2.864679	-1.77252	-2.566100	-1.45981	-0.397279	-0.765992
	Ng-Perron	-2.73906	-1.70996	-2.36380	-1.41476	-0.23049	-0.79218
Têxtil	DF-GLS	-1.90641	-1.85086	-2.815221	-0.28567	-1.690568	-0.870160
	Ng-Perron	-1.92824	-1.77049	-2.53454	-0.34973	-1.67913	-1.30942

*, ** significante em um nível de 5% e 1%, respectivamente.

Valores Críticos utilizados - DF-GLS (somente constante) 5%: -1.945324, 1% -2.597025; DF-GLS (constante e Tendência) 5 %: -3.113200, 1%: -3.6788; Ng-Perron (somente constante) 5%: -1.98, 1%: -2.58; Ng-Perron (somente constante) 5%: -2,91, 1%: -3,42.

Uma primeira evidência relevante a ser destacada é a predominância das equações de demanda setoriais sobre as equações de oferta. Essas últimas, na maioria dos casos, revelaram-se regressões espúrias, ou com problemas de especificação, já que apresentaram coeficientes com sinais invertidos. Os setores de Beneficiamento de Produtos Vegetais, Madeira e Mobiliário, Máquinas e Tratores, Material Elétrico, Outros Produtos Alimentares e Têxtil ainda que apresentassem algumas estimações de equações de oferta, em que a relação de cointegração tenha sido verificada, apresentaram estimações de equações de demanda superiores no sentido da consistência dos resultados e da estacionariedade dos resíduos. Algumas exceções foram produzidas por estimações de MCE ou VECM para as equações de

oferta dos setores de Abate de Animais e Veículos, em que as equações de oferta demonstraram-se alternativas superiores às equações de demanda para explicar a evolução de longo prazo do *quantum* exportado setorial. Nos setores de Borracha, Calçados, Celulose, Papel e Gráfica, Elementos Químicos, Máquinas e Tratores, Metais Não Ferrosos, Minerais Não Metálicos, Peças e Outros Veículos somente nas estimações das equações de demanda verificou-se a existência de uma relação de cointegração entre as variáveis. Para o setor de Metalurgia de Não Ferrosos, um problema de instabilidade foi verificado na equação de demanda para esse setor, sendo estabelecida uma relação de cointegração para as variáveis componentes dessa equação somente a partir de 1990.

Nas equações de oferta, predominam na explicação do *quantum* exportado, as variáveis representativas da taxa real de câmbio, já que somente no setor de Abate de Animais a variável de produto doméstico demonstrou-se significativa estatisticamente. No setor de Abate de Animais, a medida representativa da taxa real de câmbio é dada pela rentabilidade da atividade exportadora, enquanto que no setor de Veículos o diferencial de preços entre o mercado externo e doméstico é aquele que tem relação de longo prazo com o *quantum* exportado. Já nas equações de demanda, os fatores tendenciais, como a demanda internacional ou, propriamente, o termo de tendência determinista, como a variável representativa de taxa real de câmbio, dada pelo diferencial entre o preço exportado nacional e internacional, são ambos importantes na determinação da relação de cointegração com o *quantum* exportado. Em média, os coeficientes associados à variável $(p_{t,k}^i - p_{t,k}^d)$ são inferiores em magnitude aos coeficientes associados a $y_{t,k}^i$. As equações de demanda setorial, que favorecem a observação desse fato, são dos setores de Beneficiamento de Produtos Vegetais, Borracha, Calçados e Máquinas e Tratores, em que ambas as variáveis estão presentes. No entanto, em setores como Madeira e Mobiliário, Material Elétricos, Outros Produtos Alimentares e Minerais Não Metálicos os coeficientes associados a $(p_{t,k}^i - p_{t,k}^d)$ são superiores a um em magnitude, indicando uma resposta elástica do *quantum* à taxa de câmbio nesses setores. Para os setores de Equipamentos Eletrônicos e Químicos Diversos não foi possível obter evidências de cointegração entre as variáveis componentes das equações de oferta ou demanda. Abaixo, no gráfico 5.2, são apresentados os erros de equilíbrios obtidos a partir das equações de oferta ou demanda apresentadas na tabela 5.2.

Tabela 5.2 - Equações de Longo Prazo

Setor Industrial	Equação Estimada					Método
Oferta	$q_{t,k}^s = \alpha_0 + \alpha_1(p_{t,k}^i - c_{t,k}^d) + \alpha_2(p_{t,k}^d - pd_{t,k}^d) + \alpha_3 y d_{t,k} + \varepsilon_{1t}$					
	α_0	α_1	α_2	α_3	Tend.	
Abate de Animais	- 14.666	0.826	--	3.084	0.0269	MCE-ADL
Veículos	-1.133	--	1.295	--	--	FM-OLS
Demanda	$q_{t,k}^d = \beta_0 + \beta_1(p_{t,k}^i - p_{t,k}^d) + \beta_2 y_{t,k}^i + \varepsilon_{2t}$					
	β_0	β_1	β_2	Tend.		
Benef. de Prod. Veget.	3.115	0.3813	1.243	--		FP-OLS
Borracha	-9.259	1.331	1.628	--		FM-OLS
Calçados	-4.985	0.996	1.057	--		FM-OLS
Celulose, P. e Gráfica	-9.437	0.670	2.372	--		MQO
Elementos Químicos	--	0.787	--	0.017		MCE-ADL
Madeira e Mobiliário	-4.715	1.783	--	0.021		FM-OLS
Máquinas e Tratores	5.281	1.046	1.066	--		FM-OLS
Material Elétrico	11.767	1.927	1.574	--		FM-OLS
Metal. Não Ferrosos	-1.668	--	1.335	--		FM-OLS
Outros Prod. Metalur.	--	0.859	--	0.013		MCE-ADL
Outros Prod. Aliment.	5.267	2.149	--	--		MCE-ADL
Peças e Outros Veículos	--	-0.839	--	-0.0183		MCE-ADL
Minerais Não Metálicos	- 1.963	1.292	--	0.012		FM-OLS
Têxtil	0.019	1.002	--	--		FM-OLS

Gráfico 5.2 - Erros de Equilíbrio

Na tabela 5.3 abaixo, são apresentados os modelos auto-regressivos estimados para os erros de equilíbrio. Nela constam, além dos coeficientes estimados, testes de diagnóstico para o modelo estimado. Conforme é possível perceber, a maior parte dos modelos selecionados são modelos AR(1). Os setores que tiveram modelos AR de ordem superior a um, ou degenerados, foram os de Calçados, Máquinas e Tratores, Peças e Outros Veículos; com AR(4) degenerado, Borracha, Madeira e Mobiliário e Minerais Não Metálicos; com AR(5) degenerado, Outros Produtos Metalúrgicos e Têxtil com AR(2). O único setor para o qual o erro de equilíbrio pode ser considerado um ruído branco foi o setor de Metalurgia de Não Ferrosos, em que todas as defasagens, inclusive a constante, demonstraram-se não significativas estatisticamente⁷⁸. Os resultados dos testes de diagnóstico indicam também que a maioria dos modelos têm boa especificação. O principal problema apontado nos testes de

⁷⁸ Os testes de diagnóstico correspondem aos testes do modelo somente com a constante, que conforme foi dito acima, não foi significativamente diferente de zero (COEF = 0.00699 e SE = 0.01687).

diagnóstico refere-se à rejeição da hipótese de normalidade dos resíduos, decorrente, da presença de *outliers* nos erros de equilíbrio localizados, principalmente, em torno dos anos de 1986 (oitava observação) e de 1990 (em torno da trigésima observação) ⁷⁹.

Essa observação última observação suscitou o questionamento sobre a possibilidade da mudança da ordem auto-regressiva selecionada caso o modelo fosse estimado com a permissão para correção de *outliers*. Isso foi realizado e percebeu-se que, para a maioria dos casos, da estimação com a correção para a presença de *outliers* manteve-se inalterada a ordem da auto-regressão selecionada, corrigindo, também na maioria dos casos, os problemas dos testes de diagnóstico. Somente para os modelos dos setores de Outros Produtos Metalúrgicos, Calçados e Têxtil a ordem auto-regressiva do modelo foi alterada, respectivamente, de um modelo AR(2) para um AR(4) degenerado; de um modelo AR(4) degenerado para um AR(1); e de um modelo AR(2) para um AR(3). Nesses casos, a seleção da ordem dos modelos com *threshold* foi realizada *ex post*, baseando-se no critério de menor soma dos quadrados dos erros ⁸⁰.

Os resultados das estimações dos modelos SETAR(2) estão apresentados na tabela 5.4 abaixo. Nessa tabela podem ser observados, além dos coeficientes dos modelos auto-regressivos para cada um dos dois regimes, uma estatística Qui-Quadrado referente ao teste de heterocedasticidade para os modelos com *threshold*, o valor da estatística F_{12} , que testa a hipótese nula de um modelo SETAR(1) contra a alternativa de um modelo SETAR(2), os valores de probabilidade para essa estatística, obtidos por meio do cálculo da distribuição assintótica (PV-A*), ou aproximados, por *bootstrap* (PV-B*) da estatística $F_{j,k}$, considerando a possibilidade dos resíduos serem, homocedásticos (H), ou heterocedásticos (Het). A hipótese nula de linearidade é rejeitada em um nível de significância de 5% ou 10 %, para os setores de Abate de Animais, Beneficiamento de Produtos Vegetais, Calçados, Madeira e Mobiliário, Máquinas e Tratores, Outros Produtos Metalúrgicos e Têxtil. Nos modelos para os setores de Borracha e Minerais Não Metálicos somente quando a estatística F_{12} é comparada à distribuição assintótica para erros homocedásticos é que é possível rejeitar a hipótese nula.

Os resultados para as estimações dos modelos SETAR(3) são apresentados na tabela 5.5 abaixo. Nessa tabela podem ser observados, além dos coeficientes dos modelos auto-regressivos para cada um dos dois regimes e os valores de limiares estimados, os valores da estatística F_{13} e F_{23} para os testes das respectivas, hipóteses nulas de um modelo SETAR(1) e

⁷⁹ Esses períodos correspondem, respectivamente, ao final do Plano Cruzado, em que se verificou um colapso das contas externas brasileiras e a retomada do processo inflacionário e ao início do Plano Collor I, quando a economia sofreu forte retração com a retenção dos ativos financeiros por parte do governo.

⁸⁰ Nos modelos dos setores de Madeira e Mobiliário e Máquinas e Tratores, também foram promovidas alterações em suas formas funcionais, mas que não produziram alterações na ordem máxima dos modelos auto-regressivos.

SETAR(2), contra a hipótese alternativa de um modelo SETAR(3) e os valores de probabilidade aproximados por *bootstrap* para erros homocedásticos e heterocedásticos. Não foram apresentados aqui os resultados para os testes sobre os erros dos setores de Borracha e Minerais Não Metálicos, já que a rejeição da hipótese nula em favor do modelo SETAR(2) foi tênue e os resultados para os testes contra a hipótese alternativa SETAR(3) não foram significativos estatisticamente. Para os demais sete erros de equilíbrio setoriais, em que foi rejeitada a hipótese nula de um modelo SETAR(1), em favor da hipótese de um modelo SETAR(2), em cinco desses modelos foi rejeitada, em ao menos um nível, a mesma hipótese nula em favor da representação por um modelo SETAR(3). A rejeição da hipótese nula deu-se para os modelos dos setores de Abate de Animais, Calçados, Máquinas e Tratores, Outros Produtos Metalúrgicos e Têxtil. No entanto, o mesmo não ocorreu no teste do modelo SETAR(2) contra o modelo SETAR(3). Esses resultados sugerem duas interpretações alternativas. Ou a de que a representação SETAR(2) seja a mais apropriada para o processo que descreve os erros de equilíbrio, ou de que, em razão do relativamente reduzido tamanho amostral, os testes para o SETAR(2) contra o SETAR(3) tenham um baixo poder.

Tabela 5.3 - Modelos Auto-regressivos Lineares para os Erros de Equilíbrio (*sem correção para outliers*)

Setor		Y_{t-1}	Y_{t-2}	Y_{t-3}	Y_{t-4}	Y_{t-5}	Testes	Chow (1)	Chow (2)	Normal.	AR 1-4	ARCH 1-4	Hetero
Abate	Coef.	0.234	-	-	-	-	valor	0,1627	0,3986	33.481**	0.6322	0.1637	0.6618
de Animais	(s.e)	0.115	-	-	-	-	p-valor	1,0000	0,8997	0.0000	0.6413	0.956	0.5193
Benef. Produtos	Coef.	0.443	-	-	-	-	valor	0.5161	0.4387	31.279**	1.0693	0.5683	0.0325
Vegetais	(s.e)	0.108	-	-	-	-	p-valor	0.9729	0.8741	0.0000	0.3788	0.6866	0.9681
Borracha	Coef.	0.503	-	-	0.340	-0.332	valor	0.2204	0.3172	10.5833**	1.7319	3.3240**	0.4024
	(s.e)	0.103	-	-	0.110	0.111	p-valor	1,0000	0.9256	0.0050	0.1541	0.0160	0.8746
Calçados	Coef.	0.762	-	-	-0.214	-	valor	0.1736	0.3977	38.650**	0.5765	0.8676	3.4798*
	(s.e)	0.076	-	-	0.076	-	p-valor	1,0000	0.9002	0.0000	0.6807	0.4886	0.0124
Celulose, Papel	Coef.	0.428	-	-	-	-	valor	0.4461	1.0679	6.3090*	0.2882	0.2275	0.3617
e Gráfica	(s.e)	0.108	-	-	-	-	p-valor	0.9904	0.3945	0.0427	0.8847	0.9220	0.6978
Elementos Químicos	Coef.	0.530	-	-	-	-	valor	0.4470	0.3133	9.6390**	0.5949	2.3978	1.910
	(s.e)	0.098	-	-	-	-	p-valor	0.9902	0.9454	0.0081	0.6676	0.0596	0.1561
Madeira e Mobiliário	Coef.	0.794	-0.326	0.277	-	-0.207	valor	0.3899	0.3485	4.1033	2.2743	2.4959	2.1110
	(s.e)	0.114	0.131	0.110	-	0.090	p-valor	0.9960	0.9081	0.5798	0.0043	0.0389	0.0764
Máquinas	Coef.	0.770	-	0.240	-0.353	-	valor	0.4297	0.5850	6.0467*	0.3667	0.3136	5.0891**
e Tratores	(s.e)	0.088	-	0.118	0.108	-	p-valor	0.9998	0.7655	0.0486	0.8315	0.8678	0.0003
Material Elétrico	Coef.	0.771	-	-	-	-	valor	0.3867	0.5573	13.654**	1.5342	0.1459	0.2254
	(s.e)	0.076	-	-	-	-	p-valor	0.9969	0.7875	0.0011	0.2025	0.9641	0.7988
Metais Não Ferrosos	Coef.	-	-	-	-	-	valor	0.6427	0.6093	1.7264	0.61942	0.8765	0.4095
	(s.e)	-	-	-	-	-	p-valor	0.8571	0.6581	0.4218	0.6510	0.4866	0.6664
Outros Prod.	Coef.	0.754	-0.226	-	-	-	valor	0.4732	0.7222	5.6861	1.4384	0.9995	2.3545
Metalúrgicos	(s.e)	0.109	0.109	-	-	-	p-valor	0.9847	0.6536	0.0582	0.2314	0.4149	0.0631
Outros Prod.	Coef.	0.654	-	-	-	-	valor	0.5245	0.1629	7.9211*	0.2304	5.2363**	1.7885
Alimentares	(s.e)	0.089	-	-	-	-	p-valor	0.9699	0.9915	0.0191	0.9204	0.0011	0.1751
Peças e Outros	Coef.	-	-	-	0.318	-	valor	1.0730	0.8485	1.7192	2.3232	0.6348	0.1987
Veículos	(s.e)	-	-	-	0.109	-	p-valor	0.4181	0.5518	0.4233	0.0657	0.6396	0.8203
Minerais Não	Coef.	0.618	-	-	0.371	-0.436	valor	0.2233	0.3972	21.851**	0.2580	12.741 **	4.7288**
Metálicos	(s.e)	0.093	-	-	0.105	0.105	p-valor	1.000	0.8780	0.000	0.9037	0.0000	0.0005
Veículos	Coef.	0.621	-	-	-	-0.255	valor	0.5476	0.8475	7.6716	0.5359	0.6658	2.2191
	(s.e)	0.088	-	-	-	0.086	p-valor	0.9582	0.5384	0.0216**	0.7098	0.6182	0.0769
Têxtil	Coef.	0.804	-0.320	-	-	-	valor	0.3686	0.5604	13.437**	3.3716*	10.068**	2.3848
	(s.e)	0.113	0.113	-	-	-	p-valor	0.9979	0.7850	0.0012	0.0144	0.0000	0.0604

Chow (1) e Chow (2) correspondem a dois pontos distintos selecionados para os testes de instabilidade, em torno da metade da amostra e ao final da amostra.

Tabela 5.4 - Teste de Lineariedade – SETAR (2) – continuação

Setor	Limiar Est.		cte	Y_{t-1}	Y_{t-2}	Y_{t-3}	Y_{t-4}	Y_{t-5}	n_j	d	F-het	Prob	F_{12}	PV-A-H	PV-B-H	PV-A-Het	PV-B-Het
Material Elétrico	$\gamma \leq 0.0684538$	Coef.	0.012	0.818	-	-	-	-	53	1	0.942	0.624	2.641	0.7510	0.7800	0.6270	0.7870
		(s.e)	0.018	0.147	-	-	-	-									
	$\gamma > 0.0684538$	Coef.	-0.062	1.009	-	-	-	-	21								
		(s.e)	0.036	0.169	-	-	-	-									
Outros Produtos Metalúrgicos	$\gamma \leq 0.105068$	Coef.	0.040	0.625	-0.049	-0.068	0.377	-	51	4	5.171	0.395	31.355	0.001	0.012	0.056	0.038
		(s.e)	0.016	0.125	0.138	0.120	0.101	-									
	$\gamma > 0.105068$	Coef.	-0.025	1.050	-0.769	-0.541	0.433	-	20								
		(s.e)	0.108	0.104	0.207	0.298	0.505	-									
Outros Produtos Alimentares	$\gamma \leq 0.0574756$	Coef.	-0.003	0.651	-	-	-	-	48	1	4.685	0.096	3.032	0.7000	0.6980	0.7045	0.6805
		(s.e)	0.042	0.203	-	-	-	-									
	$\gamma > 0.0574756$	Coef.	-0.152	1.271	-	-	-	-	26								
		(s.e)	0.072	0.308	-	-	-	-									
Peças e Outros Veículos	$\gamma \leq 0.0800442$	Coef.	0.025	0.388	0.041	0.395	0.086	-	46	3	8.535	0.129	12.232	0.4175	0.7150	0.4140	0.6985
		(s.e)	0.020	0.111	0.152	0.126	0.105	-									
	$\gamma > 0.0800442$	Coef.	-0.040	-0.081	-0.021	0.176	0.551	-	25								
		(s.e)	0.063	0.152	0.150	0.352	0.157	-									
Minerais Não Metálicos	$\gamma \leq 0.057462$	Coef.	-0.004	0.958	-0.325	-0.018	0.533	-0.51	45	3	10.284	0.113	24.699	0.0110	0.1510	0.2015	0.3040
		(s.e)	0.012	0.144	0.186	0.206	0.156	0.111									
	$\gamma > 0.057462$	Coef.	0.006	0.482	-0.316	0.453	-0.197	-0.54	25								
		(s.e)	0.038	0.132	0.229	0.178	0.323	0.145									
Veículos	$\gamma \leq 0.0250799$	Coef.	0.011	0.741	0.227	-0.399	0.053	-0.04	37	1	6.519	0.367	16.910	0.1875	0.6045	0.3185	0.6790
		(s.e)	0.053	0.112	0.115	0.242	0.112	0.138									
	$\gamma > 0.0250799$	Coef.	-0.031	0.360	-0.024	0.318	0.099	-0.68	37								
		(s.e)	0.097	0.209	0.174	0.293	0.159	0.184									
Têxtil	$\gamma \leq -0.0754418$	Coef.	-0.199	1.015	-1.413	0.243	-	-	22	2	2.7433	0.601	42.191	0.0000	0.0000	0.0015	0.0025
		(s.e)	0.041	0.107	0.180	0.187	-	-									
	$\gamma > -0.0754418$	Coef.	0.030	0.557	-0.262	0.114	-	-	50								
		(s.e)	0.014	0.132	0.134	0.089	-	-									

† estimado com $\tau = 0,2$

Seguindo a estratégia metodológica, um teste final para a hipótese de *hysteresis* em séries de tempo seria a estimação de modelos de correção de erros com limiar, seguindo a equação (10) acima. Para simplificar as estimações, as mesmas consideraram a não linearidade restrita ao termo de correção de erro, permitindo somente que as velocidades de ajustamento ao desequilíbrio difiram entre os regimes. Foram considerados, nessa etapa, os setores que, em alguns dos testes apresentados acima, rejeitaram a hipótese nula em um nível de significância ao menos de 10 % para as estatísticas calculadas. Sendo assim, foram estimados modelos de correção de erros com dois regimes para os setores de Abate de Animais, Beneficiamento de Produtos Vegetais, Borracha, Calçados, Madeira e Mobiliário, Máquinas e Tratores, Outros Produtos Metalúrgicos, Minerais Não Metálicos e Têxtil. Na estimação dos modelos de correção com três regimes, foram excluídos, seguindo os resultados dos testes de linearidade, os setores de Borracha, Madeira e Mobiliário e Minerais Não Metálicos. Abaixo, nas tabelas 5.6 e 5.7, são apresentados modelos de correção de erro estimados para dois e três regimes, respectivamente. Salvo nos modelos de dois regimes para os setores de Calçados e Madeira e Mobiliário, em que se verificou um problema de auto-correlação de terceira ordem nos resíduos e de heterocedasticidade auto-regressiva, respectivamente, todos os demais modelos estimados para dois regimes, como para três regimes, apresentaram resultados estatisticamente adequados, conforme pode ser verificado pelos testes de diagnóstico apresentados também nessas tabelas.

Nos modelos de correção de erros para dois regimes para os setores de Abate de Animais, Beneficiamento de Produtos Vegetais, Borracha, Calçados, Madeira e Mobiliário, Máquinas e Tratores e Têxtil a magnitude dos coeficientes dos termos de correção de erros, associados aos valores limiares inferiores, foi superior aos coeficientes dos termos de erro associados aos valores limiares superiores, indicando que deve existir, nesses setores, uma sensibilidade maior com relação a desvalorizações da taxa real de câmbio. Para os setores de Outros Produtos Metalúrgicos e Minerais Não Metálicos, a magnitude dos coeficientes é invertida, sendo mais elevados os coeficientes associados aos valores limiares superiores. Dos nove modelos para dois regimes estimados, ambos os coeficientes dos termos de correção de erro são significativos estatisticamente, ao menos em um nível de significância de 10 %, nos modelos dos setores de Abate de Animais, Borracha, Calçados, Madeira e Mobiliário e Outros Produtos Metalúrgicos, destacando a assimetria existente entre os diferentes regimes. Para esses cinco setores, testou-se a hipótese de igualdade entre os coeficientes dos termos de correção de erro para os dois regimes e verificou-se que nos setores de Abate de Animais e Outros Produtos Metalúrgicos essa hipótese não pode ser rejeitada em um nível de significância de 10%. Já para os demais setores, a mesma hipótese foi rejeitada ao menos em um nível de significância de 5 %. Nos modelos para os setores de Beneficiamento de

Produtos Vegetais, Máquinas e Tratores, Minerais Não Metálicos e Têxtil somente os coeficientes dos termos de correção de limiares inferiores demonstraram-se significativos estatisticamente em um nível de significância de 5%.

Nos modelos de correção de erros com três regimes, alguns resultados interessantes aparecem. Enquanto para os setores de Abate de Animais e Outros Produtos Metalúrgicos, os modelos de correção de erros para dois regimes apontem para um resultado contrário ao dos testes de linearidade para dois regimes, os modelos de correção de erros com três regimes demonstram que essa contradição é resultado da ignorância do regime intermediário na estimação. Quando são incluídos três regimes na especificação, demonstra-se que a igualdade dos coeficientes somente pode ser válida entre os regimes superiores e inferiores, já que no regime intermediário, o *quantum* exportado não responde ao termo de correção de erro, evidenciando-se um padrão não linear de resposta ao desequilíbrio passado, com uma zona de inação no regime intermediário. O mesmo ocorre para os setores de Calçados. Já para os setores de Máquinas de Tratores e Têxtil, continuam sendo significativos estatisticamente somente os coeficientes associados aos valores limiares superior e inferior, respectivamente, indicando uma resposta assimétrica às variações cambiais.

Tabela 5.6 - Modelos de Correção de Erros com Limiar – 2 Regimes

Abate de Animais	$\Delta q_t = -0.473^* \Delta q_{t-1} - 0.333^* \Delta q_{t-2} + 0.403^* \Delta(p^i - c^d)_{t-1} + 0.836^* \Delta y_d_t$ $+ 2.070^* \Delta y_d_{t-1} + 0.629^* \Delta y_d_{t-2} - 0.405^* \hat{\varepsilon}_{t-2}^u - 0.528^* \hat{\varepsilon}_{t-2}^l$					
Rest. Linear F = .0379 [0.3123]	AR 1-5 0.65222 [0.6610]	ARCH 1-4 0.28686 [0.8853]	Normalidade 0.88431 [0.6427]	Heteroc. 0.57224 [0.8880]	RESET 2.1413 [0.1485]	RSS 0.842
Benef. de Produtos Vegetais	$\Delta q_t = -0.167^* \Delta q_{t-1} - 0.123^* \Delta q_{t-2} - 0.156^* \Delta q_{t-4} + 0.272^* \Delta(p^i - p^d)_t$ $+ 4.697^* \Delta y_t^i - 4.119^* \Delta y_{t-4}^i - 0.055^* \hat{\varepsilon}_{t-1}^u - 0.570^* \hat{\varepsilon}_{t-1}^l - 0.610^* d19864$ $+ 0.283^* d19901 - 0.308^* d19902 + 0.374^* d19924 - 0.341^* d19991$					
	AR 1-5 0.58529 [0.7111]	ARCH 1-4 1.4677 [0.2264]	Normalidade 0.81684 [0.6647]	Heteroc. 0.48596 [0.9582]	RESET 0.96728 [0.3296]	RSS 0.341
Borracha	$\Delta q_t = -0.359^* \Delta q_{t-1} - 0.502^* \Delta q_{t-2} + 0.402^* \Delta q_{t-4} + 1.174^* \Delta(p^i - p^d)_{t-1}$ $- 0.316^* \hat{\varepsilon}_{t-3}^u - 0.922^* \hat{\varepsilon}_{t-3}^l - 0.316^* d19864$					
Rest. Linear F = 10.826 [0.0016]**	AR 1-5 0.28708 [0.9183]	ARCH 1-4 0.024986 [0.8749]	Normalidade 0.25151 [0.8818]	Heteroc. 1.7090 [0.0679]	RESET 1.4816 [0.2281]	RSS 0.554
Calçados	$\Delta q_t = -0.306^* \Delta q_{t-1} - 0.177^* \Delta q_{t-2} + 0.517^* \Delta(p^i - p^d)_t - 0.121^* \hat{\varepsilon}_{t-3}^u - 0.480^* \hat{\varepsilon}_{t-3}^l$ $- 0.356^* d19864 - 0.176^* d19921 + 0.417^* d19924 - 0.192^* d19951$					
Rest. Linear F = 12.326 [0.0008]**	AR 1-5 2.04828 [0.0422]*	ARCH 1-4 0.84201 [0.5048]	Normalidade 0.60071 [0.7406]	Heteroc. 1.3354 [0.2245]	RESET 0.52063 [0.4734]	RSS 0.182
Madeira e Mobiliário	$\Delta q_t = 0.295^* \Delta q_{t-1} + 0.545^* \Delta(p^i - p^d)_t + 0.776^* \Delta(p^i - p^d)_{t-4} - 0.147^* \hat{\varepsilon}_{t-3}^u - 0.431^* \hat{\varepsilon}_{t-3}^l$ $- 0.521^* d19864 - 0.436^* d19873$					
Rest. Linear F = 5.935 [0.0177]*	AR 1-5 0.53191 [0.7512]	ARCH 1-4 3.9319 [0.0071]**	Normalidade 2.4376 [0.2956]	Heteroc. 1.9435 [0.0511]	RESET 2.6849 [0.1064]	RSS 0.496
Máquinas e Tratores	$\Delta q_t = 0.788^* \Delta(p^i - p^d)_t - 0.109^* \hat{\varepsilon}_{t-1}^u - 0.304^* \hat{\varepsilon}_{t-1}^l - 0.408^* d19864 - 0.438^* d19901$					
	AR 1-5 0.81616 [0.5419]	ARCH 1-4 0.60801 [0.6585]	Normalidade 1.4447 [0.4856]	Heteroc. 0.68118 [0.7060]	RESET 2.1010 [0.1521]	RSS 0.437

Tabela 5.6 - Modelos de Correção de Erros com Limiar – 2 Regimes (continuação)

Outros Produtos Metalúrgicos	$\Delta q_t = 1.047^* \Delta id_t - 0.716^* \Delta id_{t-1} + 0.966^* \Delta id_{t-4} + 0.907 \Delta (p^i - p^d)_t$ $- 0.460^* \hat{\varepsilon}_{t-2}^u - 0.264^* \hat{\varepsilon}_{t-2}^l$					
Rest. Linear	AR 1-5	ARCH 1-4	Normalidade	Heteroc.	RESET	RSS
F = 1.4229	1.1557	1.2875	1.4797	0.65438	0.38499	0.879
[0.2373]	[0.3417]	[0.2859]	[0.4772]	[0.7854]	[0.5372]	
Minerais Não Metálicos	$\Delta q_t = 0.267^* \Delta q_{t-4} + 3.127^* \Delta id_{t-4} + 1.771^* \Delta (p^i - p^d)_t - 0.451^* \hat{\varepsilon}_{t-1}^u$ $- 0.066^* \hat{\varepsilon}_{t-1}^l - 0.417^* d19864 + 0.237^* d19873$					
	AR 1-5	ARCH 1-4	Normalidade	Heteroc.	RESET	RSS
	0.73269	0.51407	3.3617	0.48667	0.31666	0.306
	[0.6019]	[0.7256]	[0.1862]	[0.9131]	[0.5756]	
Têxtil	$\Delta q_t = -0.434^* \Delta q_{t-2} + 1.024 \Delta (p^i - p^d)_t + 1.077^* \Delta id_{t-4} - 0.179^* \hat{\varepsilon}_{t-3}^u - 0.326^* \hat{\varepsilon}_{t-3}^l$ $- 0.459^* d19864 + 0.339^* d19872 - 0.260^* d19932$					
	AR 1-5	ARCH 1-4	Normalidade	Heteroc.	RESET	RSS
	1.1980	0.37197	0.73963	1.1673	0.36557	0.555
	[0.3218]	[0.8276]	[0.6909]	[0.3283]	[0.5477]	

Tabela 5.7 - Modelos de Correção de Erros com Limiar – 3 Regimes

Abate de Animais	$\Delta q_t = -0.497^* \Delta q_{t-1} - 0.348^* \Delta q_{t-2} + 0.429^* \Delta(p^i - c^d)_{t-1} + 0.809^* \Delta yd_t$ $+ 2.046^* \Delta yd_{t-1} + 0.543^* \Delta yd_{t-2} - 0.464^* \hat{\varepsilon}_{t-2}^u + 0.527^* \hat{\varepsilon}_{t-2}^m - 0.559^* \hat{\varepsilon}_{t-2}^l$					
	AR 1-5 0.89032 [0.4939]	ARCH 1-4 0.47637 [0.7529]	Normalidade 2.0370 [0.3611]	Heteroc. 0.73224 [0.7596]	RESET 2.3575 [0.1299]	RSS 0.799
Calçados	$\Delta q_t = -0.301^* \Delta q_{t-1} - 0.174^* \Delta q_{t-2} + 0.421 \Delta(p^i - p^d)_t - 0.122^* \hat{\varepsilon}_{t-3}^u - 0.094^* \hat{\varepsilon}_{t-3}^m - 0.550^* \hat{\varepsilon}_{t-3}^l$ $- 0.359^* d19864 - 0.137^* d19921 + 0.399^* d19924 - 0.194^* d19951$					
	AR 1-5 2.2004 [0.0673]	ARCH 1-4 0.0893 [0.9854]	Normalidade 0.73883 [0.6911]	Heteroc. 0.90404 [0.5698]	RESET 0.14383 [0.7059]	RSS 0.167
Máquinas e Tratores	$\Delta q_t = 0.902 \Delta(p^i - p^d)_t + 0.011^* \hat{\varepsilon}_{t-2}^u - 0.279^* \hat{\varepsilon}_{t-2}^l - 0.425^* \hat{\varepsilon}_{t-2}^m$ $- 0.402^* d19864 - 0.407^* d19901$					
	AR 1-5 0.82429 [0.5374]	ARCH 1-4 0.5431 [0.7044]	Normalidade 0.238 [0.8874]	Heteroc. 0.656 [0.7588]	RESET 3.732 [0.0579]	RSS
Outros Produtos Metalúrgicos	$\Delta q_t = 1.001^* \Delta id_t - 0.839^* \Delta id_{t-1} + 0.915^* \Delta id_{t-4} + 0.866^* \Delta(p^i - p^d)_t - 0.482^* \hat{\varepsilon}_{t-2}^u$ $- 0.094^* \hat{\varepsilon}_{t-3}^m - 0.550^* \hat{\varepsilon}_{t-3}^l$					
	AR 1-5 1.1917 [0.3245]	ARCH 1-4 1.5173 [0.2099]	Normalidade 0.96579 [0.6170]	Heteroc. 0.49076 [0.9269]	RESET 0.0012823 [0.9716]	RSS 0.866
Textil	$\Delta q_t = -0.416^* \Delta q_{t-2} + 1.011^* \Delta(p^i - p^d)_t + 1.117^* \Delta id_{t-4} - 0.191^* \hat{\varepsilon}_{t-3}^u$ $- 0.299^* \hat{\varepsilon}_{t-3}^m - 0.338^* \hat{\varepsilon}_{t-3}^l - 0.458^* d19864 + 0.342^* d19872 - 0.262^* d19932$					
	AR 1-5 0.64340 [0.6676]	ARCH 1-4 0.12043 [0.9746]	Normalidade 0.35365 [0.8379]	Heteroc. 0.97728 [0.5198]	RESET 0.19348 [0.6616]	RSS 0.535

Conclusão

Este trabalho é parte integrante dos recentes estudos produzidos sobre o desempenho exportador de produtos industrializados brasileiros e sua relação com a condução da política cambial. Aqui procurou-se testar a hipótese de existência de *hysteresis* nas exportações brasileiras de produtos industrializados. Para isso, foram empregues testes diretos sobre a hipótese de presença de custos irrecuperáveis associados à decisão de exportar, e testes indiretos que procuraram verificar a existência de uma relação assimétrica e/ou não linear entre o *quantum* exportado e medidas alternativas de taxa real de câmbio.

Para isso também foi realizada uma análise descritiva a partir das informações da SECEX para o período de 1989 a 1997, para toda base exportadora brasileira demonstrando-se a existência de uma clara relação positiva entre o maior grau de persistência na atividade exportadora das empresas exportadoras e sua contribuição ao valor exportado. Essa análise descritiva permitiu inferir que devem existir tanto fatores específicos às empresas, como fatores específicos aos mercados destino e aos produtos exportados, responsáveis pelo maior grau de persistência na atividade exportadora.

Para mensurar a influência dos custos irrecuperáveis sobre a decisão de exportar, foram estimados modelos dinâmicos de variáveis dependentes limitadas, segundo a proposição de Roberts e Tybout (1997), com métodos econométricos sugeridos por Bernard e Jensen (1999, 2001). Para a condução desse teste direto para *hysteresis*, foi utilizada a conjunção das bases de dados da SECEX e da RAIS para empresas paulistas durante os anos de 1990 a 1997, produzindo uma base de dados com um total de 149.496 de observações proveniente de 18.687 empresas. Essa análise econométrica permitiu concluir que a influência dos custos irreversíveis é significativa para as empresas exportadoras paulistas, mas em concordância com as indicações fornecidas pela análise descritiva, a heterogeneidade das firmas também é responsável pela persistência na atividade exportadora.

Observada a existência de *hysteresis* por meio do padrão de entrada e saída das empresas exportadoras, a análise seguiu em busca de evidências sobre a importância da *hysteresis* sobre a resposta das exportações às variações da taxa real de câmbio. Essa análise foi conduzida por meio da estimação de modelos de cointegração limiar. A análise de cointegração limiar envolveu a estimação de equações de oferta e demanda de longo prazo, com posteriores testes para a linearidade dos resíduos e estimação de

modelos de correção de erros limiares. Para isso, foi utilizada uma base de dados formada por séries temporais relativas a dezesseis setores industriais brasileiros, definidos segundo a metodologia empregada para a produção de índices de *quantum* exportado e de preços das exportações nacionais da FUNCEX e correspondentes 71,6 % do total das exportações de produtos industrializados em 2003.

Um primeiro destaque a ser mencionado, é a melhor representação para a relação de cointegração da equação de demanda do *quantum* exportado, relativamente à equação de oferta estimada. Dentre as dezesseis equações de cointegração apresentadas, quatorze equações estimadas são de demanda, enquanto apenas duas são para a oferta de exportações. Esse resultado, salvo possíveis problemas de especificação nas equações de oferta, confirmam argumentos relativos à dependência do dinamismo das exportações de produtos industrializados nacionais da dinâmica da demanda internacional desses produtos.

Das dezesseis relações de cointegração estimadas, em nove delas foi detectada alguma forma de não lineariedade nos resíduos dessas equações de longo prazo. Essas não lineariedades representam respostas assimétricas e ou descontínuas das exportações à diferentes medidas representativas para a taxa real de câmbio, além de variações do produto doméstico ou da demanda internacional. Os setores em que foi detectada uma relação de cointegração limiar foram os Abate de Animais, Beneficiamento de Produtos Vegetais, Borracha, Calçados, Madeira e Mobiliário, Máquinas e Tratores, Minerais Não Metálicos, Outros Produtos Metalúrgicos e Têxtil. Para os setores de Beneficiamento de Produtos Vegetais, Borracha, Madeira e Mobiliário e Minerais Não Metálicos somente foi rejeitada a hipótese nula de lineariedade a favor da existência de um modelo SETAR(2). Já para os setores de Abate de Animais, Calçados, Máquinas e Tratores, Outros Produtos Metalúrgicos e Têxtil a hipótese de lineariedade foi rejeitada em favor da representação de um modelo SETAR(3).

Conforme ficou demonstrado pela estimação de modelos de correção de erros com dois regimes, nos setores de Beneficiamento de Produtos Vegetais, Borracha e Madeira e Mobiliário a sensibilidade do ajustamento do *quantum* exportado é superior na presença de desvios abaixo dos respectivos valores limiares. Nos modelos de correção de erros com três regimes, o mesmo se verificou para o setor Têxtil, significando a existência de uma sensibilidade maior das exportações desses setores a desvalorizações da taxa real de câmbio. Já no setor de Máquinas e Tratores os termos de correção de erros, intermediário e inferior, demonstraram-se significativos

estatisticamente. Resultados opostos foram verificados para os setores de Outros Produtos Metalúrgicos e Minerais Não Metálicos. Nesses setores, foi observada uma sensibilidade maior do ajustamento do *quantum* exportado aos desvios dos valores limiares superiores.

Uma outra evidência proporcionada pela estimação dos modelos de correção de erros é a diferenciação nas formas de assimetria para a resposta às relações de longo prazo. Nos setores de Abate de Animais, Calçados, Outros Produtos Metalúrgicos, além de verificar-se, claramente, a existência de três regimes para o desvio da relação de longo prazo, também demonstra-se pela estimação dos modelos de correção de erro, a existência de uma zona de inação intermediária, seguindo as predições do modelo de retorno não ideal de *hysteresis*. Já nos setores de Beneficiamento de Produtos Vegetais, Minerais Não Metálicos e Têxtil, também foi detectada uma zona de inação, porém não intermediária aos valores limiares. Nesses setores a assimetria na resposta, independentemente de ser detectada a existência de dois ou três regimes, se dá sob a forma de apenas uma função de resposta ativa.

Uma possível explicação para esses resultados seria a participação das empresas exportadoras contínuas na determinação do *quantum* exportado nos períodos de valorização da taxa de câmbio. Assim, ainda que empresas exportadoras ocasionais, usualmente pequenas e médias venham a abandonar o mercado, as empresas exportadoras contínuas, usualmente com altos valores exportados, sujeitas a contratos de longo prazo, ou custos de saída superiores, mantém-se no mercado, trabalhando com um coeficiente de exportação “base” que sustenta o *quantum* exportado nesse período. Já nos momentos de desvalorização cambial, há a entrada de empresas, juntamente com a elevação do coeficiente de exportação das empresas contínuas, criando então o resultado de dois regimes e uma zona de inação.

Considerando as evidências produzidas nesse trabalho, é possível concluir sobre a existência *hysteresis* nas exportações de produtos manufaturados e a presença de assimetrias na relação entre o *quantum* exportado e taxa real de câmbio, além de outros determinantes de sua evolução de longo prazo, que na maioria das vezes confirmam, de modo bastante claro, as predições dos modelos de *hysteresis* em comércio internacional. No entanto, em alguns casos, parece que a *hysteresis*, ainda que existente, não seja a principal causadora da não linearidade na resposta do *quantum* às variações exportadas. A análise a partir dos microdados da SECEX informa que a presença de grandes exportadores contínuos têm grande importância na determinação do valor exportado.

Esses exportadores, ainda que incorram em custos irrecuperáveis de entrada e/ou saída, tem como importante fator explicativo de sua permanência na atividade exportadora a heterogeneidade das empresas.

Ainda assim, o que os resultados aqui apresentados indicam é que a condução da política cambial pode ser um instrumento com efeitos assimétricos, que podem ser extremamente positivos ou deletérios para o equilíbrio comercial do país. Adicionalmente, as conclusões em termos de política de promoção às exportações seguem na direção do reforço a políticas que auxiliem na continuidade da atividade exportadora e na redução dos custos para entrada nos mercados externos. Essa pesquisa também sugere que a investigação sobre os fatores específicos às empresas determinantes de sua continuidade na atividade exportadora é de grande importância para uma melhor focalização da política de promoção à exportação no país.

Bibliografia

- ARELLANO, M. e BOND, S. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *The Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, pp. 277-297, 1991.
- AMAZONAS, A. e BARROS, A. R. "Manufactured Exports in Brazil: determinants and consequences". *Revista Brasileira de Economia*, v. 1, n. 50, p. 73-100, jan-mar 1995.
- BALDWIN, R. "Hysteresis in Trade", MIT mimeo prepared for 1986 NBER Summer Institute, April 1986.
- _____. "Hysteresis in Import Prices: the beachhead effect". *American Economic Review*, v. 78, n. 4, p. 773-785, September 1988.
- _____. "Hysteresis in Trade" in *Hysteresis Effects in Economic Models*, ed. Wolfgang Franz, Heidelberg: Physica-Verl; New York:Springer, 1990.
- BALDWIN, R. and KRUGMAN, P. R. "The Persistence of the U.S. Trade Deficit". *Brooking Papers on Economic Activity*, v. 1987, n.1, p. 1-55, 1987.
- _____. "Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks". *The Quarterly Journal of Economics*, v. CIV, n.4, p. 635-654, November 1989
- BALKE, N. S. and FOMBY, T. B. "Threshold Cointegration". *International Economic Review*, v. 38, n.3, August 1997.
- BALTAGI, B. H. "*Analysis of Panel Data*". John Wiley & Sons, West Sussex, England, 1995.
- BERNARD A. B.; JENSEN, B. "Exceptional Exporter Performance: cause, effect, or both?". *Journal of International Economics*, v. 47, n.1, p. 1-25, 1999.
- _____. "Why Some Firms Export". *NBER Working Papers*, w8349, 2001.
- BRAGA, H. e MARKWALD, R. "Funções de Oferta e Demanda de Exportações de Manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo". *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 13, n. 3, p. 707-44, 1983.
- CAMPA, J. M. "Exchange Rate and Trade: How Important is *Hysteresis* in Trade?". *European Economic Review*, v. 48, n.3, p. 527-548, 2004.
- DIXIT, A. K. "*Hysteresis*, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through". *Quarterly Journal of Economics*, v. CIV, n. 2, p. 205-228, May 1989.
- _____. *The Art of Smooth Pasting*. Fundamentals of Pure Applied Economics, 55. Harwood Academic Publishers, 1993.
- DIXIT, A.K. and STIGLITZ, J. "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity". *American Economic Review*, v. 67, n. 3, p. 297-308, June 1977.
- DIXIT, A. K. e PINDYCK, R. S. *Investment under Uncertainty*. Princeton University Press, New Jersey, 1994.
- ELLIOT, G. T., ROSENBERG, T. J. and STOCK, J. H. "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root". *Econometrica*, vol. 64, p. 813-836, 1996.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. "Co-integration and error correction representation, estimation, and testing". *Econometrica*, v. 55, n. 2, March 1987

- FEIJÓ, C. A., CARVALHO, P. G. M. e RODRIGUEZ, M. S. “Concentração Industrial e Produtividade do Trabalho na Indústria de Transformação nos Anos 90: evidências empíricas”. *Economia*, v. 4, n.1, p. 19-52, 2003.
- FRANZ, W. “Hysteresis in Economic Models” in *Hysteresis Effects in Economic Models*, ed. Wolfgang Franz, Heidelberg: Physica-Verl; New York:Springer, 1990.
- GUIMARÃES, E. A. Taxas de Câmbio Setoriais, Metodologia e Resultados. *Texto para discussão n. 106, FUNCEX*, abril de 1995.
- GUIMARÃES, E. A., A. C. PINHEIRO, C. FALCÃO., H. POURCHET. E R. MARKWALD Índices de Preço e *Quantum* das Exportações Brasileiras. *Texto para discussão n. 121, FUNCEX*, julho de 1997.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. Prentice Hall, New Jersey, 1997.
- GÖCKE, M. “Various Concepts of *Hysteresis* Applied in Economics”. *Journal of Economic Surveys*, v. 16, n. 2, p. 167-88, 2002.
- HAGUENAUER, L., MARKWALD, R. e POURCHET, H. “Estimativas do Valor da Produção Industrial e Elaboração de Coeficientes de Exportação e Importação da Indústria Brasileira”. *Texto para Discussão do IPEA*, n. 563, Brasília, 1998.
- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994.
- HANSEN, B. E. “Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes”. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 10, n. 3, p. 321-35, July 1992,.
- _____. “Inference in TAR Models”. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics Quarterly Journal*, v. 2, n. 1, p. 1-14, 1997.
- _____. “Testing for Linearity”. *Journal of Economic Surveys*, v. 13, n. 5, p. 551-76, 1999.
- HAUSMAN, J. A. “Specification Tests in Econometrics”. *Econometrica*, v. 46, p. 1251-1276, 1978.
- HENDRY, D F. “*Dynamic Econometrics*”. Advanced Texts in Econometrics, Oxford, University Press, 1995.
- HENDRY, D. and KROLZIG, H-M. “The Properties of Pc-Gets Modelling, *Sargan Lecture of the Royal Economic Society*, October, 2004.
- HORTA, M. H., G. PIANI, e KUME, H. “Política cambial e Comercial. em *Perspectivas da Economia Brasileira - 1992*, IPEA, p. 59-80, 1991.
- HORTA, M. H. e SOUZA, C. F. B “A inserção das Exportações Brasileiras: análise setorial no período 1980/96”. *Texto para Discussão do IPEA*, n. 736, junho de 2000.
- HOOPER, P. e KOHLHAGEN, S. W. “The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade”. *Journal of International Trade*, v. 8, p. 483-511, November 1978.
- HSIAO, C. *Analysis of Panel Data*. Econometric Society Monographs nº 11, Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom, 1986.
- IEDI. “*A Pauta de Exportação Brasileira e os Objetivos da Política de Exportação*” – versão preliminar”. Março, 2000.
- IEDI. “*Radiografia das Exportações Brasileiras*”. Abril, 2003.

- IGLESIAS, R. “Baixo Dinamismo das Exportações de Produtos Industrializados ou Baixo Crescimento da Produção Industrial? *Revista Brasileira de Comércio Exterior*, ano XIV, n. 67, abril-junho 2001.
- INDER, B. “Estimating Long-Run Relationships: a comparison of different approaches”. *Journal of Econometrics*, v. 57, p. 53-68, 1993.
- JOHANSEN, S. “Statistical analysis of Cointegration Vectors”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, n. 2/3, p. 231-254, June/September 1988,
- KRUGMAN, P. R. *Exchange-Rate Instability*, MIT Press, Cambridge, Massachussetts, 1989.
- LIMA, E. T. C. e CARVALHO Jr, M. C. “Ações para Acelerar a Expansão das Exportações”. *Revista do BNDES*, v. 7, n. 14, p. 252-272, dezembro 2000.
- MADDALA, G. S. and KIM, IN-MOO. *Unit Rots and Structural Change*. Cambridge University Press, 1998.
- MARKWALD, R. "Abertura comercial e indústria: balanço de uma década" *Revista Brasileira de Comércio Exterior*, julho-setembro de 2001.
- MARKWALD, R. e PUGA, F. P. “Focando a Política de Promoção às Exportações”em *O Desafio das Exportações*, BNDES, dezembro de 2002.
- MOREIRA, M. M. e NAJBERG, S. "O impacto da Abertura Comercial sobre o Emprego: 1990-1997" in BNDES, *A economia brasileira nos anos 90*, Rio de Janeiro, 1999.
- MOTTA VEIGA, P. e MARKWALD, R. A “Micro, Pequenas e Médias Empresas na Exportação: desempenho no Brasil e lições da experiência internacional”. *Texto para Discussão FUNCEX*, n. 136, 1998.
- MIRANDA, J. C. “Abertura Comercial, Reestruturação Industrial e Exportações Brasileiras na Década de 1990”. *Texto para Discussão do IPEA*, n. 829, outubro de 2001.
- NG, S. and PERRON, P. “Lag Length Selection and the Construction of Unit Roots Tests with Good Size and Power”. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519-54, 2001.
- PARSLEY, D. C. and WEI, S-J. “Insignificant and Inconsequential *Hysteresis*: the case of U.S. bilateral trade”. *The Review of Economic Statistics*, v. 75, n. 4, p. 606-13, November 1993.
- PHILLIPS, P. C. B. and HANSEN, B. E. “Statistical Inference in Instrumental Regression Analysis with I(1) Processes”. *Review of Economic Studies*, v. 57, p. 99-125, 1990.
- PHILLIPS, P.C. B. and LORETAN, M. “Estimating Long-Run Equilibria”. *The Review of Economic Studies*, v. 58, n. 3, p. 407-436, May 1991.
- RICUPERO, R., “Há Futuro para o Comércio Exterior Brasileiro após 2000? *Revista Brasileira de Comércio Exterior*, ano XIII, nº 62, janeiro-março 2000.
- ROBERTS, M. J. and TYBOUT, J. R. “The Decision to Export in Colombia: an empirical model to entry with sunk costs”. *American Economic Review*, v. 87, n.4, p. 545-564, September 1997.

SARTI, F. e SABBATINI, R. “Conteúdo Tecnológico do Comércio Exterior Brasileiro” in *Indicadores de Ciência, Tecnologia e Inovação no Brasil*, orgs. Votti, Eduardo B. e Macedo, Mariano de M., Campinas, SP, Editora Unicamp, 2003.

SHY, OZ “*Industrial Organization: Theory and Applications*”. The Mit Press, Cambridge, 1995.

SPENCE, M. A. “Product Selection, Fixed Costs, and Monopolistic Competition”. *Review of Economic Studies*, v. 43, p. 217-35, June 1976.

VARIAN, H. R. *Microeconomic Analysis*. 3rd. Ed., W. W. Norton Company, New York, 1992.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The Mit Press, Massachusetts, 2002.

Apêndice I – Construção do Banco de Dados de Séries Temporais

Para a construção do banco de dados, foi realizada a compatibilização entre diversas nomenclaturas, entre as quais, o SITC (*Standard International Trade Classification*), ISIC (*International Standard Industrial Classification*), a CNAE (Classificação Nacional de Atividades Econômicas) e os códigos NCM (Nomenclatura Comum do MERCOSUL). A seguir, encontram-se os gráficos dos valores exportados setorialmente, comparando-se as séries construídas segundo a compatibilização realizada neste trabalho e aquelas produzidas pela da FUNCEX.

A tabela 1.A apresenta a forma de compatibilização adotada para a construção dos índices de preços internacionais de exportação. Foram compatibilizados os setores definidos pela FUNCEX com os produtos constantes no SITC. Para a construção dos índices de demanda, as ponderações adotadas são aquelas apresentadas na tabela 2.A.

Gráfico 1.A - Séries Estimadas Comparativamente aos Dados da Funcex

Têxtil **Couro e Acessórios** **Produtos de Madeira** **Papel** **Não-Metálicos** **Borracha** **Máqu. e Equipamentos** **Metal. Não Ferrosos**

Tabela 1.A: Compatibilização para os Índices de Preços de Importação

Setores FUNCEX	SITC	
	Produtos listados	Ponderação
Minerais Não Metálicos	Nonmetallic mineral manufactures	1
Metais Não Ferrosos	Nonferrous metals	1
Outros Produtos Metalúrgicos	Manufactures of metals	1
Máquinas e Tratores	Power generating machinery and equipment	0,361
	Machinery specialized for particular industry	0,244
	Metalworking machinery	0,04
	General industrial machinery, equipment	0,355
Material Elétrico	Electric power machinery (except rotating power mach.) & parts	0,142
	Electrical circuitry equipment	0,237
	Equipment for distributing electricity	0,147
	Electro-diagnostic apparatus for medical	0,475
Veículos Automotores	Motor vehicles (except public transport) designed to transport people	0,378
	Motor vehicles for the transport of goods & multi-purpose motor vehicles	0,178
	Road motor vehicles	0,054
	Parts and accessories for tractors, motor cars and other motor vehicles	0,389
Peças e Outros Veículos	Motor cycles (including mopeds) and cycles, motorized and non-motorized	0,024
		0,013
	Railway vehicles (including hovertrains) and associated equipment	0,931
	Aircraft and associated equipment; spacecraft (including satellites) and spacecraft launch vehicles	0,032
	Ships, boats (including hovercraft) and floating structures	
Madeira e Mobiliário	Cork and wood	0,46
	Cork and wood manufactures (excluding furniture)	0,54
Celulose, Papel e Gráfica	Woodpulp and recovered paper	0,569
	Uncoated Paper/paperboard, and linerboard	0,431
Borracha	Rubber manufactures	1
Elementos Químicos	Organic chemicals	0,769
	Inorganic chemicals	0,231
Refino de Petróleo e Petroquímica	Petroleum, petroleum products and related	1
Têxtil	Textile fibers and their waste	0,105
	Textile yarn, fabrics, and made-up article	0,895
Calçados	Apparel, footwear, and household goods	1
Beneficiamento de Produtos Vegetais	Cereal preparations and preparations of flour or starch of fruits or vegetables	0,024
	Vegetables, fruit and nuts, fresh or dried	0,976
Abate de Animais	Meat and meat preparations	1
Outros Produtos Alimentares	Dairy products and birds' eggs	0,095
	Edible products and preparations	0,678
	Beverages	0,227

Tabela 2.A: Países importadores segundo o setor CNAE e suas proporções - média 1985-2003

Outros Prod. Alimentares		Peças e Outros Veículos		Borracha		Elem. Quím.	
Países	Proporções	Países	Proporções	Países	Proporções	Países	Proporções
Argentina	15,28770197	Alemanha	4,424140056	Alemanha	2,730094296	África do Sul	1,699254835
Austrália	3,045412607	Argentina	17,10477772	Argentina	21,14684855	Alemanha	3,408523512
Bolívia	2,121956997	Chile	1,47978702	Bolívia	3,836868384	Argentina	17,00983105
Canadá	1,134142438	Eua	38,64262506	Chile	6,519018883	Bélgica	0,774774038
Chile	2,884427432	França	2,829078822	Colômbia	1,109903251	Coréia do Sul	2,397877489
Colômbia	1,083899992	Ilhas Cayman	2,264175884	EUA	26,06626466	Espanha	0,404993881
EUA	16,92947153	Itália	2,266300956	Itália	2,483192747	EUA	21,04011144
Holanda	6,332458366	Liechtenstein	0,587175282	México	1,01047506	Holanda	8,858742866
Japão	7,650575969	México	5,528832006	Paraguai	11,87556882	Japão	11,97273979
Paraguai	14,19025473	Panamá	0,824093019	Reino Unido	1,092827487	México	0,407891288
Uruguai	7,065998491	Polônia	0,619309041	Uruguai	3,03923889	Outros Países Asiáticos	1,576538579
Venezuela	2,13517556	Reino Unido	2,772852462	Venezuela	1,068273178	Singapura	1,656205669
Prods. Metal (Exceto Máq.)		Material Elétrico		Máquinas e Equipamentos		Beneficiamento de Prods. Vegetais	
Países	Proporções	Países	Proporções	Países	Proporções	Países	Proporções
Alemanha	1,5459	Alemanha	3,251485185	Alemanha	5,291639502	Argentina	3,528430474
Argentina	22,6585	Argentina	19,5941646	Argentina	17,28663523	Austrália	1,080298837
Bolívia	3,7878	Bolívia	2,551176345	Bolívia	2,514075871	Bélgica - Luxemburgo	22,32549867
Chile	5,9745	Chile	4,688436121	Chile	4,909316813	Coréia do Sul	2,505405832
Colômbia	1,3142	Colômbia	2,896818459	Colômbia	1,571297947	EUA	21,22308949
EUA	19,9309	EUA	24,8893456	EUA	25,93679088	França	0,559183333
Itália	0	Itália	0	Itália	0	Holanda	32,74931753
México	3,3379	México	5,930981798	México	4,217596805	Japão	6,394681709
Paraguai	0	Paraguai	4,967221774	Paraguai	5,008070588	Paraguai	1,379096912
Peru	0	Peru	0	Peru	2,557581593	Reino Unido	1,360193803

Uruguai	3,2660	Uruguai	3,778681657	Uruguai	2,674947005	Metalurgia Não Ferrosos	
Venezuela	2,1088	Venezuela	3,496863761	Venezuela	1,010210714	Países	Proporções
Têxtil		Papel		Produtos de Madeira		Alemanha	0,469729078
Países	Proporções	Países	Proporções	Países	Proporções	Arábia Saudita	0,608909226
Alemanha	6,728397805	Alemanha	5,424184123	Alemanha	4,694331518	Argentina	5,938666814
Argentina	16,24163343	Argentina	6,112287297	Arábia Saudita	2,803280795	Bélgica	1,877912557
Bolívia	2,520857102	Austrália	0,429578452	Argentina	2,198083702	Chile	0,383741395
Canadá	2,322616642	Bélgica	12,38361189	Bélgica	3,875072091	EUA	21,22881304
Chile	3,935867452	Chile	2,112040613	China	0,683723693	Finlândia	0,574462595
Colômbia	3,792570953	China	0,974577674	Espanha	1,377595772	Holanda	14,54051854
EUA	18,62603092	Coréia do Norte	0,323622156	EUA	28,98788915	Índia	0,410651913
França	0,561958894	Coréia do Sul	1,929210232	França	4,259860178	Itália	1,260847825
Hong Kong	0,5492105	EUA	17,99226513	Holanda	1,6169849	Japão	25,75683649
Indonésia	0,557619309	França	2,14225853	Itália	1,859431149	Liechtenstein	4,324277596
Itália	0,505677994	Indonésia	1,00576751	Japão	2,595278897	Peru	0,980431839
Japão	4,602409191	Itália	4,608810553	Porto Rico	2,436206254	Reino Unido	0,319189887
Paraguai	4,564494717	Japão	7,642159935	Portugal	3,39096539	Uruguai	5,101149099
Portugal	0,523993226	Paraguai	1,13293638	Reino Unido	12,17788849	Venezuela	3,52207583
Couro e Calçados		Não Metálicos		Veículos Automotores		Abate de Animais	
Países	Proporções	Países	Proporções	Países	Proporções	Países	Proporções
Alemanha	3,308866572	Alemanha	2,747088914	Alemanha	3,338500371	Alemanha	6,366070804
Argentina	1,616771923	Argentina	7,759659487	Argentina	32,13700621	Arábia Saudita	12,05249614
Bolívia	0,667890222	Austrália	1,812623342	Chile	9,468933098	Argentina	6,50006141
Canadá	1,588901807	Bélgica	0,576855856	Colômbia	0,723496376	Espanha	2,232520251
China	0,504790377	Bolívia	1,058360059	Equador	1,148684417	EUA	9,422387353
Cingapura	0,247041153	Canadá	3,106845583	EUA	4,534258197	Holanda	6,815329153
Espanha	1,730490989	Chile	3,718529728	Itália	8,96834768	Hong Kong	7,017034212

EUA	52,64391107	China	0,358718942	Luxemburgo	0,834587585	Itália	5,518725076
França	0,92141794	Espanha	2,334373762	México	8,996978043	Japão	11,16803983
Holanda	1,846344988	EUA	26,52330211	Nigéria	0,323363861	Reino Unido	9,369736565
Hong Kong	3,517710528	Itália	7,863082243	Outros Países Africanos	0,32150136		
Itália	6,741238806	México	0,491123563	Paraguai	1,818222539		
Paraguai	0,523330763	Paraguai	6,035095823	Uruguai	0,941829894		
Portugal	3,272259462	Porto Rico	0,338695463	Venezuela	1,115026596		