UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS

INSTITUTO DE ECONOMIA

1998

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

FLUXOS DE COMÉRCIO NO BRASIL E SEUS DETERMINANTES BÁSICOS - UMA ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO

Este exemplar corresponde ao original da tese defendida por Marislei Nishijima em 07/08/98 e orientada pelo Prof. Dr. Otaviano Canuto dos Santos Filho.

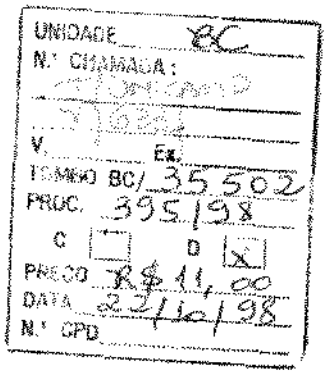
CPG/IE, 07/08/98

Aluna: MARISLEI NISHIJIMA

Prof. Orientador: OTAVIANO CANUTO DOS SANTOS FILHO

Prof. Co-orientador: PEDRO LUIZ VALLS PEREIRA

UNICAMP
BIBLIOTECA CENTRAL



CM-00117482-5

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELO CENTRO DE DOCUMENTAÇÃO DO INSTITUTO DE ECONOMIA

Nishijima, Marislei

N633f Fluxos de comércio no Brasil e seus determinantes básicos : uma análise de co-integração / Marislei Nishijima. – Campinas, SP : [s.n.], 1998.

Orientadores : Otaviano Canuto dos Santos, Pedro Luiz Valls Pereira.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Estadual de Campinas. Instituto de Economia.

1. Balança comercial - Brasil - Modelos econométricos. I. Santos, Otaviano Canuto dos. II. Pereira, Pedro Luiz Vallz. III. Universidade Estadual de Campinas. Instituto de Economia. IV. Título.

A meus pais e Alexandre

"A potência intelectual de um homem se mede pela dose de humor que ele é capaz de usar"

Nietzsche

SUMÁRIO

AGRADECIMENTOS 8

RESUMO 9

INTRODUÇÃO 10

1 PANORAMA ECONÔMICO DOS FLUXOS COMERCIAS 15

1.1 BREVE PANORAMA TEÓRICO 15

1.2 LITERATURA APLICADA 19

1.3 POLÍTICAS CAMBIAIS NO BRASIL: UMA BREVE REVISÃO 20

1.4 ESTRUTURA TEÓRICA 25

1.5 UM EXTENSÃO 29

2 ANÁLISE UNIVARIADA DAS SÉRIES DE TEMPO 35

2.1 CO-INTEGRAÇÃO 35

2.2 DADOS UTILIZADOS 36

2.3 ANÁLISE UNIVARIADA DAS SÉRIES DE TEMPO 38

2.4 ANÁLISE GRÁFICA 41

2.5 APRESENTAÇÃO DOS TESTES UNIVARIADOS 44

3 ANÁLISE MULTIVARIADA 47

3.1 ANÁLISE MULTIVARIADA DAS SÉRIES INTEGRADAS DE PRIMEIRA ORDEM 47

3.1.1 **Modelo I(1) e sua Interpretação** 47

3.1.1.a Representação Alternativa do VAR 47

3.1.1.b Testes para análise de co-integração 51

3.1.1.c Termos Deterministas 52

3.1.1.d Notações das hipóteses 53

3.1.2 **Exogeneidade Fraca como subproduto do procedimento de Johansen** 54

3.1.2.a Exogeneidade Fraca 54

3.1.2.b Teste de Exogeneidade Fraca e Procedimento de Johansen 55

3.2 APRESENTAÇÃO DO TRABALHO DE REFERÊNCIA 56

3.2.1 **Estimação por Johansen da relação de co-integração entre taxa de câmbio real e fluxos de comércio** 57

3.2.1.a Período 1974.1 a 1991.3 58

3.2.1.b Período 1974.1 a 1995.4 59

3.3 UM VAR AMPLIADO 61

3.3.1 **Primeiros Resultados** 61

3.3.2 **VAR das Variáveis em Nível para o período 1974.1-1993.4** 63

3.4 VAR DOS LOGARITMOS DAS VARIÁVEIS PARA O PERÍODO 1974.1-1993.4 66

3.5 TESTES DE EXOGENEIDADE FRACA PARA O SALDO COMERCIAL - TESTE SOBRE α 68

3.6 TESTES SOBRE β 69

3.7 MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS 70

3.7.1. **Redução do modelo irrestrito** 71

3.8 UM EXERCÍCIO COM AS RENDAS 73

4 UM MODELO ESTÁVEL E SUPERXOGENEIDADE 75

4.1 UM VAR COM *DUMMIES* DE INTERVENÇÃO 75

4.1.1. VAR 76

4.1.2. Teste sobre α e Testes sobre β 77

4.1.3. Modelo de Correção de Erros 78

4.2 SUPEREXOGENEIDADE 80

4.3 TESTES DE SUPEREXOGENEIDADE DE ENGLE E HENDRY 81

4.4 APRESENTAÇÃO DE TESTES DE SUPEREXOGENEIDADE 83

5 CONCLUSÃO 87

ÍNDICE DA TABELAS E FIGURAS

TABELAS

2.1 - Dados e Fontes 37

2.2 - modelos e estatísticas t associadas a ρ 39

2.3 - Resultados dos testes ADF 44

3.1 - Testes do traço e do maior autovalor com e sem correção dos graus de liberdade 58

3.2 - Resultados de co-integração: matrizes α e β' normalizadas 58

3.3 - Testes do traço e do maior autovalor com e sem correção dos graus de liberdade 60

3.4 - Resultados de co-integração: matrizes α e β' normalizadas 60

3.5 - Testes de redução do sistema 63

3.6 - Teste F para redução de modelos *nested* 63

3.7 - Testes de especificação 64

3.8 - Testes do traço e do maior autovalor com e sem correção dos graus de liberdade 64

3.9 - Resultados de co-integração: matrizes α e β' normalizadas 65

3.10 - Testes de redução do sistema 66

3.11 - Teste F para redução de modelos *nested* 66

3.12 - Testes de especificação 67

3.13 - Testes do traço e do maior autovalor com e sem correção dos graus de liberdade 67

3.14 - Resultados de co-integração: matrizes α e β' normalizadas 68

3.15 - Resultados da restrição sobre α: matrizes β' normalizada 69

3.16 - Resultados da restrição sobre α e β: matrizes β' normalizada 69

3.17 - Resultados da restrição sobre α e β: matrizes β' normalizada 70

3.18 - Resultados do modelo de correção de erros irrestrito 70

3.19 - Testes de especificação para o mce irrestrito 71

3.20 - Resultados do modelo de correção de erros irrestrito 73

3.21 - Resultados de Testes de Redução de Modelos 74

4.1 - Testes de especificação 76

4.2 - Testes do traço e do maior autovalor com e sem correção dos graus de liberdade 76

4.3 - Resultados de co-integração: matrizes α e β' normalizadas 77

4.4 - Resultados da restrição sobre α: matrizes β' normalizada 77

4.5 - Resultados da restrição sobre α e β: matrizes β' normalizada 77

4.6 – Testes de especificação para o mce restrito 79

FIGURAS

1.1 – Diagrama de Salter 30

1.2 – Equilíbrio Externo 32

2.1 - Produto Interno Bruto Brasileiro, Produto Interno Bruto dos Estados Unidos e suas respectivas primeiras diferenças 42

2.2 - Fluxo de Comércio, Taxa de Câmbio Real e suas respectivas primeiras diferenças 43

3.1 - Fluxos de comércio e Taxa de câmbio real 1974.1 – 1995.3 57

3.2 - Vetores de Co-integração 1974.1-1991.3 59

3.3 - Vetor de co-integração 1974.1-1995.5 60

3.4 - Vetores de co-integração das variáveis em nível 1974.1 – 1993.4 65

3.5 - Vetores de co-integração do logaritmo das variáveis 1974.1-1993.4 67

3.6 - Testes de Chow 71

3.7 - Evolução recursiva dos coeficientes do modelo reduzido e Testes de Chow 72

4.1 - Estimativas recursivas dos parâmetros e testes de Chow 79

AGRADECIMENTOS

Muitas vezes o interesse por um determinado assunto surge por inspiração causada por estudiosos ou professores capazes de despertar tal sentimento, devido a sua grande competência e paixão pela arte. Este é o caso desta dissertação, cujos inspiradores são, meu orientador, Prof. Otaviano Canuto dos Santos, e meu co-orientador , Prof. Pedro Luiz Valls Pereira. A eles agradeço a paciência, o apoio e os ensinamentos.

Por toda ajuda possível e formação gostaria de fazer vários agradecimentos:

Aos participantes da banca julgadora desta dissertação: Prof. Afonso Celso Pastore e Prof. Edgard A. Pereira pelas idéias e sugestões para melhor encaminhamento do trabalho. Agradeço também a Prof. Ângela A. Kageyama, participante da banca de qualificação, pelas sugestões e críticas às "coisas" importantes de um trabalho sério.

À ajuda financeira do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico, CNPq , sem a qual este trabalho seria inviabilizado.

Às contribuições dos profissionais José Maria Silveira, Clésio G. Xavier e Márcio B. Holland, que apoiaram, ajudaram e deram muitas informações relevantes a este trabalho. Além de muitos profissionais que possam ter ficado anônimos nesta minha citação.

A Emerson Fernandes Marçal pela companhia nos estudos, ajuda técnica e amizade sincera em todas as horas. Aos amigos Roseli da Silva e Paulo Barelli pela ajuda em assuntos de economia. E a todos meus queridos amigos aqui não mencionados.

Aos meus pais, Olga e Nobuyuki, por tudo que me ensinaram e por todo amor e carinho que me deram.

Aos meus irmãos Tata, Carlinhos e Josi.

Por fim, agradeço a Alexandre Brincalepe Campo por toda força que me deu e por acreditar sempre em meu trabalho.

RESUMO

A presente dissertação busca verificar, através de testes econométricos baseados na metodologia de Johansen, se existe uma relação estável de longo prazo entre as seguintes variáveis reais do comércio internacional brasileiro: saldo comercial, taxa de câmbio, renda interna e renda externa. Investiga-se a possibilidade destas variáveis possuírem tendências comuns entre os anos de 1974 e 1993. Os testes não rejeitam a hipótese da existência de co-integração entre elas e as associações usuais entre variáveis propostas pela teoria econômica não são falsificadas.

Com base na relação de longo prazo supracitada estima-se um modelo de correção de erros para o saldo comercial brasileiro, cujos parâmetros são constantes ao longo do período analisado. Testa-se então a condições de exogeneidade fraca e superexogeneidade para os parâmetros da equação de saldo comercial. Os resultados dos testes indicam a validade destes conceitos para o modelo estimado.

INTRODUÇÃO

Esta dissertação busca verificar empiricamente de que maneira os fluxos de comércio do Brasil nos últimos trinta anos responderam às variações da taxa de câmbio real[1]. Trata-se de uma análise que busca captar os efeitos das intervenções de políticas econômicas realizadas neste período, que, possivelmente, implicaram mudanças nos parâmetros da economia. Além disso, esta análise tenta avaliar os efeitos das mudanças ocorridas no cenário internacional sobre os mesmos parâmetros. Para estes fins utiliza-se a metodologia de co-integração com base em estimativas de máxima verossimilhança, nos moldes do procedimento de Johansen, cuja característica básica é levar em conta o comportamento estocástico das séries de tempo que compõem o modelo.

Mais especificamente, verifica-se, de acordo com as condições obtidas, o papel da taxa de câmbio na determinação das importações e exportações, ou seja, nos fluxos de comércio ao longo das últimas três décadas. Simultaneamente verifica-se como estes fluxos comerciais respondem às variações da renda interna e da renda externa, os quais constituem os outros determinantes básicos do saldo comercial[2]. Para isto, este trabalho se propõe a verificar se existe um vetor de co-integração entre os fluxos de comércio, na forma de saldo comercial, preços relativos, a renda real interna e a renda real externa. Em seguida, monta-se um modelo para a equação do saldo comercial com base nos testes de exogeneidade fraca e verifica-se as condições para a realização de um teste de superexogeneidade com o intuito de fazer análise de política econômica, caso esta condição seja satisfeita.

A necessidade de co-integração entre as variáveis do modelo ocorre porque, em geral, estas variáveis são integradas de primeira ordem, isto é, não são estacionárias. Caso exista pelo menos um vetor de co-integração, pode-se concluir que há uma relação de longo prazo estável entre estas variáveis para o período analisado. Mas, neste caso, não se pode fazer análise de política econômica como fazem muitos autores, pois a existência deste vetor não garante o *status* de superexogeneidade para os parâmetros de interesse do modelo condicional necessário para se fazer tal inferência.

Resumidamente, o objetivo do presente trabalho é encontrar um modelo de equação para o saldo comercial real do Brasil que, por sua vez, considere não só os efeitos da taxa

de câmbio real, mas também os outros determinantes tradicionais do fluxo de comércio, isto é, a renda real doméstica e a renda real externa. A idéia é verificar se é possível fazer inferência sobre política cambial no país nos fluxos de comércio, caso se encontre as condições de superexogeneidade.

A literatura de macroeconomia aberta e, mais recentemente, a macroeconomia aberta com otimização intertemporal[3], colocam o câmbio real como um importante determinante dos fluxos comerciais entre países. Todavia, existem controvérsias a respeito deste determinante básico de fluxos comerciais, quando se trata de trabalhos que modelam e tratam empiricamente os dados. Estes trabalhos são realizados não só com a econometria convencional mas também com a econometria que trata do comportamento não estacionário das séries de tempo, revelam contradições em seus resultados sobre a importância da taxa de câmbio real, vista aqui como preços relativos (preços de bens comerciáveis, *tradeables*, sobre preços de bens domésticos, *nontraded goods*)[4].

Com relação aos países em desenvolvimento, no que tange à importância da taxa de câmbio real para explicar os fluxos de comércio, muitos testes econométricos já foram realizados. Autores como Khan (1974), Bond (1987), Rittemberg (1986), que tratam de vários países em desenvolvimento, por blocos de países, e Zini (1992), Almeida (1995) e Dib (1987), que tratam do caso brasileiro especificamente, encontram evidências favoráveis quanto à importância da taxa de câmbio real na determinação das importações e exportações e/ou balança comercial. Entretanto, estes autores utilizam, em suas pesquisas, técnicas mais "tradicionais" para a estimação de seus modelos, trabalhando basicamente com o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Todavia, com o advento de novas técnicas de estimação e o desenvolvimento da literatura de co-integração, esta metodologia "tradicional" passa a ser um instrumental insuficiente para dar conta do comportamento das séries de tempo. Com base na metodologia mais recente, Rose (1990 e 1991) e Rose & Yellen (1989) contestam a importância dos preços relativos na determinação do saldo comercial da maneira esperada, isto é, segundo estes autores os testes empíricos não apresentam evidências de que um aumento dos preços relativos[5] leva a uma melhora do saldo comercial ou que uma redução leva a um efeito contrário. Este resultado implica um questionamento sobre a validade da condição de Marshall-Lerner[6] nos países pesquisados.

Reinhart (1995), entretanto, mostra que é possível obter resultados positivos para os fluxos de comércio (aumentando o saldo comercial) quando se desvaloriza o câmbio real

utilizando a metodologia de co-integração. Pesquisa 12 países em desenvolvimento, inclusive Brasil, e encontra resultados positivos para a maioria deles. Porém, não encontra tal evidência favorável ao saldo comercial para o caso brasileiro. Nunes (1994), que trata do Brasil exclusivamente, ao contrário de Reinhart, encontra evidência de longo prazo da relação estável e positiva entre câmbio real e saldo comercial para o país, com base numa análise de co-integração. A diferença entre eles está basicamente no tipo de dados utilizados e na definição de algumas variáveis.

O Brasil, assim como vários outros países da América Latina, ao longo de sua industrialização por substituição de importações, utilizou amplamente as políticas de desvalorização cambial[7], com o intuito de incentivar exportações para gerar divisas e, ao mesmo tempo, tornar os bens importados mais caros e, por conseqüência, os produtos nacionais mais competitivos. As desvalorizações cambiais também foram amplamente utilizadas para manter a competitividade do país no mercado internacional, relação esta que era constantemente deteriorada pelo diferencial entre inflação interna e inflação externa.

Nos últimos trinta anos o país passou por vários tipos de regimes cambiais. Em termos gerais, entre 1964 e 1968 operou o regime de taxa de câmbio fixa em degraus[8], isto é, com revisões dos valores entre intervalos de 8 a 14 meses. Em 1968 foi adotado o regime de minidesvalorizações cambiais - que persistiu até 1994 em seus traços básicos[9] - que consistia em desvalorizar o câmbio nominal, no valor da inflação corrente[10], entre curtos intervalos de tempo, de modo que a taxa de câmbio real se mantivesse constante, evitando perda de competitividade. Atualmente opera no país o regime de bandas cambiais - depois de um curto período de flutuação livre entre 1994 e 1995 - que consiste em deixar o câmbio flutuar dentro de uma determinada faixa de valores. Assim, os regimes cambiais adotados no Brasil, durante estes trinta anos, permitiam que a desvalorização nominal do câmbio fosse um instrumento de política econômica disponível aos *policy makers* brasileiros, ainda que as minidesvalorizações tenham permitido maior flexibilização do câmbio[11].

Deste modo, ao longo destes anos, a prática de desvalorização cambial foi amplamente utilizada. Em particular, na década de oitenta, com o advento da crise mundial, gerada pelo cartel do petróleo, e a conseqüente dificuldade do Brasil em captar recursos no exterior, o comércio internacional (de bens e serviços) se tornou a alternativa mais potente para gerar divisas. Neste contexto, as políticas cambiais, em especial a de

desvalorização, ganharam extrema importância no país, pois passaram a ser vistas como políticas de promoção de desenvolvimento e de manutenção de credibilidade internacional.

O Plano Real, cujo processo de estabilização de preços se baseia na âncora cambial, suscita muita discussão em torno da atual valorização do câmbio real com relação ao período imediatamente anterior a sua implementação, pois tal valorização implicou considerável retração das exportações e aumento das importações. Deste modo, apesar das medidas adotadas pelo governo para melhorar a conta comercial, tais como o aumento de tarifas de importação, créditos aos exportadores, etc., determinados segmentos da sociedade passaram a reivindicar a execução de políticas de desvalorização cambial. Neste contexto, questionar a eficácia destas políticas de desvalorizações cambiais tornou-se uma preocupação contínua e de grande importância, além de ser bastante atual.

Tentar inferir sobre a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio real e os fluxos de comércio no Brasil também é um exercício válido porque se verifica, a partir da quebra do padrão de câmbio fixo adotado em Bretton Woods[12], grande aumento de instabilidade cambial, tanto nominal quanto real, no Brasil e no resto do mundo. Num cenário internacional onde a maioria dos países desenvolvidos passou a usar o sistema de taxa de câmbio flexíveis (ou flutuantes) , o Brasil também flexibilizou o câmbio através das minidesvalorizações, mas a instabilidade cambial se fez presente no país. Assim, a idéia é verificar de que maneira esta instabilidade no câmbio real afeta o comércio externo brasileiro.

Esta dissertação está composta de cinco capítulos. O primeiro faz uma apresentação esquemática de parte da literatura econômica de macroeconomia aberta, chamando a atenção para as diferenças entre os modelos, sua evolução e sua superação, bem como para algumas diferenças entre modelos com e sem otimização intertemporal. Ainda neste capítulo é apresentado um breve quadro da economia brasileira, dos últimos trinta anos[13], no que se refere às políticas cambiais adotadas e os respectivos desempenhos dos fluxos comerciais. Por último, este capítulo apresenta o modelo econômico teórico a ser utilizado e suas respectivas justificativas.

Para verificar de que maneira a taxa de câmbio real afeta os fluxos de comércio do país será utilizado um modelo com variáveis reais (sem considerações monetárias) de acordo com os moldes clássicos da teoria de comércio internacional. A estrutura utilizada se encaixa nos modelos com substitutibilidade imperfeita de bens[14], os quais fornecem as funções do saldo comercial, de demanda de importações e exportações de maior consenso

na literatura, isto é, funções explicadas pela taxa de câmbio real, pela renda doméstica e a renda externa. A utilização de modelo com variáveis reais se justifica pela suposição feita de que o governo tem algum poder de influenciar taxa de câmbio real via desvalorização do câmbio nominal. Tal modelo se baseia numa economia com três bens, importados, exportados e domésticos, onde os bens exportados não são consumidos domesticamente e os bens domésticos e importados guardam entre si substitutibilidade bruta. Com base neste modelo chega-se à equação de saldo comercial real, que sugere quais variáveis devem ser testadas econometricamente.

O segundo capítulo apresenta uma noção de co-integração, para situar melhor a discussão proposta por este trabalho. Em seguida, são apresentados os dados utilizados, os testes univariados das variáveis de interesse, bem como seus resultados e implicações para o modelo multivariado a ser adotado.

No terceiro capítulo tem-se uma breve introdução ao procedimento de Johansen, seguida da apresentação dos resultados dos testes multivariados de co-integração e dos resultados dos testes de exogeneidade fraca. Além disso, faz-se um exercício para testar se as rendas internas e externas são importantes para explicar o saldo comercial brasileiro. A seqüência de apresentação dos testes segue a seguinte ordem: primeiro são apresentados os testes para o trabalho de referência, que consistem na estimação pelo método de Johansen dos trabalhos de Nunes (1994); segundo, são apresentados os resultados de testes com o VAR (vetor auto-regressivo) proposto por esta dissertação; terceiro, monta-se um modelo de correção de erros para o saldo comercial brasileiro. Por fim, apresenta-se uma conclusão sobre os testes realizados e o exercício com as rendas.

No quarto capítulo faz-se uma nova análise de co-integração introduzindo no VAR variáveis *dummies* pontuais. Com base neste VAR monta-se um modelo de correção de erros estável para o saldo comercial e, finalmente, testa-se a superexogeneidade dos parâmetros deste modelo a intervenções nos parâmetros das equações marginais.

No quinto e último capítulo apresenta-se as conclusões da dissertação.

1 PANORAMA ECONÔMICO DOS FLUXOS COMERCIAS

Este capítulo procura apresentar e situar a discussão de fluxos de comércio no contexto da literatura macroeconômica, apresentando seus determinantes básicos. Apresenta também um resumo da evolução cambial brasileira desde 1967 até a implementação do Plano Real, com o objetivo de indicar que possíveis intervenções de políticas econômicas internas e externas podem ter afetado os fluxos de comércio e as variáveis diretamente associadas a ela, quais sejam, a taxa de câmbio real, as rendas internas e externas, durante o período analisado. Por último, apresenta-se um modelo econômico teórico para indicar que variáveis devem compor o modelo econométrico a ser estimado. Apresenta-se, também, um exercício teórico com um modelo para balizar os conceitos econômicos usados na dissertação.

1.1 Breve Panorama Teórico

A teoria do comércio internacional[15], na sua versão "abordagem das elasticidades", cujo modelo mais popular é o de Bickerdike-Robinson-Metzler, somada ao multiplicador do comércio exterior, tem fornecido suporte para modelar as relações comerciais entre os países ao longo do tempo. Mais do que isto, tem fornecido modelos funcionais (variáveis determinantes e descrição da forma funcional) para as demandas de importação e exportação, bem como para a função do saldo comercial, empiricamente testáveis. Nesta literatura, que trabalha com equilíbrio parcial de tradição marshalliana, existe grande consenso sobre quais sejam os determinantes básicos das demandas de importação e de exportação, a saber, a taxa de câmbio real (preços relativos), a renda real doméstica e a renda real do resto do mundo.

Porém, com o aumento da importância do comércio internacional, principalmente depois da Segunda Guerra Mundial, surgiram modelos que passaram a incorporar a determinação da renda na teoria do balanço de pagamentos, surgindo a versão "enfoque da absorção". O grande saldo teórico, segundo Dornbusch (1980), foi a integração da determinação de preços relativos e da renda, prática que foi disseminada a partir dos trabalhos de Alexander, Harberger e Laursen-Metzler, os quais estipularam a relação entre economia monetária internacional e macroeconomia, bem como James Meade, que

integrou a teoria do valor e a teoria da renda. Já nos anos 60, a análise padrão era a estática comparativa em modelos com determinação da demanda pela renda e a taxa de câmbio estipulando preços relativos.

Surgem, então, os trabalhos de Mundell, que oferecem estruturas organizadas, incluindo o mercado de ativos e a mobilidade de capital nos modelos de macroeconomia da economia aberta[16]. Estes modelos, que constituem estruturas de equilíbrio geral nos moldes walrasianos, ficaram conhecidos popularmente como modelos macroeconômicos de economia aberta de Mundell-Fleming.

Com o desenvolvimento dos mercados de ativos das últimas décadas e a acelerada internacionalização financeira, entretanto, o foco central do balanço de pagamentos se voltou para a conta de capitais. Gonsalves *et al.* (1998) observam que os modelos de Mundell-Fleming são superados por dois novos enfoques, o enfoque monetário do balanço de pagamentos e o enfoque pelo equilíbrio de portifólio, ambos de tradição walrasiana. Estes enfoques criticam basicamente a ausência de tratamento das expectativas nos modelos Mundell-Fleming e reivindicam a dinâmica dos mercados de ativos como elemento central na macroeconomia aberta, atribuindo-lhes um papel mais influente do que naqueles modelos.

Mais recentemente, têm surgido modelos de equilíbrio geral, e também de equilíbrio parcial, seguindo a linha da macroeconomia aberta com otimização intertemporal, que levam o tempo e as expectativas em consideração nas decisões dos agentes, dentro de uma pesquisa que busca microfundamentos para os modelos agregados. Segundo Obstfeld & Rogoff (1995) a análise intertemporal da conta corrente, que tornou-se comum no início dos anos oitenta, amplia o enfoque da absorção através do reconhecimento de que a poupança privada e as decisões de investimentos, e muitas vezes as decisões do governo, são resultados do cálculo de horizonte temporal dos agentes baseados nas expectativas do futuro sobre aumento de produtividade, demanda de gastos do governo, taxas de juros reais, etc. Ainda, segundo estes autores, a abordagem intertemporal sintetiza a visão da absorção e das elasticidades por levar em conta os determinantes macroeconômicos dos preços relativos e por analisar os impactos dos preços futuros e presentes sobre poupança e investimento.

Ao verificar a evolução destes modelos constata-se que não existem contradições quanto à importância da taxa de câmbio real (preços relativos), bem como da renda, na determinação dos fluxos de comércio. O que se observa, primeiro, é uma absorção e

superação dos modelos anteriores, pelos modelos de Mundell-Fleming, como caso particular e, segundo, uma mudança de enfoque, que nos modelos mais recentes de macroeconomia aberta redundam em maior ênfase sobre a conta de capital quando se pensa em balanço de pagamentos, uma vez que nos primeiros modelos a balança comercial era sinônimo de balanço de pagamentos. Também nos modelos de otimização intertemporal não existem estas contradições.

Dada esta ausência de contradições pode-se pensar na utilização de um modelo econômico para o saldo comercial, exportações menos importações, de acordo com os determinantes tradicionais deste, tendo como base uma estrutura teórica simples, mas muito adequada para os objetivos desta dissertação, conforme será visto adiante.

Uma distinção importante a ser feita neste ponto é a diferença entre a taxa de câmbio nominal e a taxa de câmbio real. A primeira é o preço da moeda estrangeira, P_t, em termos de uma unidade da moeda doméstica, P_d, resultando na razão, $e = \frac{P_t}{P_d}$, moeda externa sobre moeda interna. Esta definição é usada por países como o Brasil e Estados Unidos, mas, na Inglaterra, por exemplo, esta razão é invertida, usando-se preço da moeda interna sobre o da moeda externa. Nesta dissertação a taxa de câmbio nominal será dada pela preço da moeda externa sobre preço da moeda interna conforme uso corrente.

A taxa de câmbio real, por sua vez, é um preço relativo medido pela razão dos preços dos bens internacionais sobre os preços dos bens domésticos. Para a análise dos fluxos comerciais a taxa de câmbio relevante é a real, pois ela é que dá a medida de competitividade do país *vis a vis* o resto do mundo. Mas, do ponto de vista de política econômica de desvalorização cambial, o governo só tem controle sobre a taxa de câmbio nominal.

Para verificar empiricamente se as desvalorizações cambiais causam respostas positivas[17], nas transações de comércio internacional, dois grandes esforços de estudo são necessários. Primeiro, verificar se a desvalorização nominal da taxa de câmbio se traduz numa desvalorização real da mesma, uma vez que o governo não tem poder de controlar a taxa de câmbio real diretamente. Pois a resposta do câmbio real a uma desvalorização nominal se constitui no indicador mais simples e imediato do sucesso de uma política de desvalorização cambial[18]. Em segundo lugar, é preciso verificar se os fluxos comerciais, exportações e importações, respondem a preços relativos da maneira esperada. Ou seja, é preciso verificar se as importações e exportações, mediante uma desvalorização cambial,

respectivamente se reduzem e/ou aumentam, de modo que o saldo da balança comercial evolua para uma situação superavitária (trata-se da validade da condição de Marshall-Lerner).

O primeiro esforço, citado acima, de verificar empiricamente de que maneira uma desvalorização nominal da taxa de câmbio afeta a taxa de câmbio real constitui um trabalho de grande escopo e foge aos objetivos desta dissertação. Pois, implicaria montar um modelo econométrico de determinação da taxa de câmbio real com base em seus principais determinantes, inclusive as desvalorizações nominais que possivelmente entrariam na forma de variáveis *dummies*, ou seja, seria necessário testar se a teoria da paridade e poder de compra (PPP) vale ou não para o Brasil.

Pode-se citar ilustradoramente um trabalho de Edwards (1989, cap.7), no qual o autor tem por objetivo verificar empiricamente se uma desvalorização nominal pode se traduzir em uma desvalorização real. Realiza, então, um estudo com diversos países em diferentes episódios usando para tal fim um índice de efetividade[19] como medida. Os seus resultados apontam que, para a maioria dos países em desenvolvimento pesquisados[20], a desvalorização nominal do câmbio é realmente efetiva para alterar significativamente a taxa de câmbio real, pelo menos durante o período de um ano. Edwards mostra também que, em geral, os países em que o efeito da desvalorização se esvai em menos de um ano[21] - em sua maioria países latino-americanos - isto ocorre como conseqüência do comportamento destes países em desvalorizar o câmbio pelo diferencial de inflação entre eles e os seus parceiros comerciais ou, ainda, por outros fatores que este índice não consegue captar.

Para o Brasil a proposição de que uma desvalorização nominal afeta, pelo menos em parte, o câmbio real parece razoável, ainda que o país tenha vivido inflação muito alta nos últimos trinta anos. Pois, foram realizadas várias desvalorizações, inclusive maxidesvalorizações, durante este período - apesar do regime de minidesvalorizações que operava quando elas ocorreram - que resultaram em melhora do saldo comercial do país. Em particular, na maxidesvalorização de 1983 o governo tomou várias medidas para impedir a aceleração inflacionária o que resultou num aumento de 7% das exportações. Assim, diante da complexidade deste primeiro estudo, esta dissertação suporá que o governo tem algum poder de controlar o câmbio real através das desvalorizações nominais e partirá para a segunda etapa, que consiste em verificar a relação entre os fluxos de comércio e seus determinantes básicos.

1.2 Literatura Aplicada

Uma outra interface de trabalhos com modelos teóricos das relações comerciais internacionais são os trabalhos empíricos, testes econométricos, que buscam validar ou refutar as várias teorias. Estes, podem ser divididos em trabalhos econométricos aqui denominados "tradicionais" por usarem como instrumental básico as regressões lineares múltiplas estimadas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), e trabalhos econométricos "novos", que levam em conta o comportamento estocástico das séries de tempo, utilizando um instrumental que permite a análise de co-integração.

Dentro desta literatura mais recente, alguns dos trabalhos econométricos têm refutado a importância dos preços relativos na determinação dos fluxos de comércio. Rose (1990), por exemplo, faz um teste econométrico utilizando variáveis instrumentais num procedimento de Mínimos Quadrados em Três Estágios - entre saldo comercial[22], renda e preços relativos - para 30 países em desenvolvimento, inclusive para o Brasil, e não encontra evidências favoráveis de que se relacionem de maneira significativa no longo prazo, isto é, não encontra vetor de co-integração. Em outro artigo, Rose (1991), estima a equação do saldo comercial pelo método proposto por Engle & Granger, e também não encontra vetor de co-integração para as maiores economias da OCDE[23]. Com base nestes trabalhos, Rose conclui que a condição de Marshall-Lerner não opera, o que implica não existirem garantias de que uma desvalorização da taxa de câmbio real se converta numa melhora do desempenho dos fluxos de comércio.

Reinhart (1995), em contrapartida, tentando resgatar a tradição da efetividade da política de desvalorização cambial como instrumento potente para gerar divisas, estima um modelo de três bens para 12 países em desenvolvimento, utilizando o método de Johansen. Encontra vetor de co-integração entre demanda de importações (exportações), preços relativos e renda real para a maioria deles, revelando a evidência favorável de uma relação estável de longo prazo entre estas variáveis. Entretanto, não encontra tal vetor de co-integração para o caso do Brasil.

Nunes (1994), porém, trabalhando somente com o Brasil, encontra um vetor de co-integração entre câmbio real e o saldo comercial para os dados do país. O que revela uma possibilidade de relação estável para o período estimado pelo autor.

Dentro da literatura de testes econométricos tradicionais tem-se os trabalhos de Zini (1992) e Almeida (1995), que fazem testes econométricos para verificar quais são os determinantes do fluxo de comércio brasileiro com base em regressões múltiplas estimadas por mínimos quadrados ordinários, (MQO), sem levar em consideração o comportamento estocástico das séries utilizadas. O que compromete muito seus resultados, pois estas séries de dados, em geral, não são estacionárias[24] e, portanto, seus parâmetros e estatísticas de teste podem não possuir a distribuições padrões esperadas, de modo que seus modelos não satisfazem as hipóteses necessárias à aplicação dos MQO, tornando seus resultados pouco confiáveis.

Dib (1987) estima várias formas de equações de demanda de importação, para o Brasil - por mínimos quadrados ordinários corrigidos por autocorrelação de primeira ordem - separando as importações de petróleo e de trigo do *quantum* total de importações. Porém, ao realizarmos testes de integração univariados (Dickey-Fuller) em cada uma das séries utilizadas[25], constatamos que a renda e o *quantum* de importações são integrados de ordem um. Além disso, verificamos que estas variáveis em conjunto co-integram para ordem zero - pois, os resíduos dos modelos são inovações - na maioria dos modelos estimados, indicando que existe uma relação estável de longo prazo (entre 1960 e 1980) quando se retira trigo e petróleo da demanda de importações do Brasil. Estes resultados indicam que o modelo mais adequado a ser empregado seria um de correção de erros conforme propõem Engle & Granger (1987).

1.3 Políticas Cambiais no Brasil: uma Breve Revisão

Antes de discutir as condições internas do Brasil entre 1967 e 1995 vale lembrar que o cenário internacional, depois de um período de prosperidade nos últimos anos da década de sessenta, teve o início da década de setenta marcado por grande aumento da instabilidade cambial em todo o mundo e pelo final do padrão de taxas fixas de câmbio iniciado em 1947, sob as condições determinadas na conferência de Bretton Woods em 1944[26]. A partir de 1973 adotou-se, na maioria dos países desenvolvidos, taxas de câmbio flutuantes[27] com o intuito de permitir que o preço das divisas fosse determinado pelas forças do mercado e supostamente obter maior estabilidade cambial, o que não veio a ocorrer conforme observa MacCallum (1996). No Brasil, entretanto, adotou-se o regime de

minidesvalorizações para flexibilizar o câmbio, mas a instabilidade cambial aumentou inegavelmente[28], acompanhando o fenômeno mundial.

Internamente, o período entre 1967 e 1973 correspondeu ao chamado "milagre" econômico brasileiro[29], sendo marcado por um grande aumento das exportações em volume físico e aumento da diversificação da pauta, principalmente com maior participação de produtos manufaturados. A política cambial adotada neste período e que perdurou em seus traços básicos até 1994[30] foi a de minidesvalorizações cambiais. Este regime cambial foi adotado com os objetivos de acabar com a especulação cambial e reduzir incertezas como aquelas geradas pela política cambial entre os anos de 1964 e 1967 - quando várias desvalorizações com grandes percentuais foram realizadas de maneira espaçada, constituindo o chamado regime de taxa de câmbio em degrau[31] - além disso, evitar que o país perdesse competitividade no mercado internacional, já que uma das conseqüências da inflação interna era a apreciação da taxa de câmbio real.

Além da mudança do regime cambial deste período, o governo deu uma série de incentivos fiscais e creditícios diretos e indiretos, tais como: desburocratização administrativa, promoção direta de produtos de exportação no exterior e melhoramentos na infra-estrutura de transporte e comercialização. As importações também aumentaram neste período, principalmente os bens de capital, em decorrência das isenções e incentivos governamentais. A balança comercial ficou positiva entre 1967 e 1970, mas acabou se tornando negativa em 1971 e 1972 para voltar ao equilíbrio em 1973.

Ao final do ano de 1973, no entanto, ocorre o primeiro choque do petróleo que reverte o cenário internacional de prosperidade vivido em quase todo o mundo. No Brasil o ano de 1974 é marcado por um grande déficit comercial. Diante da crise os países, de maneira geral, tenderam a promover políticas econômicas recessivas para diminuir os custos das importações.

No Brasil, entretanto, segundo Castro & Souza (1985), a opção foi a de financiamento do desenvolvimento com a implementação, a partir de 1975, do segundo Plano Nacional de Desenvolvimento (II-PND). O resultado foi um grande aumento da dívida externa entre 1974 e 1978, que se deu inicialmente por conta da abundância dos "petro-dólares" no período subsequente à crise do petróleo e, posteriormente, já na década de oitenta, pelo aumento pelo serviço da dívida, dado a elevação das taxas de juros internacionais ocasionadas principalmente pela elevação da taxa de juros norte americana.

O governo brasileiro entre 1974 e 1978, entretanto, com o objetivo de promover um crescimento anual de 12% , controlou com sucesso a balança comercial através de vários incentivos e investimentos em exportações e pelo encarecimento das importações via elevação generalizada das tarifas, criação de encargos financeiros e restrições quantitativas de vários tipos. Deste modo, o governo não utilizou o instrumento de desvalorização cambial, mas teve sucesso em promover a balança comercial de uma maneira mais direcionada. No entanto, estes superávites não foram suficientes para reduzir o déficit em transações correntes ocasionado pelo endividamento externo, o qual superou em muito as projeções iniciais, nem para evitar a deterioração dos termos de troca.

O segundo choque do petróleo em 1979 e a elevação das taxas de juros internacionais no início de 1980 aumentaram o custo do ajuste da oferta doméstica iniciado com o II-PND. Assim, como apontam Carneiro & Modiano (1990), as linhas macroeconômicas gerais passaram a ser ditadas pela disponibilidade de financiamento externo, cujos primeiros sinais de escassez foram evidenciados.

Nos anos de 1979 e 1980, quando ainda havia disponibilidade de recursos externos para o financiamento do balanço de pagamentos, foram adotadas políticas expansionistas e, apesar dos núncios de cortes de gastos públicos, os investimentos do terceiro Plano Nacional de Desenvolvimento (III- PND) foram priorizados. Deste modo, a inflação persistiu e corroeu rapidamente os efeitos reais da maxidesvalorização, de 30% do cruzeiro realizada em 1979, que fora motivada pela necessidade de reduzir o déficit em transações correntes.

O período entre 1980 e 1984 foi marcado por políticas macroeconômicas basicamente direcionadas para a redução das necessidades de divisas estrangeiras através do controle da absorção interna, dada a situação crítica do balanço de pagamentos brasileiro, e por medidas econômicas de caráter ortodoxo de combate à inflação. Em 1982 com a decretação da moratória da dívida externa mexicana a situação do financiamento externo brasileiro se agravou mais ainda, levando o país a abrir negociações com o Fundo Monetário Internacional (FMI).

Até 1983 adotou-se políticas graduais para aumentar o saldo comercial e com estas divisas financiar a conta de transações correntes. Entretanto, como os resultados ficaram muito aquém dos objetivos propostos pelo FMI, realizou-se neste ano uma maxidesvalorização do cruzeiro em 30%. Adicionalmente , para evitar que os mecanismos de indexação da economia corroessem os efeitos reais sobre o câmbio o governo segurou a

indexação salarial abaixo do nível da inflação. Estes fatores, aliados a um choque de oferta agrícola nos anos de 1981 e 1982 mais a recuperação da economia norte americana, permitiram ao Brasil, então, atingir as metas do setor externo estipuladas pelo FMI. Porém, isto foi obtido ao custo de grande recessão interna e grande aceleração inflacionária no período subsequente.

Somente em 1984 teve-se uma retomada de crescimento da economia acompanhada de superávit comercial[32], mas nesta data a inflação tinha atingido níveis tão altos que se tornara a principal preocupação macroeconômica e o diagnóstico de inflação inercial já era predominante nas discussões do país[33]. Assim, o início de 1985 foi marcado pela dificuldade de alcançar um novo acordo com o FMI por causa dos resultados da aceleração inflacionária. Neste ano nem o ajuste do setor externo obtido entre os anos de 1982 e 1984 foi suficiente para resolver os problemas estruturais do país, pois os desequilíbrios internos e as altas taxas de inflação revelavam graves problemas.

No início de 1986 foi implementado o Plano Cruzado, que promoveu uma reforma monetária - mudando a moeda para Cruzado - com o objetivo de controlar o aumento generalizado dos preços da economia, cujo diagnóstico era a inércia inflacionária. Este plano, logo após sua implementação, atingiu a meta de reduzir a taxa de inflação, mas ocasionou um grande excesso de demanda, o qual, juntamente com uma expansão expressiva da oferta de moeda, criou um impasse para o governo com relação à política de juros, uma grave crise de desabastecimento interno, além de uma deterioração das contas externas. Ainda em 1986 foi lançado um pacote fiscal que pretendia desaquecer o consumo, quando uma pequena desvalorização do câmbio de 1,8% levou a uma expectativa de maxidesvalorização, estimulando o adiamento das exportações e a antecipação das importações, o que levou a uma grande deterioração das contas externas. O câmbio que fora mantido a valores constantes voltou a ser corrigido por minidesvalorizações diárias no final de 1986, mas mesmo assim o saldo comercial foi negativo até janeiro de 1987 e em abril foi decretada a moratória dos juros da dívida externa.

Na seqüência do Plano Cruzado vieram: o Plano Bresser (junho de 1987), que continha elementos tanto de cunho heterodoxo quanto ortodoxo de combate à inflação; a política "Feijão – com - Arroz" (1988) de Mailson da Nóbrega de cunho ortodoxo; o Plano Verão (janeiro de 1989) que instituiu uma nova moeda - o Cruzado Novo - e promoveu uma desvalorização cambial equivalente a 18% ao fixar a cotação do dólar em um *cruzado*

novo[34] e, ainda, realizou outra desvalorização pequena para conter as expectativas; e os Planos Collor I (março de 1990) e Collor II (janeiro de 1991). Entre 1986 e 1990 a taxa de câmbio real foi sensivelmente valorizada, segundo Simonsen (1995b), devido ao emprego repetido da âncora cambial nos choques heterodoxos.

A década de oitenta, então, do ponto de vista do equilíbrio externo, se caracterizou por ser um período no qual as importações foram extremamente limitadas e as exportações muito incentivadas devido à grave crise do balanço de pagamentos. O período entre o final da década de oitenta (o biênio 1988/89) e o início da década de noventa, no entanto, como apontam Azevedo & Portugal (1997), marcaram o início da abertura comercial do Brasil. No final de 1988 foi realizada uma reforma tarifária, sob o comando de Mailson da Nobrega, com o intuito de liberalizar o comércio externo brasileiro, atingindo principalmente as importações que tiveram suas tarifas bastante reduzidas. Em 1989 continuou-se com as medidas de liberalização do comércio, mas foi em 1990 que as mudanças mais significativas no regime de importação ocorreram.

O governo Collor, empossado no início de 1990, não só aprofundou as mudanças do regime de importações iniciadas em 1989 – eliminando as restrições não tarifárias, criando um cronograma de redução tarifária até o ano de 1994[35] e abolindo a maior parte dos regimes especiais de importação – como também criou várias medidas para ampliar o grau de abertura comercial da economia brasileira, com grandes alterações na estrutura de controle e promoção do comércio exterior (Ver Azevedo e Portugal (1997)). O resultado foi um grande aumento das importações totais[36], 38,3% entre 1989 e 1993, sendo que no mesmo período o *quantum* de importação cresceu 70,7%. A diferença entre estes valores se deve a trajetória descendente dos preços dos bens importados. Durante o governo Collor o PIB real declinou e em 1991 foi realizada uma maxidesvalorização cambial, mas ainda assim as importações totais aumentaram refletindo os resultados da abertura da economia e da apreciação da taxa de câmbio real.

O regime cambial adotado entre 1990 e 1991 foi o de flutuação administrada e resultou em grande volatilidade da taxa de câmbio nominal, introduzindo risco de arbitragem, provocando perdas de reservas e a contração da oferta de moeda. A taxa de câmbio real apresentou tendência a valorização, mas a maxidesvalorização de 1991 repôs o nível real do câmbio e daí em diante o governo voltou a adotar as minidesvalorizações atreladas aos preços ao consumidor, o que diminuiu a volatilidade do câmbio nominal, mas não acabou com a tendência de valorização da taxa de câmbio real.

A abertura comercial iniciada no começo da década se aprofundou e o câmbio real apreciou por conta da utilização da taxa de câmbio nominal como âncora tanto na implementação do Plano Real como no período prévio à implementação, o que levou à deterioração da conta comercial.

O Plano Real foi implementado em julho de 1994 e foi bem sucedido em reduzir a taxa de inflação, o que foi realizado através da criação da "moeda indexada", inicialmente com a introdução da unidade real de valor (U.R.V.) e depois de alguns meses na conversão desta unidade na moeda Real. Na primeira fase da implementação do plano, período entre julho de 1994 e fevereiro de 1995, a taxa de câmbio foi formada livremente pelo mercado, o governo não interveio no mercado de divisas ou o fez de maneira modesta, de modo que, na prática, o regime de câmbio que operou foi o de livre flutuação. No período seguinte, de março de 1995 em diante, o governo oficializou o regime de bandas cambiais.

As taxas de câmbio nominais e reais, entretanto, desde a implementação do plano tenderam a se apreciar, o que tem gerado déficit na conta comercial e, consequentemente, deterioração das contas de transações correntes. A taxa de câmbio nominal foi adotada como âncora para a manutenção dos níveis de preços internos, o que, segundo Pastore & Pinnotti (1995a), não é uma situação sustentável, pois o equilíbrio dos preços internos é mantido em detrimento do equilíbrio externo. Isto acontece porque a taxa de câmbio nominal, numa economia aberta, é relevante para determinar a dinâmica da inflação a curto prazo e quando a participação dos bens internacionais é grande, no país em questão, a constância da taxa de câmbio nominal conduz a estabilidade de preços. A abertura brasileira desde 1990 aumentou muito a participação de bens comerciáveis na economia. A taxa de câmbio real, por sua vez, é importante para medir a competitividade do país com relação ao resto do mundo e a sua sobrevalorização é indício de baixa competitividade.

1.4 Estrutura Teórica

Tendo revisado brevemente a literatura de economia aberta, as condições da evolução do regime e da política cambial no Brasil e a literatura empírica, é possível ter uma idéia do modelo teórico mais adequado ao caso brasileiro.

Para os objetivos deste trabalho será adotada a estrutura teórica do modelo de Bikerdike-Robinson-Metzler (BRM), dentro de um contexto de imperfeita

substitutibilidade de bens de acordo com a classificação genérica de Goldstein & Khan (1985). Porém, este modelo será adotado sob o ponto de vista da abordagem da absorção, conforme proposta de Dornbusch (1975), quando se incorpora os bens domésticos na estrutura analítica a ser usada. Além disso, será usado um modelo de economia dependente[37], que parece ser mais adequado para o caso do Brasil.

As principais razões para a existência de bens domésticos no modelo, segundo Dornbusch (1980), são os custos de transporte e os obstáculos políticos que impedem que estas mercadorias sejam comercializadas. Entretanto, Dornbusch reconhece a dificuldade de separar os bens produzidos numa economia em domésticos ou comercializáveis, por isso apresenta um modelo que sugere a classificação dos bens à partir dos custos de transporte, que pode ser visto no apêndice I.

A hipótese dos modelos de bens com imperfeita substitutibilidade refere-se ao fato de que nem as importações e nem as exportações são substitutos perfeitos no consumo dos bens domésticos[38]. Estes modelos são primordialmente voltados para os efeitos da taxa de câmbio sobre os fluxos de comércio.

A idéia é usar um modelo de economia dependente com variáveis reais, conforme aquele desenvolvido por Dornbusch (1980), o que implica um país incapaz de influenciar os preços dos bens importados e exportados por ele negociados no mercado internacional.

O modelo econômico usado é o de variáveis reais devido à hipótese de que o governo é capaz de influenciar a taxa de câmbio real, pelo menos por um curto período, através de seu controle da taxa de câmbio nominal.

Esta economia dependente possui dois bens, um comerciável e outro doméstico. O bem comerciável consiste na agregação dos bens importados e bens exportados numa única categoria de bens para efeito de preço, permitindo deixar a análise dos termos de troca[39] de fora do modelo. Os termos de troca consistem na razão entre preço de bens importados (P_m) sobre preço de bens exportados (P_x). A hipótese por trás desta agregação numa categoria única de bens comerciáveis (ou bens internacionais) é a de que os termos de troca, $\frac{P_m}{P_x}$, se mantém constantes ao longo do tempo diante de uma desvalorização cambial. Esta hipótese para o caso brasileiro pode ser justificada pelo trabalho de Alse & Bahmani-Oskooee (1995), que procuram descobrir se existe uma relação de longo prazo entre a taxa de câmbio nominal e os termos de troca em vários países, inclusive Brasil, utilizando a análise de co-integração e não encontram evidência de relação estável de

longo prazo entre estas duas variáveis. O que indica que estas variáveis aparentemente não interagem de maneira sistemática. Este resultado parece sugerir que a variação nos termos de troca do Brasil se dá por outros motivos, como por exemplo choques externos de preços.

Supõe-se inicialmente que a elasticidade preço da oferta externa de bens é infinita, o que implica que o equilíbrio das importações é dado pela própria curva de demanda de importação. Além disso, supõe-se que a oferta de exportações desta economia dependente também é infinita, de modo que o equilíbrio das exportações brasileiras é determinado pela curva de demanda externa por nossas exportações.

Com base nas características apresentadas acima, seja FC_n o saldo comercial nominal em moeda doméstica, X_n as exportações nominais em moeda doméstica e M_n importações nominais[40] em moeda estrangeira[41]. Y_n e Y^*_n representam as rendas nominais, em moeda doméstica e moeda externa respectivamente. P^* é o preço do bem comerciável (que é a agregação das importações e exportações) em moeda estrangeira, quando por conveniência de notação assume-se que $P_m = P_x = P^*$. Assim, eP^* - sendo e a taxa de câmbio nominal medindo o preço da moeda doméstica com relação à moeda estrangeira - é o preço dos bens comerciáveis em moeda doméstica, tem-se a seguinte estrutura.

(1.1) $M_n(\cdot) = M_n(eP^*, Y_n)$,

(1.2) $X_n(\cdot) = X_n(eP^*, Y_n^*)$,

(1.3) $FC_n = P \cdot X_f(eP^*, Y^*_n) - eP^* \cdot M_f(eP^*, Y_n)$,

(1.4) $FC_n = FC_n(eP^*, Y^*_n, Y_n)$

As equações acima descrevem o saldo comercial nominal em moeda doméstica para a economia dependente. Para converter o saldo comercial em valores reais é preciso dividir tudo pelo índice de preços doméstico P, o que resulta nas seguintes equações de variáveis reais.

(1.1') $M(\cdot) = M(q, Y)$,

(1.2') $X(\cdot) = X(q, Y^*)$,

(1.3') $FC(\cdot) = X(q, Y^*) - qM(q, Y)$

(1.4') $FC = FC(q, Y^*, Y)$

As equações (1.1') e (1.2') mostram respectivamente as importações e exportações em termos reais. A equação (1.4') descreve o saldo comercial em termos reais da economia. FC é saldo comercial real, Y e Y^* representam as rendas reais interna e

externas. Finalmente q representa a taxa de câmbio real, $q = \frac{e.P^*}{P}$, e revela a idéia da taxa de câmbio real medir os preços relativos dos bens comerciáveis em moeda doméstica, $e.P^*$, e dos bens domésticos, P. Esta expressão da taxa de câmbio real também é útil para mostrar porque uma desvalorização do câmbio nominal, aumento de e, que seja acompanhada de um aumento de igual valor dos preços dos bens domésticos, P, não produz efeitos nos preços relativos. Pois o aumento do preço dos bens comerciáveis em moeda doméstica produzido pela variação positiva da taxa de câmbio nominal é contrabalançado pelo aumento dos bens domésticos, mantendo a razão entre preços inalterada. Para garantir que uma desvalorização nominal do câmbio afete o câmbio real é preciso supor que os preços dos bens domésticos não variem ou que variem menos do que proporcionalmente à variação do câmbio nominal. Hipótese esta adotada para o caso do Brasil, conforme já observado, pelo menos no que se refere às grandes desvalorizações realizadas no período sob análise. Na seção 1.6 apresenta-se uma explicação teórica para o fato de uma desvalorização cambial causar aumento nos preços dos bens domésticos.

Em (1.4'), no entanto, não se sabe *a priori* qual o efeito de uma variação da taxa de câmbio real sobre os fluxos de comércio. Pois, ambos M e X são funções de q e variam de maneira contrária entre si dada uma variação da taxa de câmbio real, conforme se segue abaixo.

$$M = M(q,Y), \qquad (1.5) \qquad \text{em que } \frac{\partial.M}{\partial.q} < 0 \text{ e } \frac{\partial.M}{\partial.Y} > 0$$

$$X = X(q,Y^*), \qquad (1.6) \qquad \text{em que } \frac{\partial.X}{\partial.q} > 0 \text{ e } \frac{\partial.X}{\partial.Y^*} > 0$$

Então, diferenciando (1.4') com relação a q, sob a hipótese de um saldo comercial em equilíbrio inicial, tem-se o seguinte resultado,

$$\frac{\partial.FC}{\partial.q} = \frac{\partial.X}{\partial.q} - q.\frac{\partial.M}{\partial.q} - M \qquad (1.7)$$

que depois de algumas manipulações algébricas (ver apêndice IV) resulta em,

$$\frac{\partial.FC}{\partial.q} = \frac{X}{q}(\varepsilon^* + \varepsilon - 1), \qquad (1.8)$$

A equação (1.8) corresponde a uma formulação simplificada da condição de Marshall-Lerner[42]. ε^* é a elasticidade preço da oferta de exportações e ε é a elasticidade preço da demanda de importações. A implicação direta desta condição é que, dada uma desvalorização cambial, com as rendas internas e externas mantidas constantes, o saldo

comercial melhora quando a soma destas duas elasticidades-preço for maior do que a unidade.

A equação (1.4') será tomada como base para a formulação do modelo a ser estimado, indicando quais variáveis econômicas devem compor o vetor auto-regressivo (VAR) a ser pesquisado. De onde se obtém quais variáveis básicas podem estar associadas ao saldo comercial.

Segundo Backus *et al.* (1994) a condição de Marshall-Lerner é a ligação mais comum entre a teoria de comércio e a macroeconomia aberta. Na teoria de comércio esta condição de elasticidades sobre as funções de demanda e oferta de importações e exportações determina a direção de muitos exercícios de estática comparativa e serve como uma condição de estabilidade para o modelo. Na macroeconomia aberta a mesma condição é usada para estabelecer uma associação positiva entre a balança comercial e os termos de troca ou a taxa de câmbio real.

Esta condição tenta responder quais os efeitos de uma variação dos preços relativos sobre os fluxos de comércio, mantendo as rendas interna e externa constantes. Assim, pensando sempre do ponto vista da influência dos preços relativos sobre o comércio internacional de um país pode-se verificar as implicações destes preços relativos quando se usa um modelo com dois países e é possível relaxar a hipótese de elasticidade infinita da oferta.

1.5 Uma Extensão

Dornbusch (1975) faz uma análise para o modelo[43] mencionado ao final da seção anterior. Mantém os termos de troca constantes para fazer considerações sobre os preços relativos e a absorção. Apresenta um diagrama que atribui a Salter, no qual se encontram as curvas de transformação de pleno emprego, VV, entre bens comerciáveis, QT, e bens domésticos, QD. Neste diagrama, conforme se verifica na figura 1.1 abaixo, também se encontram as curvas de indiferença, cuja inclinação reflete a hipótese de que a propensão marginal a consumir bens domésticos é unitária, o que torna estas curvas paralelas entre si.

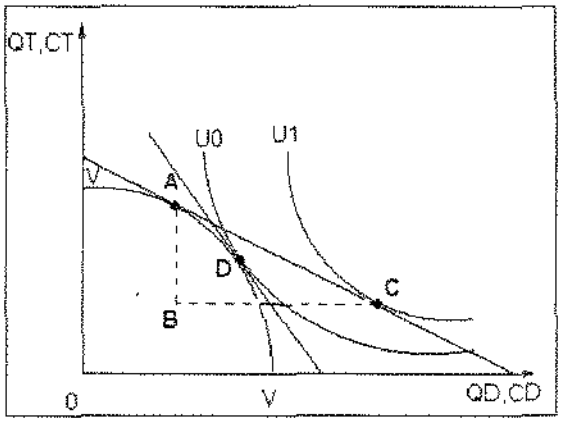


Figura 1.1 – Diagrama de Salter

O ponto D na figura é o ponto de equilíbrio, quando renda se iguala a dispêndio e quando demanda e oferta de bens comerciáveis e domésticos se igualam, de modo que tanto o mercado doméstico quanto a balança comercial estão em equilíbrio.

Um aumento do preço relativo dos bens comerciáveis muda a produção, QT e QD, de D para A e o consumo de D para C. Os recursos produtivos se deslocam para as indústrias de bens comerciáveis, enquanto os consumidores aumentam sua demanda por bens domésticos por estes estarem mais baratos, causando um excesso de demanda por bens domésticos no valor de BC e um excesso de oferta de bens comerciáveis de AB. Este, por sua vez é igual, quando medidos em bens domésticos, ao excesso de demanda por bens domésticos, que decorre da hipótese implícita de que a renda é igual ao gasto.

Supondo que o governo dos dois países em questão tenham o compromisso de manter os preços nominais dos bens domésticos constantes através de uma política fiscal, tem-se duas implicações diretas. A primeira é que o governo é capaz de afetar a taxa de câmbio real via desvalorização do câmbio nominal. A segunda é que o governo precisa aumentar sua arrecadação quando há um excesso de demanda por bens domésticos, no mesmo montante deste excesso de demanda. Este aumento de imposto reduz o gasto privado, eliminando o excesso de demanda e evitando que o preço dos bens domésticos aumente. Quando ocorre um excesso de oferta de bens domésticos o preço destes tende a cair e então faz-se necessário uma transferência de renda para o setor privado para eliminar o excesso de oferta.

A hipótese de propensão marginal a consumir bens domésticos igual a unidade é importante para garantir que a variação do gasto privado induzido pelo governo, através de impostos ou transferências, seja igual ao desequilíbrio do mercado de bens domésticos. Outra implicação desta hipótese é que a política fiscal não afeta a balança comercial, de

modo que esta só é afetada pelo preço nominal dos bens comerciáveis, denominado P, observando-se que aqui P não representa os preços dos bens domésticos como foi usado na seção anterior.

O saldo comercial de cada um dos dois países pode ser dado pelas seguintes funções crescentes (1.9) e (1.10) com relação a preços nominais, em que P é o preço nominal dos bens comerciáveis e P^* é o preço nominal dos bens comerciáveis em moeda estrangeira. Além disso, os preços nominais dos bens comerciáveis em moeda estrangeira são relacionados com os preços de bens comerciáveis em moeda doméstica através da conversão pela taxa de câmbio nominal, e, conforme equação (1.11).

$$FC = FC(P) \qquad (1.9)$$

$$FC^* = FC^*(P^*) \qquad (1.10)$$

$$P = eP^* \qquad (1.11)$$

Assim, uma desvalorização do preço da moeda doméstica (aumento da taxa de câmbio nominal) aumenta o preço relativo dos bens comerciáveis em relação aos preços dos bens domésticos. No outro país, em contrapartida, diminui-se o preço relativo dos bens comerciáveis com relação aos bens domésticos. Isto leva, domesticamente, a uma realocação de recursos produtivos do setor de bens domésticos para o setor de bens comerciáveis e, também, a uma realocação por parte dos consumidores substituindo bens comerciáveis por bens domésticos, gerando um excesso de oferta de bens comerciáveis. O efeito contrário acontece no outro país, resultando num excesso de demanda por bens comerciáveis.

A condição de equilíbrio no mercado global de bens comerciáveis ocorre quando o excesso de oferta de bens de um país iguala o excesso de demanda do outro. A condição equilíbrio pode ser dada pela equação (1.12), que utiliza as equações (1.9), (1.10) e (1.11).

$$\overline{FC}(P) = -\overline{FC}^*(\frac{P}{e}) \qquad (1.12)$$

Uma desvalorização da moeda doméstica muda a relação entre preços dos bens comerciáveis e bens domésticos (deslocando a curva de equilíbrio externo do resto do mundo, FC*(·), paralelamente para a direita). A figura 1.2 mostra como evoluem, partindo-se de uma situação de equilíbrio em que a taxa de câmbio nominal é e^0, os superávites e os déficits comerciais dos dois países com relação aos preços dos bens comerciáveis em moeda doméstica.

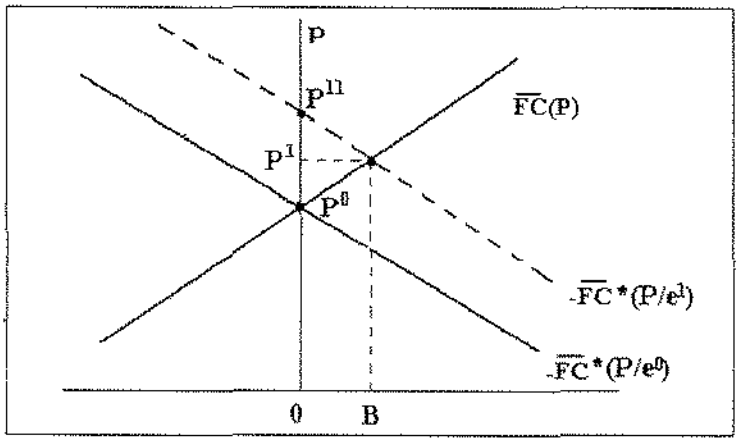


Figura 1.2 – Equilíbrio Externo

Na figura 1.2 a balança comercial do primeiro país, considerado como o país em que se reside, é função crescente dos preços comerciáveis em moeda doméstica, refletindo o fato de que quanto maior estes preços maior será a alocação de recursos para este setor produtivo e portanto maior a oferta de tais bens a uma dada taxa de câmbio, e^0. De maneira similar, a balança comercial do outro país, que representa o resto do mundo, apresenta uma curva decrescente em relação a este preço, pois quanto maior este preço menor será a demanda pelos bens comerciáveis oferecidos pelo primeiro país. No ponto P^0 a uma taxa de câmbio e^0 tem-se equilíbrio quando em cada país os gastos são iguais a renda e os mercados de bens domésticos estão em equilíbrio. Uma desvalorização no país em que se reside muda a curva de balanço comercial do resto do mundo para a direita na proporção da variação da taxa de câmbio. Ao preço inicial P^0 ocorre um excesso de demanda por bens comerciáveis que se ocasiona um aumento do preço destes bens para P^1, quando novamente tem-se equilíbrio.

Ainda, na figura 1.2 percebe-se que o aumento nos preços dos bens comerciáveis em moeda doméstica, $\left(P^1 - P^0\right)/P^0$, é menor do que a taxa de desvalorização $\left(P^{II} - P^0\right)/P^0$, o que implica que o preço dos bens comerciáveis em moeda estrangeira declina na proporção de $\left(P^{II} - P^1\right)/P^{II}$. Assim, uma desvalorização aumenta o preço dos bens comerciáveis em moeda doméstica e diminui o preços destes em moeda estrangeira.

A análise dos efeitos reais de uma desvalorização cambial nesta economia leva a uma avaliação das política fiscais por ela implicada. No país em que se reside, um aumento nos preços relativos dos bens comerciáveis causa um excesso de demanda por bens domésticos, que é eliminado por um aumento de imposto igual ao valor AB da figura 1.1, quando se mede em termos de bens comerciáveis. Assim, a contrapartida de um superávit comercial é igual ao superávit do orçamento público.

Esta análise, segundo Dornbusch (1975) é consistente com a abordagem da absorção[44], pois explica o declínio de gastos relativo a rendas implicado pelo superávit comercial. Além disso, ressalta que a ausência de política fiscal nestas situações poderia resultar em aumento de preços de bens domésticos até que os preços relativos voltassem à posição inicial, de modo que os efeitos reais sobre o câmbio não persistissem.

No outro país, similarmente, a redução do preço dos bens comerciáveis, dado o preço dos bens domésticos, reduz o preço relativo dos bens comerciáveis, o que causa um excesso de oferta de bens domésticos que é compensado por uma transferência de renda. O excesso de gastos sobre a renda, ou a transferência de renda medida em termos de bens comerciáveis, é igual ao déficit comercial.

O passo seguinte é verificar como se dá a transferência internacional de recursos, de tal maneira que uma desvalorização cambial cause um superávit comercial em um país e um igual déficit comercial em outro. Esta discussão pode ser formalizada com ajuda de algumas definições. A balança comercial real medida em termos de bens exportáveis é igual a oferta de exportações menos a demanda por importações, medidas em termos de bens exportáveis, conforme equação (1.13). A equação (1.14) revela a balança comercial estrangeira.

$$\overline{FC}(P) \equiv X(P_x) - \left(\frac{P_m}{P_x}\right) \cdot M(P_m) \qquad (1.13)$$

$$\overline{FC}^*(P^*) \equiv \left(\frac{P^*_m}{P^*_x}\right) X^*(P^*_x) - M^*(P^*_x) \qquad (1.14)$$

Assume-se que os termos de troca são constantes e faz-se a seguinte simplificação $P_m = P_x = P$, que representam respectivamente preço de bens exportáveis, preço de bens importáveis e preços de bens comerciáveis[45]. Além disso, define-se as elasticidades compensadas da demanda por importações e oferta de exportações como,

$$\hat{M} = -\eta \cdot \hat{P}_m, \quad \hat{X} = \varepsilon \cdot \hat{P}_x, \quad \hat{M}^* = -\eta^* \cdot \hat{P}^*_x \quad \text{e} \quad \hat{X}^* = \varepsilon^* \hat{P}_m \qquad (1.15),$$

onde o símbolo $\wedge$ indica a mudança proporcional numa variável.

Com base nestas definições mais a hipótese da balança comercial estar em equilíbrio inicial, as elasticidades do superávit comercial ou do excesso de oferta de bens comerciáveis com relação ao preço dos bens comerciáveis em termos de bens domésticos são dadas por (1.16) e (1.17)[46],

$$\frac{\partial \overline{FC}}{\partial P} \cdot \frac{P}{X} = \varepsilon + \eta = \sigma \qquad (1.16)$$

$$\frac{\partial \overline{FC}^*}{\partial P^*} \cdot \frac{P^*}{M^*} = \varepsilon^* + \eta^* = \sigma^* \qquad (1.17)$$

Diferenciando a condição de equilíbrio (1.12) e usando as definições (1.11), (1.16) e (1.17), pode-se derivar os efeitos de uma desvalorização sobre os preços (relativos) em moeda doméstica dos bens comerciáveis[47], cujo efeito pode ser visto em (1.18),

$$\hat{P} = \frac{\hat{e}\sigma^*}{\sigma + \sigma^*} \qquad (1.18)$$

$$\hat{P}^* = -\frac{\hat{e}\sigma}{\sigma + \sigma^*} \qquad (1.19)$$

A equação (1.19) mostra o efeito de uma desvalorização sobre os preços externos. Por estas duas equações verifica-se que a distribuição de variações dos preços entre países depende da substitutibilidade bruta entre bens comerciáveis e bens domésticos nos dois países.

O efeito de uma desvalorização cambial doméstica sobre o balanço de pagamentos pode ser avaliado diferenciando (1.13), usando (1.16), (1.17) e (1.18), o resultado é mostrado abaixo[48].

$$d\overline{FC} = X \cdot \frac{\sigma \cdot \sigma^*}{\sigma + \sigma^*} \cdot \hat{e} \qquad (1.20)$$

A equação (1.20) mostra que uma desvalorização cambial melhora de maneira inequívoca o saldo comercial do país que promove a desvalorização, o que confirma os resultados da figura 1.1.

Segundo Dornbusch (1975), o fato de uma desvalorização cambial não piorar a balança comercial estabelece a diferença mais marcante com relação ao modelo mais genérico BRM. Pois estabelece que a possibilidade de piora do saldo comercial deve-se às mudanças nos termos de troca e não na desvalorização em si. Assim, o dito "pessimismo das elasticidades" teria escopo muito limitado quando os termos de troca permanecem constantes. Mas, apesar destas diferenças, Dornbusch acredita que os elementos principais do modelo BRM estão presentes em seu modelo.

Sob a hipótese de termos de troca constantes uma desvalorização cambial tem o mesmo efeito que uma transferência de renda, abaixando a absorção doméstica e aumentando a absorção externa, de modo que a magnitude da variação da absorção é igual ao superávit comercial.

2 ANÁLISE UNIVARIADA DAS SÉRIES DE TEMPO

Este capítulo busca basicamente identificar o comportamento univariado das séries de tempo utilizadas na dissertação. Discute-se brevemente alguns conceitos importantes para a análise, além da descrição e apresentação dos testes utilizados.

2.1 CO-INTEGRAÇÃO

Segundo Hendry (1995), um processo estocástico y_t é dito estacionário fraco quando seus dois primeiros momentos, média e variância, são constantes ao longo do tempo e finitos e sua covariância é finita e não depende do tempo, apenas do intervalo de tempo entre as observações. Um processo estocástico é dito estacionário estrito quando a distribuição de y_t denotada por $D_Y(\cdot)$ para um período de tempo $(t_1 \ldots t_k)$ for igual a $D_Y(\cdot)$ de h períodos a frente, quer dizer , $D_Y(y_{t1},\ldots,y_{tk}) = D_Y(y_{t1+h},\ldots, y_{tk+h})$. Um conceito de estacionaridade não implica o outro, mas para o caso de processos normais de estacionaridade fraca a estacionaridade estrita é verdadeira. Exemplos de processos estacionários são os processos de média móvel (MA) e os processos auto-regressivos (AR) sob a restrição de que o polinômio associado ao operador defasagem tenha as raízes características dentro do círculo unitário[49].

Um processo estocástico integrado é aquele em que os erros passados são acumulados, de forma que uma observação corrente encerra um acúmulo das perturbações passadas. Quando o processo é estacionário diz-se que ele é integrado de ordem zero I(0). Quando o processo em nível y_t é integrado de ordem n, I(n), a sua primeira diferença Δy_t é integrada de ordem n-1, I(n-1), e a enésima diferença de y_t é I(0).

A idéia de co-integração é uma extensão dos processos integrados univariados a um contexto multivariado. Trata-se da possibilidade de existência de relações lineares entre variáveis, que isoladamente possuem ordem de integração n, mas quando em conjunto possuem ordem de integração menor do que a das variáveis presentes nesta relação linear, geralmente ordem de integração n-1. Pereira (1991) observa que o caso mais estudado de co-integração é aquele que resulta em relações integradas estacionárias, I(0), uma vez que, neste caso, os resultados das análises com regressões lineares múltiplas são válidos.

A representação de processos co-integrados mais comum é o modelo de correção de erros (MCE) devido a Granger, que suscita várias interpretações. Para Pereira (1991), os agentes econômicos utilizam "servo-mecanismos" que corrigem os erros cometidos

previamente conforme uma relação de equilíbrio pré estabelecida. Esta visão é adotada nesta dissertação.

2.2 Dados Utilizados

A equação (1.4') aponta as variáveis que devem comparecer no vetor auto-regressivo (VAR) a ser estimado como ponto de partida para a análise de co-integração. As quatro variáveis indicadas para compor este VAR são construídas da maneira apontada nos itens abaixo.

(a) Para medir o fluxo de comércio no país, utiliza-se o valor das exportações totais brasileiras, X, em dólares, como *proxy* da demanda mundial por produtos nacionais; o valor das importações totais do Brasil, M, em dólares, como *proxy* da demanda interna por bens importados; e, finalmente, a razão valor das exportações sobre valor das importações, $FC = \frac{X}{M}$, (conforme Nunes 1994) para avaliar o saldo comercial do país. Estes dados são usados na forma de índices, conforme especificação dos modelos a que se faz referência.

(b) A taxa de câmbio real, TCR, é construída[50] pela multiplicação da taxa de câmbio nominal, e, com o índice de preço agregado dos Estados Unidos, $WSus$ (que é a variável *proxy* do índice de preços dos bens comerciáveis do resto do mundo, P^*), e posterior divisão deste valor pelo índice de preços ao consumidor do Brasil, $IPCbr$ (que é *proxy* do preço dos bens domésticos, P). O que resulta em $TCR = e.\frac{WSus}{IPCbr}$, que também pode ser escrita na forma proposta na seção 1.5, $q = e.\frac{P^*}{P}$. Esta definição tem referência teórica em Edwards (1989) e referência empírica em Pastore e Pinotti (1995b) e em Nunes (1994).

(c) Para a medida de renda interna do país se utiliza como *proxy* a série do PIB (Produto interno Bruto) brasileiro publicada pelo IBGE para o período de 1980 a 1995. Para o período anterior, 1974 a 1979, utiliza-se a série de Contador e Santos Filho com ajustes, calculada e utilizada por Nakane (1994). A série resultante está na forma de número índice com base no primeiro trimestre de 1987.

(d) Como *proxy* da renda externa emprega-se o PIB norte-americano, que por sua vez guarda forte correlação com o produto interno mundial. Esta série é usada na forma de número índice com base no primeiro trimestre de 1987.

A tabela 2.1 mostra esquematicamente as fontes de dados pesquisadas.

TABELA 2.1 – Dados e Fontes

Nome da Variável	*Descrição da variável*	*Proxy da variável:*	*Forma da série/ base*	*Fonte*	*Período da amostra Dados Trimestrais*
Yd	PIB do Brasil	Renda Doméstica	Número índice, 1987.1	IPEA	1980.1 a 1996.2
Yd	PIB do Brasil	Renda doméstica	Número índice, 1987.1	Nakane (1994)	1974.1 a 1980.4
Yeu	PIB Estados Unidos	Renda externa	Número índice, 1987.1	IFS-FMI	1974.1 a 1995.4
IPCbr	Índice de Preços ao Consumidor do Brasil	Preços dos bens domésticos	Número índice, 1987.1	IFS-FMI FGV	1974.1 a 1995.4
IPCbr	Índice de Preços ao Consumidor do Brasil	Preços dos bens domésticos	Número índice, 1987.1	FIPE	1974.1 a 1995.4
Wsus	Índice de Preços agregados dos EUA	Preços dos bens comerciáveis	Número índice, 1987.1	IFS-FMI	1974.1 a 1995.4
Pm	Índice de Preço de importações do Brasil	Preços dos bens importados pelo Brasil	Número índice, 1980.1*	IFS-FMI	1974.1 a 1986.4
Px	Índice de Preço de exportações do Brasil	Preços dos bens exportados pelo Brasil	Número índice, 1980.1*	IFS-FMI	1974.1 a 1986.4
M	Importações do Brasil	Demanda de importações do Brasil	Em dólares	IFS-FMI	1974.1 a 1996.4
Exportações	Exportações do Brasil	Oferta de exportações do Brasil	Em dólares	IFS-FMI	1974.1 a 1996.4
e	Taxa de Câmbio Nominal	Mesma	US$/moeda nacional	IFS-FMI	1974.1 a 1996.4
Pmi	Índice de preço de importação dos países do hemisfério oeste		Número índice, 1980.1*	IFS-FMI	1974.1 a 1991.4
Pxi	Índice de preço de exportação dos países do hemisfério oeste		Número índice, 1980.1*	IFS-FMI	1974.1 a 1991.4

IPEA - Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas
IFS FMI - International Finance Statistics from International Monetary Fund
FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas
FGV - Fundação Getúlio Vargas
* Para usar estes dados todas as demais séries foram trazidas para a base 1980.1.

A disponibilidade de dados confiáveis sobre o Brasil ainda é uma grande dificuldade para os trabalhos econométricos. Limitando, assim, as amostras utilizadas neste trabalho. Deste modo, serão utilizadas as *proxies* mostradas na tabela (2.1) acima.

2.3 ANÁLISE UNIVARIADA DAS SÉRIES DE TEMPO

As variáveis econômicas, em geral, são não estacionárias. O objetivo desta seção é descobrir as propriedades estatísticas das séries de tempo univariadas utilizadas para compor o modelo econométrico. Para a utilização do procedimento de Johansen padrão[51] existe a precondição de que as variáveis que compõem o modelo sejam integradas de no máximo primeira ordem. Ainda que, por meio de um subproduto deste mesmo procedimento, seja possível inferir qual é o grau de integração de cada variável[52], pode-se testar previamente tal grau de integração através dos testes Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF). De maneira mais genérica, objetiva-se descobrir qual é o mecanismo estatístico gerador das séries de tempo univariadas.

O teste de Dickey-Fuller consiste em testar, para cada uma das séries, denominando y_t a variável sob análise, que compõem o VAR (Vetor Auto-Regressivo) a ser estimado, o seguinte modelo autoregressivo univariado,

$$\Delta y_t = \alpha + \mu t + (\beta - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t \ , \ \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon) \qquad (2.1)$$

Onde testa-se a hipótese de $(\beta - 1)$ ser igual a zero sob a hipótese nula, ou se $(\beta - 1)$ é um valor negativo, sob a hipótese alternativa[53]. Se a hipótese nula não puder ser rejeitada, então o processo de geração da variável é não estacionário, isto é, é integrado de primeira ordem. Nesta condição, sob H_0, Dickey & Fuller (1979) mostram que os valores da distribuição de $(\beta - 1)=\rho$ não têm distribuição limite normal padrão, bem como o das estatísticas de teste associadas a estes estimadores, que não tenderão para distribuição limite usuais, mas sim para uma soma de processos de Wiener, conforme a presença ou ausência de constante e/ou tendência no modelo.

Dickey & Fuller (1979) apresentam uma tabela com os valores críticos das estatísticas t associadas a ρ - conforme o modelo escolhido para ser estimado, ver equações (i), (ii) e (iii) na tabela (2.2) abaixo - obtidos a partir de experimentos de Monte Carlo, sob a hipótese nula de que o modelo gerador dos dados é um passeio aleatório sem *drift*. Assim, de acordo com o modelo adotado para estimação tem-se a estatística de teste específica associada a estimativa de ρ, sob a hipótese de que ε_t, os resíduos da equação, sejam gaussianos, identicamente e independentemente distribuídos (i.i.d.):

TABELA 2.2 - modelos e estatísticas t associadas a ρ

Modelo	estatística t associada a ρ
(i) $\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\hat{\tau}$
(ii) $\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\hat{\tau}_\mu$
(iii) $\Delta y_t = \alpha + \mu t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\hat{\tau}_\tau$

Se os dados forem gerados por (i) e $\rho = 0$, então y_t constitui-se num passeio aleatório sem *drift*; se forem gerados por (ii) e $\rho = 0$, então y_t representa um passeio aleatório com *drift*; e, finalmente, se os dados forem gerados por (iii) e $\rho = 0$, y_t corresponde a um passeio aleatório em torno de uma tendência linear.

Dickey & Fuller (1981) também calculam valores críticos para testes de razão de verossimilhança de conjuntos de restrições: $\mu=\rho=0$, estatística ϕ_3; $\alpha=\mu=\rho=0$, estatística ϕ_2; e $\alpha=\rho=0$, estatística ϕ_1. Pois, dependendo do modelo que se estima e do verdadeiro modelo gerador, quase sempre desconhecido, tem-se variações nas distribuições limites de acordo com a presença ou ausência de tendência temporal μ e da constante α.

O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) é apresentado por estes mesmos autores (1981) como uma maneira de se evitar o problema de autocorrelação serial nos resíduos do modelo estimado, dado que na obtenção de estatísticas de teste DF é fundamental a hipótese de que os erros sejam i.i.d. e normais. A idéia é controlar a autocorrelação através da introdução de um número suficiente de defasagens da variável em diferença, Δy_{t-i} , $i = 1, 2...,n$. As estatísticas de testes DF tabuladas para o modelo sem as defasagens não se alteram, podendo ser utilizadas sem problemas, uma vez que os parâmetros das defasagens não afetam a distribuição destas estatísticas.

Para obter o mecanismo estatístico gerador de uma variável utiliza-se um procedimento já padronizado partindo-se do geral para o particular, dada a impossibilidade de se conhecer o modelo gerador original. Inicialmente, estima-se o modelo (2.2) abaixo, incluindo um número de defasagens suficientes para eliminar possível correlação serial nos resíduos da regressão.

Para determinar o número p de defasagens a serem introduzidas em (2.2) utiliza-se, partindo-se de um modelo com um número grande de defasagens, critérios de informação baseados em estimativas de máxima verossimilhança para a redução das defasagens do sistema. Os critérios de informação usados nesta dissertação são o de

Schwarz, o de Hanna-Quinn e teste F[54]. Uma vez determinado o valor de p supõe-se que o modelo abaixo é o mais irrestrito possível.

$$\Delta y_t = \alpha + \mu.t + \rho.y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \gamma \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.2).$$

Depois de estimado o modelo (2.2) , segue-se a seguinte seqüência de passos:

1° Passo) Com base na estatística $\hat{\tau}_\tau$ associada a ρ e em ϕ_3 testa-se a existência da raiz unitária para a variável em questão, bem como se a tendência determinista μ e o coeficiente ρ são iguais a zero quando testadas em conjunto. Se a hipótese nula for rejeitada o procedimento se encerra e a conclusão é que a série de tempo em questão é estacionária.

2° Passo) Se, ao realizar os testes do 1° passo, a hipótese nula não for rejeitada, como aponta Nakane (1994), isto pode estar acontecendo devido ao baixo poder do teste. Assim, segue-se testando se a tendência determinística é significativamente diferente de zero. Caso a tendência não seja significativa, pode-se aumentar o poder do teste fazendo uma nova regressão sem esta tendência.

Entretanto, este novo procedimento só é válido sob a hipótese de que α seja igual a zero (se α for diferente de zero a distribuição limite de ρ será diferente de $\hat{\tau}_\mu$), o que pode ser testado por ϕ_2. Se hipótese nula de que α é igual a zero for rejeitada, então conclui-se que o modelo gerador é estacionário em cima de uma tendência determinista. O procedimento se encerra neste ponto.

3° Passo) Se a hipótese nula não for rejeitada, então estima-se novamente o modelo sem a tendência e testa-se, com base em $\hat{\tau}_\mu$ e ϕ_1 , a existência da raiz unitária. No caso destas hipóteses nulas não serem rejeitadas a conclusão é que o processo gerador da variável é um *random walk* sem *drift*.

A ordem de integração de cada uma das variáveis pode ser maior do que um[55]. Para testar se uma variável é integrada de segunda ordem pode-se aplicar o mesmo teste, Dickey-Fuller Aumentado, para a primeira diferença da variável em questão. Em geral, as variáveis relacionadas com fluxos de comércio são integradas de primeira ordem (variáveis reais são quase sempre integradas de primeira ordem) sendo pouco provável que tais variáveis tenham ordem de integração maior do que um. Deste modo, pesquisar a primeira diferença destas variáveis, que significa testar se elas em nível são integradas de segunda

ordem, já é suficiente para inferir sobre o grau de integração destas variáveis sem grandes perdas.

2.4 ANÁLISE GRÁFICA

Antes da realização propriamente dita dos testes de raiz unitária, pode-se analisar previamente os gráficos das variáveis utilizadas no modelo, objetivando-se descobrir, através do comportamento das séries ao longo do tempo, se estas são estacionárias ou se possuem algum tipo de tendência, seja determinista ou estocástica.

Na figura (2.1) abaixo, a plotagem do Produto Interno Bruto brasileiro (Yd), do produto Interno Bruto Norte Americano (Yeu) e de suas respectivas primeiras diferenças (DYd) e (DYeu) revelam o caráter não estacionário destas variáveis em nível, embora não se possa inferir *a priori* se esta não estacionariedade é estocástica ou se é determinista. Normalmente se espera que seja tendência estocástica, pois é pouco provável que os produtos internos de cada um destes países, Brasil e Estados Unidos, cresçam a taxas tão altas indefinidamente, como seria no caso de uma tendência determinista. As primeiras diferenças das duas variáveis são estacionárias, embora no caso do PIB brasileiro a variabilidade seja visivelmente maior nos anos noventa.

Ainda na figura (2.1) pode-se perceber que na variável Yd está presente um forte padrão sazonal, o que não acontece com Yeu. Isto porque a variável Yeu está dessazonalizada. Os dados fornecidos pelo IFS-FMI com relação aos Estados Unidos são em sua maioria tratados com o intuito de tirar fora os efeitos sazonais. O problema é que não se diz de que maneira tais dados foram dessazonalizados, nem são disponíveis as séries originais. Estes tratamentos nas séries de tempo podem implicar alguns problemas no momento de aplicação dos testes univariados, além de afetar a estrutura dinâmica do mecanismo estatístico gerador.

A utilização desta variáveis dessazonalizadas, embora não aconselhada para a utilização do procedimento de Johansen, por representar a imposição de um filtro a uma única variável e não a todas as que compõem o vetor autoregressivo (VAR), está condicionada pela dificuldade de encontrar dados confiáveis para o Brasil. A adoção do PIB brasileiro calculado pelo IBGE como *proxy* da renda interna parece ser bem indicada. A adoção do PIB norte-americano[56] como *proxy* da renda externa se deve a necessidade de coerência lógica da primeira escolha. Não seria adequado adotar duas séries distintas, por

exemplo PIB e Produto industrial para medir renda num mesmo modelo. Os dados de PIB obtidos para qualquer país ou grupo de países do IFS-FMI estão, em sua maioria, dessazonalizados. Assim, a escolha das variáveis foi realizada em função do que parece mais racional dentro das opções disponíveis.

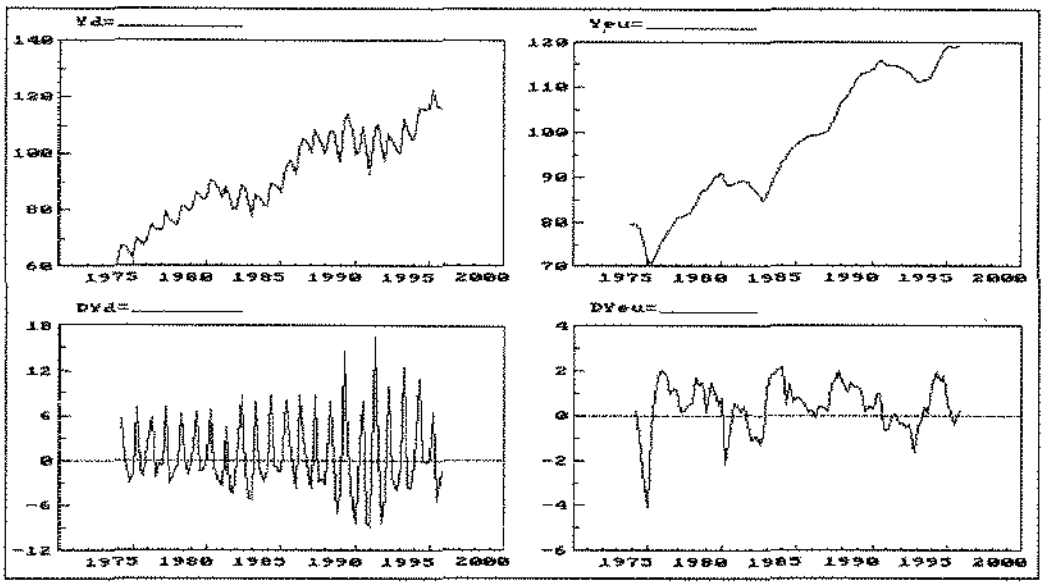


Figura 2.1- Produto Interno Bruto Brasileiro, Produto Interno Bruto dos Estados Unidos e suas respectivas primeiras diferenças.

Na figura (2.2) abaixo, tem-se o fluxo de comércio (FC), medido como total de exportações sobre total de importações e transformado em índice, a taxa de câmbio real (TCR), e as respectivas primeiras diferenças (DTCR) e (DFC). Estas duas variáveis em nível também parecem revelar não estacionariedade. As suas primeiras diferenças aparentam estacionariedade, porém apresentam valores aberrantes (*outliers*), cujos exemplos mais acentuados são: no caso do fluxo de comércio as expectativas de que pudesse ser feita uma maxidesvalorização no final de 1986, por conta do lançamento de um pacote fiscal, levou os agentes a atrasarem as exportações e a anteciparem as importações causando um grande déficit na balança comercial, de valor anormal para o período; já no caso da taxa de câmbio real pode-se citar o problema com a implementação do Plano Real que ocasionou uma redução violenta no valor desta variável por conta da eliminação da aceleração inflacionária.

Ambas variáveis apresentam aumento do padrão de instabilidade desde o início da década de oitenta. Esta instabilidade tem origens externas e internas. Externamente,

conforme já visto no capítulo 1, pode-se citar o acompanhamento pelo país de um padrão mundial de instabilização das taxas de câmbio. Principalmente a partir das crises do petróleo, quando a maioria dos países desenvolvidos adotou o regime de taxas de câmbio flutuantes com intuito de estabilizá-las, o que não veio ocorrer.

Internamente, pode-se citar uma seqüência de intervenções de políticas econômicas de 1986 em diante, na forma de planos econômicos, realizados na tentativa de estabilizar a economia, cujo padrão inflacionário era extremamente perverso. Além, das várias intervenções na forma de desvalorizações cambiais e medidas de protecionismo do mercado interno em várias modalidades durante todo o período analisado.

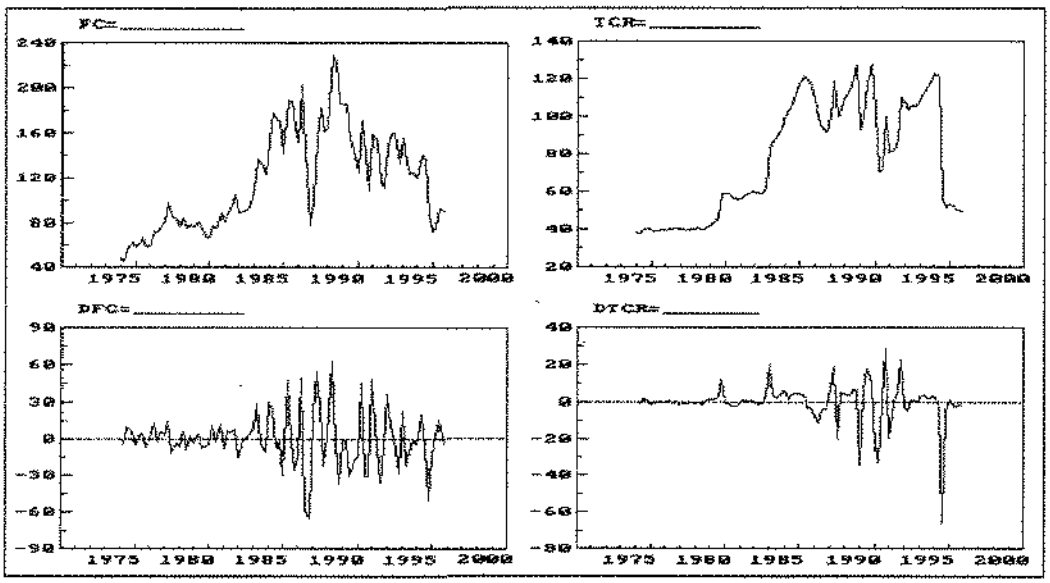


Figura 2.2 Fluxo de Comércio, Taxa de Câmbio Real e suas respectivas primeiras diferenças.

2.5 APRESENTAÇÃO DOS TESTES UNIVARIADOS

A tabela 2.3 abaixo mostra os resultados obtidos com os testes ADF para as variáveis de interesse. Todas as variáveis foram testadas iniciando-se pelo modelo mais genérico dado pela equação (2.2), quando se inclui constante e tendência. Nas variáveis renda interna, Yd, sua primeira diferença, DYd, e seu logaritmo, yd, entretanto, foram incluídas variáveis sazonais. A soma das variáveis *dummies* é igual a zero ao longo de cada ano, o que não altera as distribuições tabuladas por Dickey & Fuller (1981).

TABELA 2.3 – Resultados dos testes ADF

Variável	p	n	$\hat{\tau}_{.\tau}$ (C,T)	$\hat{\tau}_{.\mu}$ (C)	ϕ_3	ϕ_2	ϕ_1	DW resid	DW (var)
DYd	3	83	-4,056*	nc	8,253**	nc	nc	1,86	2,263
Dyeu	0	86	-3,462*	nc	7,898**	nc	nc	1,70	0,6272
DFC	1	85	-11,22**	nc	62,94**	nc	nc	2,06	2,087
DTCR	1	85	-8,326**	nc	34,66**	nc	nc	2,06	1,907
Yd	4	83	-2,843	-1,059	4,088	4,299	2,752	1,87	0,1487
Yeu	2	85	-3,160	-0,640	4,995	4,773	2,163	2,02	0,0069
FC	4	83	-1,678	-2,022	2,085	1,402	2,061	1,99	0,2965
TCR	2	85	-0,859	-1,594	1,285	0,863	1,277	2,03	0,1488
yd	4	83	-2,989	-1,158	4,518	4,589	3,467	1,88	0,1368
yeu	2	85	-3,061	-0,891	5,334	4,488	1,219	2,02	0,0089
fc	2	85	-1,052	-2,01	2,135	1,501	2,1364	2,03	0,2232
tcr	2	85	-0,351	-1,5	1,408	0,955	1,1496	2,00	0,0999

DX Primeira diferença da variável
X Variável em nível
x Logaritmo da variável
** nível de significância de 1%
* nível de significância de 5%
nc não calculado
n número de observações usadas

A estratégia usada, nos testes indicados na tabela 2.2, para determinar o número de defasagens em diferenças, p, de cada variável foi a sugerida por Doornick & Hendry (1994a). Esta consiste em estimar diversas especificações com sucessivas defasagens e verificar qual é a defasagem máxima significativamente diferente de zero, e esta defasagem significativa será o p adotado. Para todas variáveis calculadas a autocorrelação

BIBLIOTECA

serial dos resíduos foi satisfatoriamente eliminada. O que pode ser constatado pelos resultados dos testes de Multiplicador de Lagrange (LM), realizados a partir dos resíduos das várias equações estimadas para testes de raiz unitária das séries, na tabela A.1 do apêndice II.

A tabela (2.2) apresenta duas estatísticas de teste de Durbin Watson (DW), uma sobre os resíduos das equações estimadas (DW resid) e outra com relação a variável (DW var) quando ela é estimada em nível. Os testes DWresid não são indicadores confiáveis de ausência de correlação de primeira ordem, pois, conforme mostra Gujarati (1995), a presença de defasagem da variável explicada no modelo tende a enviesar esta estatística de teste para 2, o que realmente se verifica nestes testes. Para isto se faz necessária a realização de testes alternativos, como o teste de LM, que permite testar se existe correlação serial nos resíduos mesmo quando se inclui defasagens da variável explicada no modelo.

O teste DWvar, mostrado na tabela 2.2, é também um teste de raiz unitária da variável em questão, pois, conforme mostra Hendry (1995), quando o processo gerador de uma variável for uma passeio aleatório o teste DW tende a zero, o que ocorre inequivocamente com os testes para todas as variáveis em nível e todos os logaritmos das mesmas, indicando o caráter integrador destas séries. Note que para as primeiras diferenças das variáveis este valor se afasta de zero, o que indica estacionariedade.

Os resultados dos testes de raiz unitária, baseados nos testes ADF, também apresentados na tabela (2.2), sugerem que as primeiras diferenças de todas as variáveis em questão são estacionárias. A primeira diferença da variável renda externa, DYeu, entretanto, apresenta um baixo valor para o teste Durbin-Watson (DW variável), o que parece indicar não estacionaridade da mesma, mas os testes rejeitam inequivocamente a não estacionaridade da variável. Este resultado, provavelmente, está ocorrendo por causa da acentuada queda do produto interno bruto norte-americano verificada imediatamente após a primeira crise do petróleo, quando adotou-se neste país uma política econômica recessiva.

Ao se pesquisar a ordem de integração das variáveis Yeu e de seu logaritmo, yeu, usando o número de defasagens da primeira diferença de acordo com a estratégia sugerida por Doornick & Hendry - uma defasagem - rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária com base nas estatísticas ϕ_3 e $\hat{\tau}_\tau$ em favor de um modelo gerador estacionário em torno de uma tendência determinista. Tal resultado, todavia, é pouco realista, pois seria pouco

razoável supor, do ponto de vista de teoria econômica, que o produto interno bruto deste país tende a crescer indefinidamente a uma taxa tão alta. Assim, as evidências sugerem que ao impor forçosamente uma tendência determinista no modelo, que possui uma tendência estocástica, tal crescimento é falsamente captado pela tendência determinista. Quando se tira a tendência determinista do modelo, entretanto, não se rejeita a hipótese de existência de raiz unitária no processo gerador desta variável. Esta incoerência se deve ao fato de existirem quebras nesta série, caso em que os testes têm pouca potência.

Além disso, quando aumentando-se o número de defasagens da primeira diferença destas variáveis para dois não mais é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária com constante e tendência igual a zero, tanto para a variável em nível quanto para o logaritmo desta mesma variável. O que parece um resultado mais plausível.

Segundo Nakane (1994), Campbell e Perron apontam que o testes de raiz unitária, tal como o ADF, apresentam problemas quando os mecanismos geradores de dados ficam na fronteira da estacionariedade e não estacionariedade. Para estes autores quando um processo é integrado de primeira ordem, porém muito próximo da estacionariedade os testes de raiz unitária apresentam distorções no nível de significância, que pode ser o caso da variável yeu acima citado. Além disso, quando o processo gerador de dados é estacionário com uma raiz de valor muito próximo a um, estes testes perdem potência. Para as variáveis utilizadas nesta dissertação, o teste ADF parece suficiente, pois as séries de produtos internos de todos países são geralmente integradas de primeira ordem. Além disso, as séries de câmbio real e fluxos de comércio do Brasil já foram testadas para o mesmo período e comprovadas serem integradas de primeira ordem por vários outros autores. O apêndice III mostra a evolução recursiva das estatísticas t associadas aos coeficientes ρ para todas as variáveis, indicando o caráter integrador das variáveis em nível.

A conclusão geral é a de que todas as variáveis em nível, bem como o logaritmo das mesmas são, integradas de primeira ordem sem *drift*[57].

3 ANÁLISE MULTIVARIADA

3.1 ANÁLISE MULTIVARIADA DAS SÉRIES INTEGRADAS DE PRIMEIRA ORDEM

O procedimento de Johansen consiste numa seqüência de testes, sempre baseados no princípio de máxima verossimilhança, que podem ou não ter distribuições usuais, que levam à análise sobre a existência de relações de co-integração entre as variáveis que compõem os modelos VAR (vetor autoregressivo). Estes, por hipótese, devem apresentar resíduos gaussianos com média zero e podem conter ou não vetores de variáveis deterministas ou de valores fixos, tais como *dummies* sazonais, constante e tendência. Como subproduto da análise de existência de vetores co-integrantes é possível obter testes de exogeneidade fraca das variáveis com relação aos parâmetros de interesse usando este procedimento.

O primeiro passo deste procedimento consiste em descobrir se existe vetor de co-integração entre as variáveis sob análise e qual é o número de relações estáveis de longo prazo entre elas, ou seja, se existe uma ou mais combinações lineares de variáveis I(1) que seja I(0). O caso de variáveis I(1) que co-integram para I(0) é o mais comum na literatura. Todavia, quando se trabalha com variáveis nominais brasileiras é comum encontrar variáveis I(2). Para estas situações Johansen também apresenta uma seqüência de passos que levam à análise de co-integração[58]. Como nesta dissertação só se trabalha com variáveis reais que geralmente são variáveis I(1), resultado confirmado pelos testes univariados apresentados no capítulo 2, não serão discutidos os procedimentos para relações de co-integração entre variáveis integradas de ordem maior do que um.

3.1.1 Modelo I(1) e sua Interpretação

Esta subseção tem por objetivo dar uma breve descrição da teoria estatística sobre o procedimento de Johansen para variáveis integradas até ordem um e está dividida em quatro partes. Os títulos de cada uma destas partes são auto-explicativos quanto ao seu conteúdo.

3.1.1.a. representação alternativa do VAR

Seja $\mathbf{X}$, um vetor com m variáveis de ordem de integração um ou zero, então, pode-se representar um VAR irrestrito pela seguinte equação:

$$\mathbf{X}_t = \Pi_1 \cdot \mathbf{X}_{t-1} + \ldots + \Pi_p \cdot \mathbf{X}_{t-p} + \Phi \cdot \mathbf{D}_t + \varepsilon_t \quad , t = 1,\ldots,T \qquad (3.1.1)$$

Com $\mathbf{X}_{-p+1},\ldots,\mathbf{X}_0$ fixos e $\varepsilon_t \sim$ i.i.d. N(**0**, Λ)

$\mathbf{D}_t \rightarrow$ matriz de *dummies* sazonais, constantes e tendências lineares

A forma do modelo (3.1.1), entretanto, não é conveniente porque as variáveis econômicas geralmente são não estacionárias - para o caso da presente dissertação, conforme já observado, as variáveis são todas integradas de primeira ordem de acordo com os testes de raiz unitária de Dickey - Fuller - e a utilização desta forma implica, além de possível multicolinearidade entre as variáveis, que os coeficientes e estatísticas de testes t não convergem para distribuições padrões. Para eliminar tal problema faz-se a seguinte transformação no modelo, com o objetivo de se induzir estacionaridade ao se tomar a primeira diferença de cada uma das variáveis[59] que compõem o VAR:

$$\Delta\mathbf{X}_t = \Gamma_1 \Delta\mathbf{X}_{t-1} + \ldots + \Gamma_{p-1} \Delta\mathbf{X}_{t-p} + \Pi\mathbf{X}_{t-p} \Phi\mathbf{D}_t + \varepsilon_t \qquad (3.1.2)$$

com $\Gamma_i = -(\mathbf{I} - \Pi_1 - \ldots - \Pi_i)$, $i = 1, \ldots, p\text{-}1$ e $\Pi = -(\mathbf{I} - \Pi_1 - \ldots - \Pi_p)$

A equação (3.1.2) corresponde à forma de correção dos erros, no caso de existir pelo menos um vetor de co-integração, proposto por Granger. Nesta formulação, à exceção da parcela $\Pi\mathbf{X}_{t-p}$, todas as demais parcelas são estacionárias e representam um VAR em diferenças das variáveis em questão. A vantagem desta forma de apresentação dos parâmetros está na interpretação dos coeficientes, pois os efeitos em nível das variáveis são isolados na matriz Π, enquanto as matrizes $\Gamma_1,\ldots,\Gamma_{p-1}$ descrevem a dinâmica de curto prazo do processo.

Com base no teorema de Representação de Granger, Johansen (1991 e 1995b cap.4) verifica que com uma adequada escolha da distribuição inicial existirão combinações estacionárias de $\mathbf{X}_t$ e, então, mostra que a matriz de coeficientes Π contém informações sobre a relação de longo prazo entre estas variáveis. O posto desta matriz é o elemento fundamental para se obter a informação sobre a ordem de integração daquele vetor. Johansen & Juselius (1990) observam que podem ocorrer três situações distintas em relação à matriz Π:

a) Posto (Π) = r = m ; situação em que a matriz Π possui posto completo, neste caso todas as variáveis que compõem $\mathbf{X}_t$ são estacionárias.

b) Posto (Π) = r = 0 ; situação em que a matriz Π é nula, (3.1.2), então, é um VAR tradicional em diferenças e não há vetor de co-integração entre as variáveis do modelo.

c) $0 <$ Posto $(\Pi) < r < m$, e r é o número de vetores co-integrados[60]; que representa a situação de maior interesse para nosso caso, situação em que Π pode ser decomposta em duas matrizes α e β' , ambas de tamanho (m x r), de tal modo que $\Pi = \alpha\beta$', com β' representando os vetores de co-integração e α os coeficientes de ajustamento[61].

Se o caso relevante for o terceiro, então deve haver alguma matriz β' tal que $\beta'\mathbf{X}_t$ seja estacionário, ainda que $\mathbf{X}_t$ não o seja e o modelo de representação indicado é o de correção dos erros VECM (*Vector Error Correction Model*). Deste modo, dada a importância do posto da matriz Π para a investigação das relações de longo prazo, Johansen (1988, 1991 e 1995b) propõe uma maneira de estimar tal matriz pelo método de máxima verossimilhança, sujeita à restrição $\Pi = \alpha\beta'$. O modelo a ser utilizado é o mesmo representado em (3.1.2):

$$\Delta\mathbf{X}_t = \sum \Gamma\Delta\mathbf{X}_{t-p} + \alpha\beta'\mathbf{X}_{t-p} + \Phi\mathbf{D}_t + \varepsilon_t \qquad (3.1.3)$$

A idéia de Johansen consiste em fazer uma regressão com cada um dos seguintes valores, $\Delta\mathbf{X}_t$ e $\mathbf{X}_{t-p}$, contra os valores defasados de $\Delta\mathbf{X}_t$, e $\mathbf{D}_t$, obtendo-se, então, os resíduos destas regressões, respectivamente $\mathbf{R}_{0t}$ e $\mathbf{R}_{pt}$, que representam as parcelas de $\Delta\mathbf{X}_t$ e $\mathbf{X}_{t-p}$ que não são explicadas pelas defasagens de $\Delta\mathbf{X}_t$ e por $\mathbf{D}_t$.

De posse destes resíduos, $\mathbf{R}_{0t}$ e $\mathbf{R}_{pt}$, faz-se uma regressão do primeiro contra o segundo, o que significa na prática uma regressão de $\Delta\mathbf{X}_t$ contra $\mathbf{X}_{t-p}$ sem a influência das variáveis citadas acima, permitindo recuperar $\Pi = \alpha\beta'$. Assim, obtém-se a seguinte função de máxima verossimilhança concentrada nos parâmetros $\Gamma_1,\ldots,\Gamma_{p-1}$, e Φ, em que Λ é a matriz de variâncias:

$$L_{\max}^{-2/T}(\alpha,\beta,\Lambda) = |\Lambda| \exp\left\{ T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(\mathbf{R}_{0t} - \alpha\beta'\mathbf{R}_{pt})\Lambda^{-1}(\mathbf{R}_{0t} - \alpha\beta'\mathbf{R}_{pt}) \right\} \qquad (3.1.4)$$

Esta expressão pode ser escrita, de modo equivalente, como uma equação de regressão de resíduos, que corresponde à mesma verossimilhança, conforme se observa em (3.1.5) abaixo:

$$\mathbf{R}_{0t} = \alpha\beta'\mathbf{R}_{pt} + \varepsilon_t \qquad (3.1.5)$$

Johansen mostra também que a matriz de covariâncias desta regressão pode ser representada conforme equação (3.1.6) abaixo:

$$\mathbf{S}_{ij} = T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\mathbf{R}_{it}\mathbf{R}'_{jt}\,, \qquad (i,j=0,p) \qquad (3.1.6)$$

Para se obter a estimativa de β calcula-se os autovalores, $\hat{\lambda}_1,...,\hat{\lambda}_m$, e os respectivos autovetores associados, $\hat{V} = (\hat{\mathbf{v}}_1,...,\hat{\mathbf{v}}_m)$, da matriz $\mathbf{S}_{0p}\mathbf{S}_{00}^{-1}\mathbf{S}_{0p}$ com relação à matriz S_{pp}, conforme equação (3.1.7) abaixo:

$$\left|\lambda.\mathbf{S}_{pp} - \mathbf{S}_{p0}\mathbf{S}_{00}^{-1}\mathbf{S}_{0p}\right| = \mathbf{0} \qquad (3.1.7)$$

Se os autovalores forem ordenados de forma decrescente e seus respectivos autovetores forem adequadamente normalizados de tal sorte que $\hat{\mathbf{V}}'\mathbf{S}_{pp}\hat{\mathbf{V}} = \mathbf{I}$, então $\hat{\beta}$ será a matriz de autovetores associados aos r maiores autovalores de $\hat{\mathbf{V}}$. Assim, o estimador de máxima verossimilhança de β consiste em $\hat{\beta} = (\hat{\mathbf{v}}_1,...,\hat{\mathbf{v}}_r)$.

Além disso, para um β fixo dado obtém-se facilmente as estimativas de α e Λ fazendo-se uma regressão de $\mathbf{R}_{0t}$ contra $\beta'\mathbf{R}_{pt}$ para obter os seguintes resultados:

$$\hat{\alpha}(\beta) = \mathbf{S}_{0p}\beta(\beta'\mathbf{S}_{pp}\beta)^{-1} \qquad (3.1.8)$$

$$\hat{\Lambda}(\beta) = \mathbf{S}_{00} - \mathbf{S}_{0p}\beta(\beta'\mathbf{S}_{pp}\beta)^{-1}\beta'\mathbf{S}_{p0} = \mathbf{S}_{00} - \hat{\alpha}(\beta)(\beta.\mathbf{S}_{pp}\beta)\cdot\hat{\alpha}(\beta) \qquad (3.1.9)$$

Que resulta na seguinte função de máxima verossimilhança:

$$L_{\max}^{-2/T}(\beta) = \left|\hat{\Lambda}(\beta)\right| = \left|\mathbf{S}_{00} - \mathbf{S}_{0p}\beta(\beta'\mathbf{S}_{pp}\beta)^{-1}\beta'\mathbf{S}_{p0}\right| \qquad (3.1.10)$$

Que pode ser transformada (Johansen 1995, pp. 91 e 92) em:

$$L_{\max}^{-2/T}(\beta) = \left|\mathbf{S}_{00}\right|\left|\beta'(\mathbf{S}_{pp} - \mathbf{S}_{p0}\mathbf{S}_{00}^{-1}\mathbf{S}_{0p})\beta\right| / \left|\beta'\mathbf{S}_{pp}\beta\right| \qquad (3.1.11)$$

A maximização da função de verossimilhança é equivalente à minimização de (3.1.11), o que ocorre quando se utiliza $\hat{\beta}$ calculado por (3.1.5), de tal forma que a matriz Π, de posto reduzido, torna-se estimável por estes valores e a função de máxima verossimilhança tem seu ponto ótimo em:

$$L_{\max}^{-2/T}(\hat{\beta}) = \left|\mathbf{S}_{00}\right|\left|\hat{\beta}'(\mathbf{S}_{pp} - \mathbf{S}_{p0}\mathbf{S}_{00}^{-1}\mathbf{S}_{0p})\hat{\beta}\right| / \left|\hat{\beta}'\mathbf{S}_{pp}\hat{\beta}\right| \qquad (3.1.12)$$

Que resulta em:

$$L_{\max}^{-2/T}(\beta) = \left|\mathbf{S}_{00}\right|\prod_{i=1}^{r}(1-\hat{\lambda}_i) \qquad (3.1.13)$$

3.1.1.b testes para análise de co-integração

Para testar o número de vetores co-integrantes usa-se, afim de facilitar o entendimento, notações específicas[62] sobre as hipóteses, conforme será mostrado em seguida.

$H_1(m) \Rightarrow$ Quando o modelo for irrestrito r = m a função de MV será igual à função (3.1.13) porém com m no lugar de r (H_1 corresponde a um caso especial de H_2), isto é, a função de MV quando H_1 é verdadeira é mostrada em (3.1.14).

$$L_{\max}^{-2/T}(\beta) = |\mathbf{S}_{00}| \prod_{i=1}^{m} (1 - \hat{\lambda}_i) \qquad (3.1.14)$$

$H_2(r) \Rightarrow$ Se 0<r<m a função de MV é dada por (3.1.13). A hipótese H_2, que corresponde a existirem no máximo r vetores co-intregrantes, pode ser testada contra a hipótese alternativa H_1, possuir no máximo m vetores co-integrantes, através do teste de razão de verossimilhança dado pela razão $L_{\max}(r)/L_{\max}(m)$, conforme teste (3.1.15):

$$\eta(m) = -2\ln(Q; H_2/H_1) = -T\sum_{i=r+1}^{m} \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \text{ , r = m-1, ..., 1} \qquad (3.1.15)$$

Pode-se também testar, usando teste de razão de verossimilhança, a existência de r vetores co-integrantes, $H_2(r)$, contra a hipótese alternativa de r + 1 vetores co-integrantes $H_2(r+1)$, de acordo com a equação (3.1.16) abaixo:

$$\xi(m) = -2\ln(Q; r/r+1) = -T\ln(1 + \lambda_{r+1}) \qquad (3.1.16)$$

Os testes (3.1.15) e (3.1.16) não possuem distribuições limites usuais, as qui-quadradas, mas sim uma versão multivariada das distribuições de Dickey-Fuller como mostra Johansen (1991 e 1995b cap.6). Estas distribuições assintóticas dependem dos termos deterministas presentes no modelo e são descritas por certas integrais estocásticas que podem ser tabuladas por simulação.

As estatísticas de testes (3.1.15) e (3.1.16) convergem respectivamente para o valor do traço e do maior autovalor da matriz (3.1.20), o que os torna popularmente conhecidos como estatística do traço e estatística do máximo autovalor respectivamente. Adicionalmente Johansen (1995b) mostra, com base em Reimars (1992), que se pode melhorar o desempenho de tais testes, em caso de amostras pequenas, corrigindo-os pelos graus de liberdade, o que resulta nas seguintes alterações nos testes:

$$\eta\eta(m) = -2\ln(Q; H_2/H_1) = -(T - p \cdot m)\sum_{i=r+1}^{m} \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad \text{r = m-1, ..., 1} \quad (3.1.17)$$

$$\xi\xi(m) = -2\ln(Q; r/r+1) = -(T - p.m)\ln(1 + \lambda_{r+1}) \qquad (3.1.18)$$

3.1.1.c termos deterministas

Os termos deterministas colocados em um VAR para a análise de co-integração alteram significativamente o valor das distribuições assintóticas dos testes de MV. Por isso para cada variável determinista que se coloca no modelo é preciso tabular as distribuições assintóticas para as quais convergem as estatísticas dos testes de MV.

Para se ter uma idéia de como estas variáveis afetam a distribuição assintótica dos testes de razão de MV pode-se pensar na representação de média móvel (MA), conforme equação (3.1.19) abaixo, do VAR de acordo com o teorema de Granger[63] sob a condição que $\alpha_\perp'\Gamma\beta_\perp$ tenha posto completo. Sendo que $\alpha_\perp$ e $\beta_\perp$ representam matrizes ortogonais a α e β.

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{C}\sum_{i=1}^{t}(\mathbf{e}_i + \Phi\mathbf{D}_i) + \mathbf{C}(L)(\mathbf{e}_t + \Phi\mathbf{D}_t) + \mathbf{P}_{\beta_\perp}\mathbf{X}_0, \qquad (3.1.19)$$

Com $\mathbf{C} = \beta_\perp(\alpha_\perp'\Gamma\beta_\perp)^{-1}\alpha_\perp'$

O que mostra que o processo $\mathbf{X}_t$, em geral, possui uma tendência determinista da forma $\mathbf{C}\Phi\sum_{i=1}^{t}\mathbf{D}_i + \mathbf{C}(L)\Phi\mathbf{D}_t$. Segundo a notação usada por Johansen (1995, cap.4) $\mathbf{D}_t$ é chamado de termo *drift* quando o termo determinista do processo $\mathbf{X}_t$ é uma tendência. Ou seja, usando o teorema de representação de Granger, um termo *drift* constante na equação gerará uma tendência linear no processo e um termo *drift* linear na equação gerará uma tendência quadrática no processo.

Assim, supondo que os componentes deterministas sejam restritos a uma constante e a uma tendência linear, dados pela matriz $\Phi\mathbf{D}_t = \mu = \mu_0 + \mu_1 t$, pode-se decompor tal matriz em duas partes: $\alpha.(\alpha'.\alpha)^{-1}\alpha\mu$, que contribui para o intercepto da relação de co-integração; e $\alpha_\perp.(\alpha_\perp'.\alpha_\perp)^{-1}\alpha_\perp\mu$, que determina a tendência linear, sendo que $\alpha_\perp$ representa uma matriz m.(m-r) de posto completo consistindo de vetores ortogonais a α, conforme já observado acima. De tal sorte que pode-se impor restrições a μ da mesma maneira que se impõe a Π, isto é, μ pode ser decomposta em $\alpha\beta_0$'.

Johansen (1995) faz simulações para obter as distribuições assintóticas de (3.1.15) e (3.1.16) considerando cinco casos distintos, estes valores estão tabulados na referida obra.

1) $\mu_t = 0$, termo constante é igual a zero.

2) $\mu_t = \mu_0$, e $\alpha_\perp'\mu_0 \neq 0$, constante é irrestrita.

3) $\mu_t = \mu_0 + \mu_1 t$, e $\alpha_\perp'\mu_1 \neq 0$, termo linear irrestrito, permitindo tendência linear.

Estes três casos acima correspondem a $H_2(r)$: $\Pi = \alpha\beta'$, quando a matriz μ entra irrestrita. Entretanto, caso sejam impostas restrições sobre μ tal que $\mu = \alpha\beta_0'$, tem-se $H_2^*(r)$: $\Pi = \alpha\beta'$ e $\mu = \alpha\beta_0'$, que resulta em mais duas possibilidades:

4) $\mu_t = \mu_0$, e $\alpha_\perp' \mu_0 = 0$, termo constante restrito.

5) $\mu_t = \mu_0 + \mu_1 t$, e $\alpha_\perp' \mu_1 = 0$, tendência restrita.

Deste modo, de acordo com o caso pertinente, as distribuições assintóticas de (3.1.15) e (3.1.16) tenderão, respectivamente, para o traço e para o maior autovalor da seguinte matriz:

$$tr\left\{\int_0^1 (d\mathbf{B})\mathbf{F}\left[\int_0^1 \mathbf{F}\mathbf{F}'du\right]^{-1}\int_0^1 \mathbf{F}(d\mathbf{B})'\right\} \qquad (3.1.20)$$

Sendo que **B** representa um movimento Browniano e a matriz **F** assume um valor diferente conforme um dos cinco casos citados acima[64].

3.1.1.d notações das hipóteses

Continuando com a classificação apresentada em 3.1.1.c, quando foi dito que H_1 é um caso especial de H_2, caso em que Π é irrestrito e r=m. Sob H_2 existem relações lineares de co-integração. Entretanto, pode-se também impor restrições lineares sobre as relações de co-integração, β, e sobre seus pesos, α , conforme apresentação abaixo.

H_2:$\Pi = \alpha\beta'$

H_3: $\Pi = \alpha\varphi' H'$ (ou $\beta = H\varphi$)

H_4: $\Pi = A\psi\beta'$ (ou $\alpha = A\psi$)

H_5: $\Pi = A\psi\varphi' H'$

Assim, sob H_3 existem restrições sobre o vetor de co-integração β, sendo **H** uma matriz de tamanho (mxs) e φ uma matriz (sxr) com $r \leq s \leq m$. Por H_4 existem restrições sobre os pesos com que cada vetor de co-integração entra em cada equação que compõe o VAR, isto é, sobre α, de modo que **A** e ψ sejam matrizes de tamanhos (mxv) e (vxr) respectivamente e $r \leq v \leq m$. Finalmente, por H_5 tem-se restrições simultâneas sobre β e α.

Quando se inclui componentes deterministas no VAR, supondo a inclusão de constante e tendência conforme valores tabelados por Johansen, as hipóteses H_i, i=1,..,5, são descritas como H_i^*, i=1,..,5, que correspondem a H_i aumentadas por $\mu = \alpha\beta_0'$. Pode-se ter restrições ou não sobre estas variáveis deterministas, conforme descrição da seção 3.1.1.c.

Para testar hipóteses do tipo H_i contra alternativas do tipo H_i*, alguns corolários mostram que tais distribuições assintóticas equivalem a distribuições qui-quadradas com (m-r) graus de liberdade[65].

3.1.2 Exogeneidade Fraca como subproduto do procedimento de Johansen

Nesta subseção busca-se descrever sucintamente o que se entende por exogeneidade fraca e como testa-se tal conceito utilizando-se do procedimento de Johansen.

3.1.2.a. exogeneidade fraca

Um modelo genérico para fins estatísticos sempre pode ter sua função de densidade conjunta reparametrizada através da fatoração da função da densidade condicional com a marginal[66]. A idéia de exogeneidade fraca está associada a possibilidade de se utilizar somente a função de densidade condicional do modelo para inferir sobre um determinado conjunto de parâmetros de interesse do sistema, sem perdas de informações relevantes para este objetivo quando não se leva em conta a densidade marginal na análise[67].

Assim, a função densidade conjunta seqüencial em t de duas variáveis $\mathbf{x}_t = (y_t : z_t)'$, note que z_t é variável endógena, condicionada em seu passado $\mathbf{X}_{t-1} = (\mathbf{X}_0, \mathbf{x}_1, ..., \mathbf{x}_{t-1})$ é dada por,

$$D_X(y_t, z_t / \mathbf{X}_{t-1}, \theta), \text{ quando } \theta = (\theta_1 ... \theta_n)' \in \Theta \subset R^n \qquad (3.1.21),$$

θ é um vetor de parâmetros (n x 1) que pertence ao espaço de parâmetros Θ.

Esta equação (3.1.21), que é interpretada como o processo gerador de dados, pode ser fatorada numa densidade condicional vezes uma marginal, de tal maneira que se obtenha uma nova parametrização, com o mesmo número de parâmetros presente em θ, dada pelo vetor $\phi \in \Phi$ (espaço de parâmetros), sendo que $\phi = f(\theta)$, e além disso, sob a hipótese de que ϕ possa ser fatorado em dois componentes $\phi' = (\phi'_1 : \phi'_2)$ com respectivamente (n1+n2)=n parâmetros, tem-se,

$$D_X(y_t, z_t / \mathbf{X}_{t-1}, \theta) = D_{Y/Z}(y_t / z_t, \mathbf{X}_{t-1}, \phi_1) D_Z(z_t / \mathbf{X}_{t-1}, \phi_2) \qquad (3.1.22)$$

Na equação (3.1.22) a variável z_t pode ser considerada exógena fraca com relação a y_t, isto é, a densidade marginal $D_Z(z_t / \mathbf{X}_{t-1}, \phi_2)$ pode ser descartada quando os parâmetros de interesse forem um subconjunto φ (k x1) com k<n1 de θ, sob duas condições: φ não pode depender de ϕ_2, devendo ser apenas função de ϕ_1, isto é,

$\varphi = g(\phi_1)$ e que ϕ_1 seja independente de ϕ_2, ou de outra forma, ϕ_1 e ϕ_2 sejam variação livre.

3.1.2.b. teste de exogeneidade fraca e procedimento de Johansen

O processo (3.1.3) pode ser apresentado através de uma decomposição de $\mathbf{X}_t = (X'_{1t}, X'_{2t})$, com $\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix}$, $\Gamma_j = \begin{bmatrix} \Gamma_{1j} \\ \Gamma_{2j} \end{bmatrix}$, $\Phi = \begin{bmatrix} \Phi_1 \\ \Phi_2 \end{bmatrix}$, resultando em

$$\Delta X_{1t} = \sum \Gamma_{1i} \Delta X_{t-i} + \alpha_1 \beta' X_{t-1} + \Phi_1 \mathbf{D}_t + \varepsilon_{1t} \qquad (3.1.23)$$

$$\Delta X_{2t} = \sum \Gamma_{2i} \Delta X_{t-i} + \alpha_2 \beta' X_{t-1} + \Phi_2 \mathbf{D}_t + \varepsilon_{2t} \qquad (3.1.24).$$

Em que os ε possuem média zero, são gaussianos e i.i.d. com matriz de variância igual a $\Omega = \begin{bmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{bmatrix}$.

Calculando-se o modelo condicional de ΔX_{1t} dado ΔX_{2t} e o passado, chega-se a

$$\Delta X_{1t} = \omega \Delta X_{2t} + (\alpha_1 - \omega\alpha_2)\beta' X_{t-1} + \sum \tilde{\Gamma}_{1i} \Delta X_{t-i} + \tilde{\Phi}_1 \mathbf{D}_t + \tilde{\varepsilon}_{1t} \qquad (3.1.25)$$

Em que $\omega = \Omega_{12}\Omega_{22}^{-1}$, $\tilde{\Gamma}_{1i} = \Gamma_{1i} - \omega \cdot \Gamma_{2i}$, $\tilde{\Phi}_1 = \Phi_1 - \omega \cdot \Phi_2$, e $\tilde{\varepsilon}_{1t} = \varepsilon_{1t} - \omega \cdot \varepsilon_{2t}$ com a variância igual a $\Omega_{11.2} = \Omega_{11} - \Omega_{12}\Omega_{22}^{-1}\Omega_{21}$.

Johansen (1995)[68] prova que se α_2 for igual a zero então X'_{2t} é exógeno fraco para os parâmetros de interesse $(\alpha_1, \beta, \tilde{\Gamma}_{1i}, \tilde{\Phi}_1, \varpi)$. O que implica que as estimativas de máxima verossimilhança destes parâmetros podem ser calculadas a partir do modelo condicional (3.1.25). Isto pode ser visto através das equações (3.1.24) e (3.1.25), as quais se transformam em

$$\Delta X_{2t} = \sum \Gamma_{2i} \Delta X_{t-i} + \Phi_2 \mathbf{D}_t + \varepsilon_{2t} \qquad (3.1.26)$$

$$\Delta X_{1t} = \omega \Delta X_{2t} + \alpha_1 \beta' X_{t-1} + \sum \tilde{\Gamma}_{1i} \Delta X_{t-i} + \tilde{\Phi}_1 \mathbf{D}_t + \tilde{\varepsilon}_{1t} \qquad (3.1.27).$$

Quando se verifica que os parâmetros de interesse $(\alpha_1, \beta, \tilde{\Gamma}_{1i}, \tilde{\Phi}_1, \varpi)$ são função apenas dos parâmetros do modelo condicional. Uma vez que Johansen, sob a hipótese de resíduos gaussianos, postula que o parâmetro Ω_{22} possui variação independente dos parâmetros $(\omega, \Omega_{11.2})$, o que garante que X_{2t} é exógeno fraco.

Deste modo, quando se faz testes sobre a matriz de pesos α, testando se estes valores são significativamente diferentes de zero está-se testando a exogeneidade fraca das variáveis do modelo marginal com relação aos parâmetros de interesse.

3.2 APRESENTAÇÃO DO TRABALHO DE REFERÊNCIA

Os testes realizados para esta dissertação tiveram como ponto de partida o artigo de Nunes (1994) sobre a relação de co-integração entre balança comercial e taxa de câmbio real. Este autor apresenta uma preocupação em encontrar uma definição adequada do que significa câmbio real e quais as melhores *proxies* para mensurá-lo com o objetivo de pesquisar a existência de uma relação positiva e estável de longo prazo entre esta variável e a balança comercial brasileira.

Assim, com base na definição de câmbio real como a relação entre os preços dos bens comerciáveis e o preço dos bens domésticos, Nunes usa o índice de preço agregado dos Estados Unidos, Wsus, convertido para moeda doméstica pelo valor nominal da taxa de câmbio oficial, *e*, como *proxy* dos preços de bens comerciáveis, e um índice de preço ao consumidor brasileiro como *proxy* dos preços dos bens domésticos. A justificativa para tal procedimento é que geralmente os índices de preços agregados contemplam grande parcela de bens comerciáveis em sua composição e os índices de preços ao consumidor contemplam grande parcela de bens domésticos[69]. Entre os índices de preço ao consumidor disponíveis Nunes escolheu o IPC da FIPE, calculado para São Paulo, pelo fato deste índice apresentar grande parcela de bens domésticos, com grande peso em serviços.

A definição de taxa de câmbio real usada por Nunes, que é a mesma descrita na seção 2.2 item (b), é formalizada pela equação (3.2.1).

$$TCR = e \cdot \frac{WSus}{IPCbr} \qquad (3.2.1).$$

A balança comercial brasileira é mensurada por uma variável construída pela razão entre as exportações totais, X_t, e importações totais, M_t, como mostra a equação (3.2.2) abaixo, relação também descrita na seção 2.2 item (a).

$$FC = \frac{X_t}{M_t} \qquad (3.2.2)$$

Nunes utiliza o procedimento de Granger em Dois Passos - que faz testes DF e ADF para os resíduos de uma regressão estática entre a balança comercial e o câmbio real -

e variáveis trimestrais de 1974 até o terceiro trimestre de 1991 para verificar como se relacionam as duas variáveis no longo prazo. Não rejeita a hipótese de co-integração entre elas, o que significa existir uma relação estável ao longo do tempo entre estas variáveis. Esta conclusão é tirada a partir da constatação de que os resíduos da regressão são estacionários.

Com o objetivo de confirmar os resultados obtidos por Nunes apresenta-se na próxima seção uma nova investigação sobre a relação de co-integração entre estas duas variáveis através de uma análise dinâmica utilizando a metodologia de Johansen.

3.2.1. Estimação por Johansen da relação de co-integração entre taxa de câmbio real e fluxo de comércio

Seguindo as indicações de fontes de dados de Nunes, montou-se uma base de dados aproximada, de periodicidade trimestral, cujas referências estão citadas na tabela 2.1, com o objetivo de testar novamente a relação de co-integração obtida por Nunes através de outro método.

A figura 3.1 abaixo mostra o comportamento das séries de taxa de câmbio real[70], TCR, e do saldo comercial, FC, entre 1974 e 1995. Verifica-se que estas duas variáveis caminham razoavelmente paralelas ao longo do período, o que sugere a existência de uma relação estável de longo prazo entre elas, ou seja, sugere a existência de co-integração entre ambas.

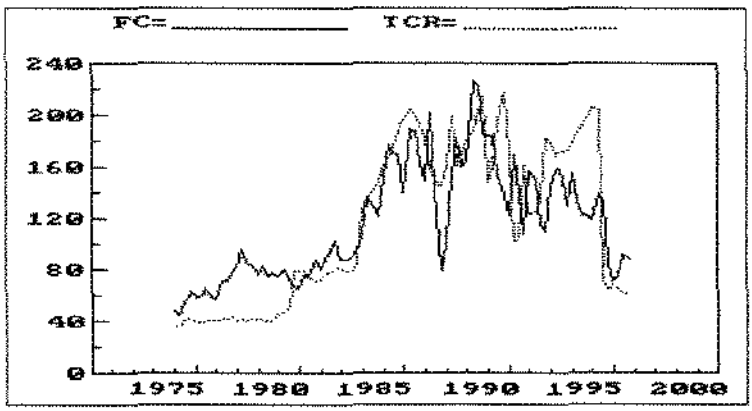


Figura 3.1 - Fluxo de comércio e Taxa de câmbio real

Com base nos dados coletados realizou-se testes de co-integração entre estas duas variáveis seguindo o procedimento de Johansen, o qual, segundo Kremers *et al.* (1992), é um instrumental mais potente do que o procedimento de Granger em dois passos[71], dado seu caráter dinâmico. Estimou-se dois períodos diferentes. O primeiro período estimado foi

idêntico ao estimado por Nunes, 1974.1 a 1991.3[72]. Adicionalmente, ampliou-se o intervalo de dados, 1974.1 a 1995.4, com o intuito de captar a fase de implementação do Plano Real.

3.2.1.a. período 1974.1 a 1991.3

Partindo-se de um VAR irrestrito, estimado recursivamente, com 5 defasagens[73] e realizando-se ajustes sazonais rejeita-se a ausência de vetor de co-integração. Os resíduos do sistema de equações apresentam as características ideais, isto é, não se rejeita a hipótese de normalidade, a 1% de significância, nem da ausência de quaisquer outros problemas tais como heteroscedasticidade e autocorrelação, a 5% de significância. O vetor de co-integração apresenta todos os coeficientes com o sinal esperado (relação positiva entre estas duas variáveis). Os resultados das estatísticas traço e do máximo autovalor são mostrados na tabela 3.1 abaixo. A tabela 3.2 mostra o resultado da relação de co-integração através das matrizes α e β' normalizadas adequadamente.

TABELA 3.1 - Testes do traço e do maior autovalor com e sem correção dos graus de liberdade.

H0: posto=r	-Tlog(1-λ)	usando T - pm	95%	-Talg(1-λ)	usando T - pm	95%
r = 0	18,35*	15,57*	14.10	20,21**	17,14*	15,4
r <= 1	1,856	1,575	3,8	1,850	1,575	3,8

* rejeita-se a hipótese nula, H_0, que não existe vetor de cointegração a 5% de significância.
** rejeita-se a hipótese nula, H_0, que não existe vetor de cointegração a 1% de significância.

TABELA 3.2 - Resultados de co-integração: matrizes α e β' normalizadas

autovalores	var. endógena	α (matriz de ajustamento)		β' (matriz de vetores co-integrantes)	
0,242733	FC	-0,6663	-0,00632	1,000	-1,372
0,027729	TCR	0,0360	-0,06742	0,223	1,000

Os valores da tabela 3.1 revelam que não se pode rejeitar a hipótese de que a matriz Π referente a equação (3.1.2) da seção 3.1, possa ser decomposta nas matrizes α.β', ambas (m x r) e r<m, o que implica que Π tem posto reduzido e igual a um no presente caso.

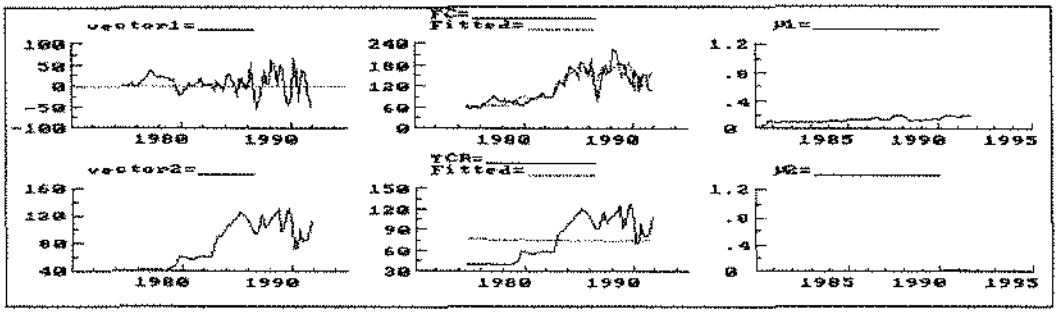


Figura 3.2 Vetores de Co-integração 1974.1-1991.3
FC = valor, em dólares constantes, de exportações sobre importações.
TCR = taxa de câmbio real, usando o índice de custo de vida da FIPE como proxy de preço de bens domésticos.

O vetor de co-integração pode ser observado na figura 3.2, trata-se do primeiro vetor. A primeira coluna da figura 3.2 mostra as combinações lineares $\hat{\beta}'\mathbf{X}_t$, a segunda coluna plota a soma dos coeficientes não normalizados contra as variáveis normalizadas e a terceira mostra os autovalores calculados recursivamente.

3.2.1.b. período 1974.1 a 1995.4

Aumentando a amostra até 1995, entretanto, surge um problema na análise de co-integração. Pois, o período de implementação do Plano Real, 1994, parece ter implicado numa mudança acentuada nos parâmetros da economia. A taxa de câmbio real se valorizou muito relativamente ao período anterior à implementação do plano, sugerindo uma quebra do padrão mais acentuada no terceiro trimestre de 1994 do que no início dos anos noventa como apontam alguns outros autores.

Ao se pesquisar a relação de co-integração entre a taxa de câmbio real e o saldo comercial para este período mais amplo, partindo-se de um VAR com 3 defasagens[74] e correção de sazonalidade, os resultados revelam a existência de um vetor de co-integração entre estas duas variáveis , mas os resíduos do sistema não são gaussianos, aparentemente por conta da quebra citada acima. Como a normalidade dos resíduos do sistema de equações na forma de VAR é pré-requisito básico para a análise de Johansen os resultados obtidos ficam comprometidos, pois perde-se consistência nos resultados.

A não normalidade dos resíduos, entretanto, não invalida totalmente a existência do vetor de co-integração. Principalmente porque foi encontrado tal vetor para a mesma amostra com tamanho menor quando não se rejeitou a hipótese de normalidade. Os resultados são mostrados nas tabelas 3.3 e 3.4 abaixo. Note que o vetor de co-integração apresenta os sinais esperados, estando de acordo com a teoria econômica, isto é, um aumento do valor do câmbio real tende a aumentar o saldo comercial.

A figura 3.3 mostra o vetor de co-integração e pode-se verificar que é muito semelhante ao mostrado na figura 3.2. Até 1991 o vetor é exatamente o mesmo.

TABELA 3.3 - Testes do traço e do maior autovalor com e sem correção dos graus de liberdade

H0: posto=r	-Tlog(1-λ)	usando T - pm	95%	-Talg(1-λ)	usando T - pm	95%
r = 0	14,59*	13,55	14.10	17,16*	15,93*	15,4
r <= 1	2,571	2,387	3,8	2,571	2,387	3,8

* rejeita-se a hipótese nula, H_0, com 5% de significância.

TABELA 3.4 - Resultados de co-integração: matrizes α e β' normalizadas

autovalores	sistema	α (matriz de ajustamento)		β' (matriz de vetores cointegrantes)	
0,159430	FC	-0,3048	-0,3744	1,000	-1,360
0,030140	TCR	0,1769	-0,2702	0,443	1,000

Verifica-se que a utilização dos dados, que cobrem o mesmo período estimado por Nunes, revelam a existência de um vetor de co-integração entre as duas variáveis, reforçando os resultados obtidos previamente por este autor. Com relação ao período que se estende até 1995 conclui-se que existe evidência de co-integração, conforme se verifica na figura 3.3 abaixo, ainda que frágil, dada a aparente mudança de parâmetros ocorrida com a implementação do Plano Real, que implicou num choque no câmbio real, tornando-o valorizado em relação à períodos anteriores.

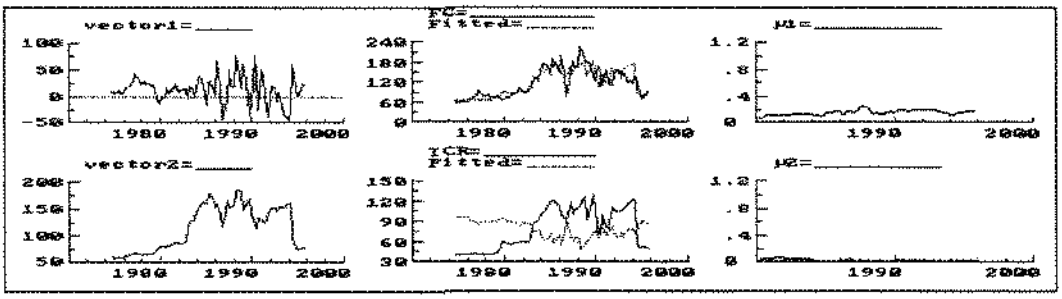


Figura 3.3 Vetor de co-integração 1974.1-1995.5

Pastore *et al.* (1997) também reproduzem os testes de Nunes com algumas diferenças em relação aos resultados apresentados acima. Eles, assim como esta dissertação, trabalham com dois tamanhos de amostra, porém com dados mensais, um que vai de 1959.01 a 1990.02 e outro de 1959.01 a 1996.12. Uma diferença importante é a

maneira como as variáveis de interesse são construídas: a variável saldo comercial é construída como sendo a diferença entre exportações e importações, medidas em dólares constantes; e a variável câmbio real é utilizada na forma de logaritmo ao invés da variável em nível. Johansen (1995b) observa que se existe uma relação estável entre determinadas variáveis esta relação não é necessariamente verdadeira no caso de uma transformação não-linear destas mesmas variáveis.

Estes autores, apesar das diferenças citadas acima, encontram evidências positivas de co-integração para o período que vai de 1959.01 a 1990.02. Porém, quando o período se estende até 1996.12 não encontram tais evidências. A explicação apresentada para este último resultado seria que as mudanças ocorridas a partir de 1990, com o início da abertura comercial, mais o Plano Real, teriam alterado o padrão de comportamento da economia de modo que as séries não mais possuíssem tendências comuns, ou alternativamente, que os saldos comerciais deixassem de apresentar raiz unitária.

Estes resultados reforçam a idéia de que valores de câmbio mais desvalorizados estão associados a maiores saldos comerciais e, inversamente, câmbios valorizados tendem estar relacionados com menores saldos comerciais, quando se trata de dados de comércio do Brasil com o resto do mundo, pelo menos até o início da década de noventa.

3.3. UM VAR AMPLIADO

Com base no vetor de co-integração, encontrado por Nunes (1994), entre as variáveis fluxo de comércio (FC) e taxa de câmbio real (TCR), buscou-se ampliar o VAR para contemplar outras variáveis, sejam elas renda interna (Yd) e renda externa (Yeu), com o intuito de estabelecer uma equação para o saldo comercial brasileiro com as variáveis contempladas pela teoria tradicional de comércio internacional. Vale lembrar que a existência de um vetor de co-integração entre duas variáveis já analisadas continua válida ainda que o modelo enfocado seja mais amplo, isto é, possua variáveis adicionais.

3.3.1. Primeiros Resultados

Inicialmente montou-se um VAR com as quatro variáveis citadas acima para o mesmo período estimado por Nunes (1994), isto é, de 1974.1-1991.3. Para este período foi encontrado, com base em testes de máxima verossimilhança, resíduos normais e evidência fraca de co-integração.

Estimando o mesmo VAR para um período maior, 1974.1-1995.4, entretanto, não se encontrou resíduos normais, ainda que se tenha aumentado bastante o número de

defasagens das variáveis. Entretanto, encontrou-se evidência de co-integração. Para este período, assim como no modelo com duas variáveis estimado na seção 3.2.1.b, não é possível obter normalidade nos resíduos[75] do sistema de equações auto-regressivas. Provavelmente por causa da quebra de comportamento da taxa de câmbio real em 1994, introduzida pela implementação do Plano Real.

Com base em Pastore & Pinotti (1995b), Pastore *et al.* (1997) e Azevedo & Portugal (1997) - que defendem uma quebra da relação de longo prazo, entre as variáveis de comércio, do início dos anos noventa em diante, dado que não encontram evidências de co-integração neste período - estimou-se o VAR com dados entre 1974.1 e 1989.4. Verifica-se que para este período os dados realmente apresentaram resíduos normais e evidência de co-integração. No entanto, estimou-se também um VAR para o curto período entre 1987.1 e 1993.4 e encontrou-se os mesmos bons resultados, basicamente resíduos normais e evidências de pelo menos um vetor de co-integração. Embora o período estimado seja muito curto para tentar inferir sobre a relação de longo prazo entre as variáveis, o exercício parece válido porque incorpora um período que vai adiante do início dos anos noventa. O que parece indicar não ter havido uma quebra na relação de longo prazo entre estas variáveis no início da década de noventa. Assim, tendo-se como base estes resultados que incluem os quatro primeiros anos da década de noventa buscou-se estimar um VAR para o período entre 1974.1 e 1993.4, excluindo o ano de implementação do Plano Real (1994) em diante, principalmente por causa da valorização do câmbio real ocorrida nesta data. Os resultados obtidos foram resíduos normais e evidência de pelo menos um vetor de co-integração, que serão apresentados na seção 3.3.2.

Os resultados dos vários exercícios sugerem, no que se refere ao câmbio real e saldo comercial, que a relação de longo prazo entre elas se manteve mesmo depois do início dos anos noventa. Evidência que pode ser sustentada pelos resultados de co-integração obtidos. Assim, caso tenha havido alguma alteração nos parâmetros da economia no início da década, o que não parece ser o caso, esta alteração aparentemente não afetou a relação de longo prazo existente entre as variáveis. Se houve alguma alteração nestes parâmetros deve ter sido mais significativa a partir da implementação do Plano Real, período em que não se verifica normalidade dos resíduos. O que sugere que o maior impacto das medidas tomadas buscando abrir a economia e reduzir os custos do comércio internacional pode ter ocorrido de 1994 em diante, depois da implementação do plano

Real. Momento em que se usou o câmbio como âncora nominal de estabilização com muito sucesso.

3.3.2. VAR das Variáveis em Nível para o período 1974.1-1993.4

Montou-se um VAR irrestrito, conforme modelo (3.1.2) e (3.1.3), composto das quatro variáveis de interesse, FC, TCR, Yd e Yeu, três defasagens das respectivas variáveis, constante e variáveis sazonais[76] irrestritas, mais tendência restrita, para o período compreendido entre 1974.1 e 1993.4, com dados trimestrais.

Para chegar ao número de defasagens do VAR (três) utilizou-se os testes de especificação das tabelas 3.5 e 3.6 mais a hipótese dos resíduos gaussianos. Trata-se de um procedimento que busca obter o menor número de defasagens, para não perder muitos graus de liberdade e ao mesmo tempo manter a normalidade dos resíduos, pressuposto básico para os resultados do procedimento de Johansen.

A tabela 3.5 mostram os testes do logaritmo da maximo-verossimilhança, o de Schwarz e de Hanna-Quinn, visto que todos testam a variância residual dos vários sistemas, quando se reduz as defasagens do VAR inicial. Assim, seguindo a lógica de quanto menor a variância melhor o modelo o sistema 4 é o mais adequado, pois, para todos os testes, a variância residual deste sistema é menor . A tabela 3.6 traz os resultados dos testes F para a redução do sistema, que também são baseados no valor da variância residual. Note que não se rejeita a 1% de significância a redução do sistema 1 com 6 defasagens para qualquer outro sistema com menos defasagens.

TABELA 3.5 - Testes de redução do sistema

sistema	nº lag	T	k	log-likelihood	Schwarz	Hannan-Quinn
4	3	74	68	RLS -346.81506	12.85	12.06
3	4	74	84	RLS -338.06726	13.31	12.45
2	5	74	100	RLS -321.13008	14.02	12.62
1	6	74	116	RLS -316.49859	14.47	13.13

TABELA 3.6 - Teste F para redução de modelos *nested*

Teste de redução de sistema
Sistema 1 --> Sistema 2: F(16, 128) = 0.33708 [0.9921]

Sistema 1 --> Sistema 3: F(32, 156) = 0.83743 [0.7161]
Sistema 2 --> Sistema 3: F(16, 141) = 1.4262 [0.1376]

Sistema 1 --> Sistema 4: F(48, 163) = 0.80897 [0.8024]
Sistema 2 --> Sistema 4: F(32, 171) = 1.1083 [0.3289]
Sistema 3 --> Sistema 4: F(16, 153) = 0.77138 [0.7157]

O sistema escolhido foi o 4, com três defasagens, com menor variância residual e que ainda apresenta resíduos normais. Este sistema apresentou bons resultados para todas as estatísticas de teste de especificação[77] relevantes, tais como: ausência de correlação serial nos resíduos do sistema como um todo, com base num teste Portmanteau e no teste do vetor de autocorrelação dos erros para cada uma das equações do sistema; resíduos Gaussianos (normais), testados pelo teste de Jarque-Bera numa versão ampliada por Bowman e Shenton, que consiste em medir a curtose e a assimetria dos resíduos através dos momentos centrados para o sistema como um todo; ausência de heteroscedasticidade verificada por testes ARCH (*autoregressive conditional heteroscedasticity*) para cada uma das equações, conforme tabela 3.7 que mostra os principais resultados.

TABELA 3.7 - Testes de especificação

Vetor portmanteau 9 lags	Vetor AR 1-5 F(80, 148)	Vetor Normalidade Qui-quadrado	Vetor XiXj
120,55	0,93994 [0,6158]	14,196 [0,0768]	0,76415 [0,9840]

Valores de probabilidade nos parênteses.

Os testes com os quais se pode inferir sobre a existência de vetores de co-integração neste sistema de equações são mostradas na tabela 3.8 abaixo:

TABELA 3.8 - Testes do traço e do maior autovalor com e sem correção dos graus de liberdade

H0: posto=r	-Tlog(1-λ)	usando T - pm	95%	-Talg(1-λ)	usando T - pm	95%
r = 0	31,88*	26,91	31,5	74,09**	62,55**	63,00
r <= 1	18,06	18,06	25,24	42,22	35,64	42,4
r <= 2	13,41	11,32	19,00	24,16	20,39	25,3
r <= 3	10,75	9,08	12,2	10,75	9,8	12,2

* rejeita-se a hipótese nula, H_0, com 5%, *, e 1%, ** de significância.

Da tabela 3.8 verifica-se a existência de pelo menos um vetor de co-integração, pois ambos testes rejeitam , o traço a 5% de significância e do máximo de autovalor a 1%, a hipótese nula de que não existe nenhum vetor de co-integração, resultado que pode ser confirmado pela figura 3.4 abaixo.

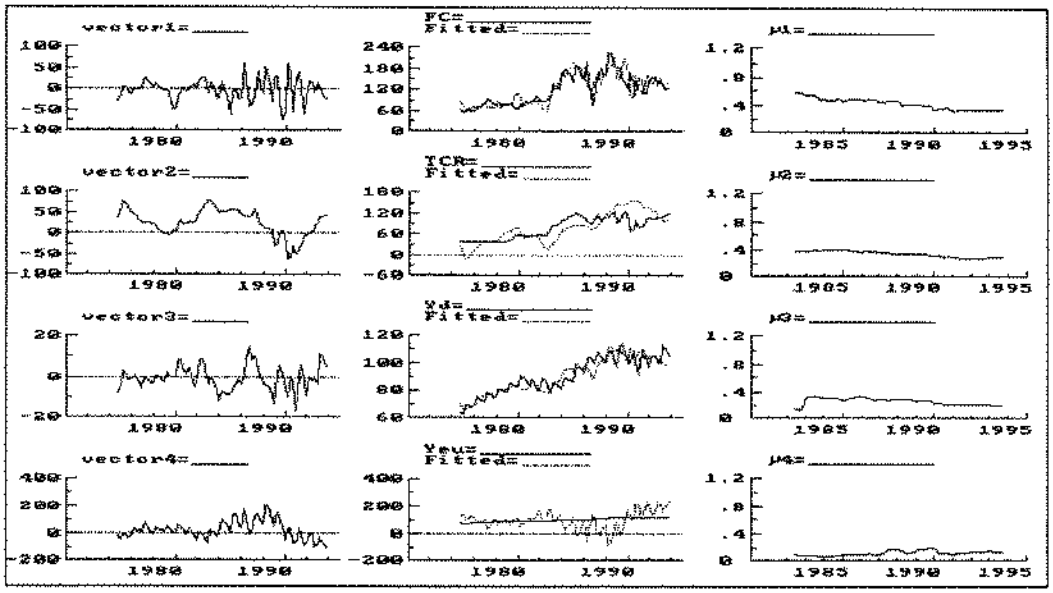


Figura 3.4 Vetores de co-integração das variáveis em nível 1974.1-1993.4

Os vetores de co-integração e seus respectivos pesos são mostrados na tabela 3.9

TABELA 3.9 - Resultados de co-integração: matrizes α e β' normalizadas

autovalores	equa	α (matriz de ajustamento)				β' (matriz de vetores cointegrantes)				
0,338998	FC	-0,347	0,069	0,104	-0,095	1,00	-1,98	1,20	-3,84	2,464
0,209026	TCR	0,195	0,009	0,059	-0,064	-0,69	1,00	10,17	-20,55	5,35
0,159791	Yd	0,015	-0,002	-0,126	-0,004	-0,18	-0,07	1,00	-0,09	-0,16
0,130349	Yeu	0,011	0,005	-0,009	0,003	0,90	-0,03	5,24	1,00	-4,66

Os resultados obtidos revelam que existe pelo menos um relação estável de longo prazo para este conjunto de variáveis, isto é, existe pelo menos um vetor de co-integração entre elas. Pela tabela 3.9 verifica-se que o primeiro vetor de co-integração apresenta os sinais esperados de acordo com a teoria macroeconômica de comércio internacional, ou seja, uma variação positiva no câmbio e na renda externa tende a melhorar o saldo comercial e uma variação positiva da renda interna tende a piorá-lo.

Os bons resultados deste primeiro vetor, no sentido econômico esperado, é bastante relevante à medida que os testes revelam existir exogeneidade fraca das demais variáveis que compõem o processo marginal (TCR, Yd e Yeu) para os parâmetros de interesse da equação de saldo comercial. Mas, apesar destas boas características, este modelo não é adequado do ponto de vista da teoria econômica, pois usualmente trabalha-se com modelos que pressupõem elasticidades constantes ao longo do período analisado.

3.4. VAR DOS LOGARITMOS DAS VARIÁVEIS PARA O PERÍODO 1974.1-1993.4

Para se obter um modelo com elasticidades constantes é preciso utilizar o logaritmo das variáveis, de modo a tornar possíveis as conexões propostas pela literatura de comércio internacional[78]. Entretanto, ao se pesquisar o VAR com o logaritmo das variáveis, conforme será descrito adiante, rejeita-se a hipótese nula de normalidade dos resíduos, ainda que se verifique a existência de relação de co-integração. Isto ocorre porque ao se fazer uma transformação não linear de uma série de dados não existem garantias de que o vetor de co-integração se manterá. Todavia, ainda que não exista normalidade nos resíduos do VAR do logaritmo das variáveis é possível validar a existência de algum vetor de co-integração por conta dos resultados obtidos com o VAR das variáveis em nível descritos na seção 3.3.2 e manter uma justificativa para o modelo até aqui desenvolvido. Pois Banerjee *et al.* (1993) observam que uma relação de co-integração entre variáveis em nível sugere uma relação de equilíbrio linear entre os logaritmos das mesmas variáveis, mas o contrário não é necessariamente verdadeiro porque a variação em logaritmos tende a ser menor. Assim, dada a não normalidade dos resíduos e as condições anteriormente citadas, será assumido que os logaritmos das variáveis que compõem o VAR possuem evidência fraca de co-integração.

Partiu-se de um VAR com 6 defasagens e optou-se por manter 5 defasagens (p=5) no modelo. Para isto foram considerados os testes de redução de variância mais a opção de deixar um número razoavelmente grande de defasagens considerando a não normalidade dos resíduos. A constante foi mantida de forma irrestrita para permitir *drift* diferente de zero em qualquer processo de raiz unitária encontrado pela análise de co-integração. Os resultados dos testes de redução de 6 para 5 defasagens são mostrados nas tabelas 3.10 e 3.11, quando se percebe a não rejeição da hipótese nula de melhora de modelo ao reduzi-lo em uma defasagem.

TABELA 3.10 Testes de redução do sistema

system	nº lag	T	k	log-likelihood	Schwarz	Hannan-Quinn
2	5	74	96	RLS 1029.8213	-22.25	-24.05
1	6	74	112	RLS 1035.8279	-21.48	-23.58

TABELA 3.11 - Teste F para redução de modelos *nested*

Testes de redução do modelo
Sistema 1 --> Sistema 2: F(16, 132) = 0.45026 [0.9652]

Como conseqüência o sistema 2 com 5 defasagens foi adotado. Os principais resultados de especificação do modelo estão na tabela 3.12, onde se verifica que a 1% de significância rejeita-se a hipótese nula de normalidade nos resíduos.

TABELA 3.12 - Testes de especificação

Vetor portmanteau 8 lags	Vetor AR 1-5 F(80, 108)	Vetor Normalidade Qui-quadrado	Vetor XiXj
84.378	0.83556 [0.8007]	54.376 [0.0000]**	0.13068 [1.0000]

Valores de probabilidade nos parênteses.
** 1% de significância.

TABELA 3.13 - Testes do traço e do maior autovalor com e sem correção dos graus de liberdade

H0: posto=r	-Tlog(1-λ)	usando T - pm	95%	-Talg(1-λ)	usando T - pm	95%
r = 0	29,40*	21,45	27,1	49,25*	35,94	47,20
r <= 1	13,58	9,91	21,0	19,85	14,48	29,7
r <= 2	4,54	3,32	14.0	6,27	4,58	15,4
r <= 3	1,73	1,26	3,8	1,73	1,26	3,8

* rejeita-se a hipótese nula, H_0, com 5%, *, e 1%, **, de significância

Pela tabela 3.13 tem-se evidência da existência de pelo menos um vetor de co-integração entre o logaritmos das variáveis, pois tanto o teste traço como o do maior autovalor são significativos a 5%. Esta evidência é corroborada pela análise gráfica dos vetores de co-integração mostrados na figura abaixo.

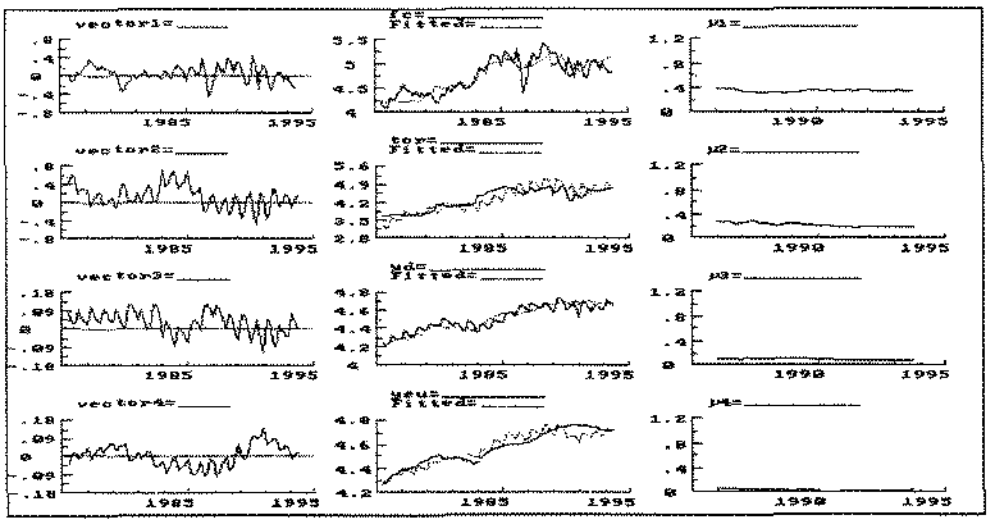


Figura 3.5 Vetores de co-integração do logaritmo das variáveis 1974.1-1993.4

A tabela 3.14 traz os valores dos vetores de co-integração e de seus pesos. O primeiro vetor de co-integração apresenta os sinais esperados de acordo com a teoria econômica. Resultado muito interessante porque ao se testar a exogeneidade fraca das

equações marginais com relação aos parâmetros de interesse da equação de fluxo de comércio, fc, verifica-se que é possível utilizar somente esta equação condicional sem perda de generalidades para modelar o saldo comercial, conforme será mostrado na próxima seção.

TABELA 3.14 - Resultados de co-integração: matrizes α e β' normalizadas

autovalores	equa	α (matriz de ajustamento)				β' (matriz de vetores cointegrantes)			
0,32786	fc	-0,645	0,049	0,296	0,005	1,00	-0,78	0,26	-0,35
0,167604	tcr	0,036	-0,043	0,143	0,108	-0,18	1,00	-4,59	1,29
0,059575	yd	0,053	0,0362	-0,038	0,013	0,10	-0,05	1,00	-1,36
0,023069	yeu	0,016	0,004	0,033	-0,001	0,05	-0,42	-0,46	1,00

Da tabela 3.13, que mostra os resultados dos teste traço e do maior autovalor, e da figura 3.5 conclui-se que o posto da matriz Π é igual a um, o que significa que existe uma única relação estável de longo prazo entre as variáveis presentes no sistema, ou seja, entre saldo comercial (fc), taxa de câmbio real (tcr), renda interna (yd) e renda externa (yeu). Na tabela 3.14 pode-se verificar que o vetor de co-integração é dado pela primeira linha da matriz β. A primeira linha de α dá os pesos com que cada vetor de co-integração entra em cada equação, enquanto cada coluna de α revela com que peso um determinado vetor de co-integração entra em cada uma das equações que compõe o modelo. Observe que o primeiro vetor de co-integração só entra com grande peso na equação do saldo comercial.

3.5. Testes de Exogeneidade Fraca para o Saldo Comercial - Teste sobre α

Para que a primeira equação do sistema analisado na seção anterior, correspondente a equação condicional do sistema[79], possa ser usada isoladamente como modelo do saldo comercial é necessário testar se as demais equações do sistema, as equações marginais, são exógenas fraca com relação aos parâmetros de interesse da equação condicional. Assim, primeiro é preciso testar o número de vetores de co-integração, o que já foi feito na seção 3.4, quando se mostrou que o posto da matriz Π é igual a um, e em segundo lugar é preciso testar em quais equações do sistema estes vetores entram. Hendry & Mizon (1990) mostram que se um vetor de co-integração entrar somente em uma equação do sistema então as demais equações são exógenas fraca com relação a estes parâmetros. O que pode ser verificado testando os valores de α_{ij} que compõem a matriz α.

Assim, dado que para o sistema estimado existe apenas um vetor de co-integração, r=1, basta testar se os pesos com que este vetor entra em cada uma das demais equações, exclusive o saldo comercial, são zero. O que implica em testar $\alpha = A\psi$, quando

$A = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$, hipótese que não é rejeitada conforme mostrado na tabela abaixo.

TABELA 3.15 - Resultados da restrição sobre α: matrizes β' normalizada

autovalor	α' (matriz de ajustamento)	β' (matriz de vetores cointegrantes)	teste LR , posto=1: Qui2(3)
0.287335	-0,3478 0,00 0,00 0,00	1,00 -0.89 0.716 -0,325	4,3324 [0,2277]

Deste modo, com base nestes resultados é possível modelar a equação do saldo comercial somente com a equação condicional, sem perda de generalidades ao desconsiderar as equações marginais, pois os testes indicam que os parâmetros são variação livre.

3.6 TESTES SOBRE β

Os valores de β podem ser testados de acordo com H_4 em que $\beta = H\varphi$, e por H_5 em que se impõe restrições gerais sobre α e β simultaneamente. A idéia é testar se o coeficiente de longo prazo associado a variável renda externa, yeu, é igual zero. Os resultados dos teste são mostrados na tabela 3.16.

TABELA 3.16 – Resultados da restrição sobre α e β: matrizes β' normalizada

α' (matriz de ajustamento)	β' (matriz de vetores co-integrantes)	teste LR , posto=1: Qui2(3)
-0,5583 0,00 0,00 0,00	1,00 -0.9012 0.4567 0,000	4,6706 [0,3228]

Observe que esta hipótese nula não é rejeitada o que implica que a renda externa não afeta o saldo comercial no longo prazo. Em seguida é testado se o coeficiente associado à variável renda interna também é igual a zero, isto é, testa-se se a renda externa e interna são iguais a zero conjuntamente. Hipótese esta que também não é rejeitada, conforme se verifica na tabela 3.17. Estes resultados sugerem que com relação ao saldo comercial os agentes tendem a olhar mais para o câmbio no longo prazo, enquanto as rendas são mais importantes na dinâmica de curto prazo. Economicamente pode ser pouco

razoável supor que o aumento da renda interna tenda a piorar o saldo comercial indefinidamente, assim este resultado se justificaria.

TABELA 3.17 - Resultados da restrição sobre α e β: matrizes β' normalizada

α' (matriz de ajustamento)	β' (matriz de vetores cointegrantes)	teste LR , posto=1: Qui2(3)
-0,6356 0,00 0,00 0,00	1,00 -0.7775 0.000 0,000	6,4586 [0,2641]

3.7 MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS

Com base no vetor de co-integração da tabela 13.7 montou-se o mecanismo de correção de erros da seguinte maneira:

$$mce = fc_{t-1} - 0{,}7775.tcr_{t-1} \qquad (3.7.1)$$

Em seguida, estimou-se por mínimos quadrados ordinários, o modelo irrestrito de correção de erros proposto por Engle & Granger (1987), conforme modelo (3.7.2), cujos resultados são mostrados na tabela 3.1.8.

$$\Delta fc_t = c + \sum_{i=0}^{2} \phi_i d_{t-i} + \sum_{i=1}^{4} \theta_i \Delta fc_{t-i} + \sum_{i=0}^{4} \varpi_i \Delta tcr_{t-i} + \sum_{i=0}^{4} \delta_i \Delta yd_{t-i} + \sum_{i=0}^{4} \rho_i \Delta yeu_{t-i} + \gamma mce_{t-1} \quad (3.7.2)$$

sendo que $\phi_i, \theta_i, \varpi_i, \delta_i, \rho_i, \gamma_i$ são os coeficientes associados as variáveis e d_{t-i} representa as variáveis *dummies* sazonais centradas na média.

TABELA 3.18 - Resultados do modelo de correção de erros irrestrito

Variável	Defasagem 0	defasagem 1	defasagem 2	defasagem 3	defasagem 4
Δfc_{t-i}	-1	0,18134 (1,293)	0,098001 (0,717)	0,021562 (0,179)	0,23186 (2,086)
Δtcr_{t-i}	0,095318 (0,597)	-0,061874 (-0,319)	-0,14441 (-0,801)	-0,21290 (-1,245)	0,15234 (0,910)
Δyd_{t-i}	-1,0898 (-1,837)	-2,0933 (-3,168)	-0,13297 (-0,186)	-0,32699 (-0,452)	-0,001333 (-0,002)
Δyeu_{t-i}	3,6333 (1,928)	0,29341 (0,154)	-0,67878 (-0,355)	2,5019 (1,325)	1,5881 (0,989)
d_{t-i}	0,033141 (0,262)	0,24380 (1,725)	0,27075 (2,241)		
c	0,85882 (4,283)				
mcev2		-0,62543 (-4,287)			

T=75; R^2= 0,722; F(23,51)=5,7625 [0,0000]; σ=0,110402; DW=1.99

Os testes de especificação do modelo são mostrado na tabela seguinte. Não existe normalidade nos resíduos, o que era esperado, pois partiu-se de um VAR irrestrito que não apresentava resíduos gaussianos.

TABELA 3.19 - Testes de especificação para o mce irrestrito

ARCH 4 F(4,43)	AR 1-5 F(5, 46)	Normalidade Qui-quadrado	Xi^2 F(43,7)	RESET F(1,50)
0,053087[0,9945]	1,0266 [0,4133]	10,059 [0.0065]**	0,35572 [0,9832]	1,1684[0,2849]

Valores de probabilidade nos parênteses.
** 1% de significância.

A figura 3.6 mostra a estabilidade do modelo de acordo com as projeções crescente e decrescente do teste de Chow a 1 % de significância. A estabilidade do modelo ao longo do período analisado é uma indicação de boa especificação e de que realmente existe exogeneidade fraca das variáveis marginais com relação aos parâmetros de interesse do saldo comercial. O teste de previsão de Chow consiste num teste F para testar a estabilidade estrutural no modelo, comparando os resíduos de um determinado intervalo da amostra com os de outro, quando se faz previsões. O teste de Chow com horizonte crescente (N↑) aumenta gradativamente o tamanho do período de previsão a ser estimado e o de horizonte decrescente (N↓) o reduz. O primeiro gráfico da figura 3.6 mostra o teste de previsão de Chow um passo a frente, o segundo mostra o teste com horizonte decrescente e o terceiro é o de horizonte crescente. Note que o quarto trimestre de 1986 é um período crítico para a equação do saldo comercial, quando se verifica uma quebra ocasionada pela antecipação da política cambial. Este ponto fora do gráfico pode ser a causa da não normalidade dos resíduos da equação do saldo comercial.

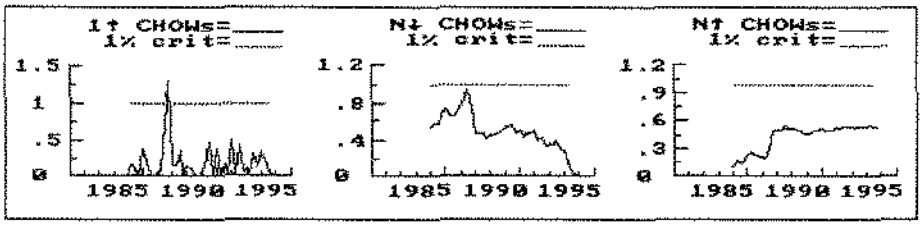


Figura 3.6 Testes de Chow

3.7.1. Redução do modelo irrestrito

Partindo-se do modelo de correção de erros irrestrito, mostrado na tabela 3.18, reduziu-se o mesmo, tirando-se as variáveis não significativas. Para estas reduções foi usado o critério da menor variância residual medido pelo teste F, que impõe restrições sobre os coeficientes não significativos, isto é, que sejam iguais a zero. O modelo resultante é mostrado a seguir.

$$\Delta\hat{fc}_t = \underset{(6.412)}{0.689} + \underset{(1.249)}{0.122}\Delta fc_{t-1} + \underset{(2.642)}{0.209}\Delta fc_{t-4} - \underset{(-1.314)}{0.162}\Delta tcr_{t-3} + \underset{(1.995)}{0.244}\Delta tcr_{t-4} - \underset{(-2.396)}{1.136}\Delta yd_t - \underset{(-3.782)}{1.710}\Delta yd_{t-1}$$
$$+ \underset{(2.585)}{2.990}\Delta yeu_{t-1} + \underset{(2.921)}{2.620}\Delta yeu_{t-3} + \underset{(3.855)}{0.251}d_{t-1} + \underset{(3.619)}{0.241}d_{t-2} - \underset{(6.327)}{0.501}mce_{t-1} \qquad (3.7.3)$$

$R^2 = 0.705304$ $F(11, 63) = 13.707$ [0.0000] $\sigma = 0.102296$ DW = 2.07
RSS = 0.6592620078 for 12 variáveis e 75 observações

O modelo resultante se revelou instável conforme se verifica na figura 3.7. Os parâmetros estimados recursivamente não são constantes ao longo do período analisado, pois, os valores finais dos parâmetros, tais como o associado à variável mecanismo de correção de erros e a primeira diferença defasada da renda interna, não se encontram dentro do intervalo de confiança inicial. Além disso, as estatísticas do teste de Chow revelam instabilidade nos resíduos da equação a 1% de significância.

A instabilidade do modelo (3.7.3) pode ter várias origens. Uma má especificação pode ser a causa desta instabilidade, pois pode ser que variáveis importantes para explicar o saldo comercial brasileiro não tenham sido consideradas. A forma funcional pode também estar incorreta[80], pois ao utilizar o logaritmo das variáveis supõe-se que as elasticidades preço e rendas são constantes ao longo de todo o período, o que é pouco provável para o caso do Brasil. Deve-se considerar a possibilidade de que os resíduos do VAR não gaussianos tenham afetado a estabilidade do modelo.

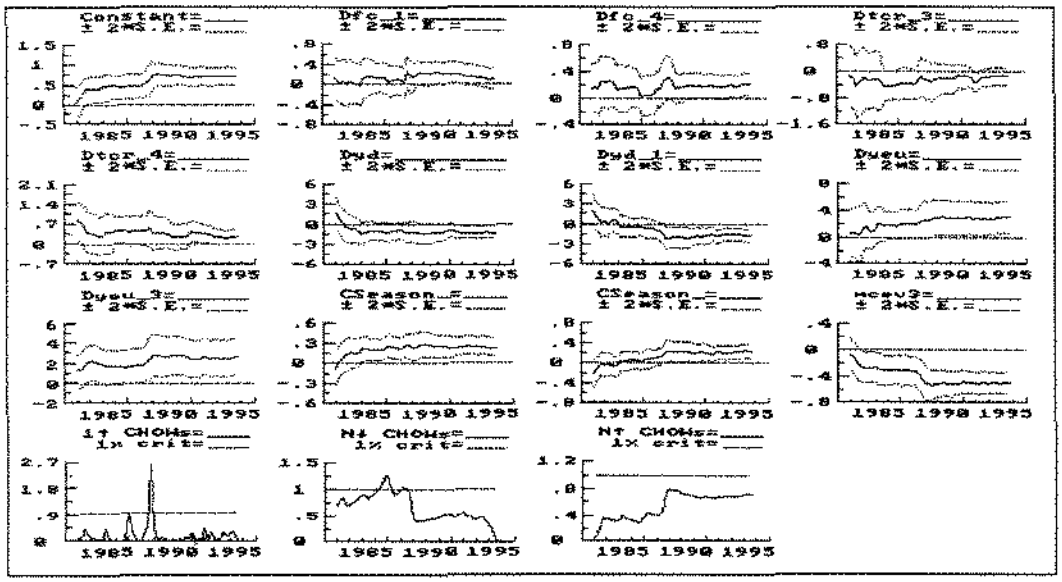


Figura 3.7 Evolução recursiva dos coeficientes do modelo reduzido e Testes de Chow

A não constância dos parâmetros do modelo (3.7.3) dá indícios de que as variáveis marginais não são exógenas fraca em relação aos parâmetros da equação do saldo

comercial. O que é um resultado contraditório com os resultados obtidos pelo procedimento de Johansen. Mas, deve-se lembrar que, embora os testes de Johansen sejam mais potentes, só valem para modelos bem especificados, o que não parece ser o caso.

Portanto, o modelo de saldo comercial, com base em seus determinantes tradicionais, obtido por um procedimento econométrico que permite aos dados "falarem" por si, não se constitui numa boa representação para o saldo comercial brasileiro para o período entre 1974 e 1993.

3.8 UM EXERCÍCIO COM AS RENDAS

Embora o modelo (3.7.3) seja instável, o modelo irrestrito (3.7.2) apresenta estabilidade a um nível de significância de 1%. Assim, pode-se fazer um exercício comparativo impondo restrições sobre os coeficientes associados as variáveis rendas, para testar se estes são iguais a zero. A idéia é testar se estas variáveis podem ser retiradas do modelo sem grandes perdas ou se são importante para explicar os fluxos de comércio no Brasil.

Para testar as restrições sobre determinados coeficientes pode-se usar as estatísticas de Wald. O programa PcFiml apresenta uma rotina para a redução de modelos, *Progress*, cujas principais critérios são: o número de parâmetros, a soma dos quadrados dos resíduos, a equação de desvio padrão, o critério de Schwarz e testes F para cada eliminação condicional no estágio prévio. Os resultados para a redução do modelo (3.7.2) para o modelo (3.7.4) abaixo é mostrado na tabela 3.21. A tabela 3.20 mostra os valores das estimativas dos coeficientes do modelo (3.7.4)

$$\Delta fc_t = c + \sum_{i=0}^{2} \phi_i d_{t-i} + \sum_{i=1}^{4} \theta_i \Delta fc_{t-i} + \sum_{i=0}^{4} \omega_i \Delta tcr_{t-i} + \gamma mce_{t-1} \qquad (3.7.4)$$

TABELA 3.20 - Resultados do modelo de correção de erros irrestrito

Variável	defasagem 0	defasagem 1	defasagem 2	defasagem 3	defasagem 4
Δfc_{t-i}	-1	0,21634 (1.532)	-0,01465 (-0,107)	0,06513 (0,553)	0,21311 (1,948)
Δtcr_{t-i}	-0,145124 (-0,912)	0,10845 (0,569)	0,042762 (0,226)	-0,19283 (-1,078)	0,19265 (1,107)
d_{t-i}	0,034049 (0,629)	0,13151 (2,530)	0,022133 (0,426)		
c	0,64135 (3,547)				
mcev2		-0,46361 (-3,555)			

T=75; R^2= 0,564; F(13,61)=6,0707 [0,0000]; σ=0,126445; DW=1.97

TABELA 3.21 Resultados de Testes de Redução de modelos

modelo	T	k	g.l.	RSS	σ	Schwarz	Teste F redução de modelo
3.7.4	75	14	61	0.9715	0.1262	-3.5405	modelo 3.72 p/ 3.74
3.7.2	75	24	51	0.6089	0.10927	-3.4319	F(10, 51)=3.0362[0.0043]**

** nível de significância de 1%
k número de parâmetros
g.l. graus de liberdade

Pela tabela 3.20 pode-se verificar a rejeição da hipótese nula de que o modelo reduzido é melhor a um nível de significância de 1%. A especificação do modelo não melhora quando se retira as rendas interna e externa, suas defasagens e as defasagens das primeira diferenças das mesmas. Assim, os testes revelam que o modelo (3.7.2) é uma melhor especificação da diferença do saldo comercial do que o modelo (3.7.4). O que implica que as variáveis renda interna e renda externa são relevantes para explicar a dinâmica de curto prazo do saldo comercial. Devem, portanto, estar presentes no VAR do qual se pretende extrair modelo para o saldo comercial brasileiro.

4 UM MODELO ESTÁVEL E SUPERXOGENEIDADE

Este capítulo apresenta um exercício de co-integração com a utilização de variáveis *dummies* pontuais com o objetivo de captar os valores aberrantes, que possivelmente estejam desestabilizando o modelo de correção de erros obtido no capítulo 3 para o saldo comercial brasileiro.

O modelo de saldo comercial resultante, depois da introdução destas variáveis *dummies*, apresenta parâmetros constantes. Com base neste modelo testa-se a superexogeneidade, ou invariância, dos parâmetros deste modelo condicional a intervenções nos parâmetros do modelo marginal.

4.1 UM VAR COM DUMMIES DE INTERVENÇÃO

Sob a hipótese das séries de tempo utilizadas num VAR serem integradas de primeira ordem as distribuições assintóticas dos coeficientes são tabuladas, por Johansen, para cinco casos específicos da matriz de constantes, conforme seção 3.1.1.c. Deste modo, o procedimento de Johansen fica restrito a estas cinco modalidades ou adicionalmente a introdução de variáveis *dummies* sazonais centradas, uma vez que estas não impõem valores as séries individualmente por somarem zero ao longo do ano.

Entretanto, muitos trabalhos empíricos introduzem *dummies* pontuais para captar alguns pontos cujo comportamento estão muito fora do padrão médio e que, portanto, podem trazer problemas para a estimação do VAR. Este procedimento fica um pouco comprometido quando se usa as estatísticas tabuladas por Johansen, de modo que seria necessário simular as distribuições para as quais convergiriam as estatísticas caso estas variáveis fossem incluídas no modelo. Porém, dada a grande dificuldade para se obter tais estimativas é usual incluir tais variáveis *dummies* pontuais e se os testes de co-integração indicarem a existência de pelo menos uma relação estável de longo prazo pode-se aceitar tal hipótese como verdadeira, pois a introdução desta variável tende a tornar o limite superior da distribuição maior do que o das distribuições tabuladas por Johansen. O problema surge quando o teste rejeita a existência de pelo menos uma relação de co-integração, neste caso, pode-se estar rejeitando a co-integração quando ela é verdadeira.

4.1.1. VAR

Assim, assumindo os riscos que este procedimento possa implicar, estimou-se um VAR com as mesmas variáveis, na forma de logaritmos, usadas no capítulo 3 - fluxo de comércio (fc), taxa de câmbio real (tcr), renda interna (yd) e renda externa (yeu), todas defasadas em cinco trimestres, além de variáveis *dummies* sazonais centradas e constante - e mais três variáveis *dummies* pontuais, introduzidas de maneira irrestrita. As *dummies* introduzidas com o objetivo de estabilizar o modelo do saldo comercial foram: o primeiro trimestre de 1985, que basicamente refletiu a grande aceleração inflacionária do último trimestre de 1984[81] , o que parece ter afetado sensivelmente o saldo comercial real; o quarto trimestre de 1986, refletindo a antecipação de importações e postergação das exportações causadas pela expectativa de que o câmbio seria desvalorizado amplamente com a implementação do plano Cruzado II; e o primeiro trimestre de 1990, refletindo o início da abertura comercial e a os momentos prévios ao início do governo Collor. Os resultados de especificação de modelo e dos testes de co-integração são mostrados nas tabelas 4.1 e 4.2.

TABELA 4.1 - Testes de especificação

Vetor portmanteau 9 lags	Vetor AR 1-5 F(80, 108)	Vetor Normalidade Qui-quadrado	Vetor Xi^2 F(400; 29)
116,28	0,90883 [0,6705]	44,275 [0.0000]**	0,03767 [1,0000]

Valores de probabilidade nos parênteses.
** 1% de significância.

Os testes de especificação revelam uma melhora na normalidade dos resíduos, ainda que se continue rejeitando a hipótese de normalidade dos resíduos com 1% de significância, com a introdução desta variável pontual. O valor da estatística cai de 54,356 conforme tabela 3.12 para 44,275 conforme tabela 4.1.

TABELA 4.2 - Testes do traço e do maior autovalor com e sem correção dos graus de liberdade

H0: posto=r	-Tlog(1-λ)	usando T - pm	95%	-Talg(1-λ)	usando T - pm	95%
r = 0	42,28**	31,15*	27,1	69,23**	50,77**	47,20
r <= 1	19,4	14,23	21.0	26,76	19,62	29,7
r <= 2	6,50	4,76	14.0	7,35	5,39	15,4
r <= 3	0,85	0,62	3,8	0,85	0,62	3,8

* rejeita-se a hipótese nula, H_0, com 5%, *, e 1%, **, de significância

A tabela 4.2 revela que os testes não rejeitam a existência de um vetor de co-integração, situação favorável do ponto de vista de se estar introduzindo variáveis *dummies*

pontuais. Os vetores de co-integração e de pesos podem ser verificados na tabela 4.3 abaixo.

TABELA 4.3 - Resultados de co-integração: matrizes α e β' normalizadas

autovalores	equa	α (matriz de ajustamento)				β'(matriz de vetores co-integrantes)			
0,432401	fc	-0,625	0,012	0,227	-0,001	1,00	-0,92	-0,09	0,20
0,227928	tcr	0,058	-0,037	0,202	0,064	0,26	1,00	-5,68	1,24
0,083047	yd	0,043	0,029	-0,055	0,008	0,16	-0,10	1,00	-1,29
0,011321	yeu	0,009	-0,006	0,042	-0,001	-0,27	-0,18	-0,55	1,00

A tabela 4.3 revela que o primeiro vetor, que é o vetor de interesse, não apresenta os sinais dos coeficientes associados as variáveis renda interna e externa esperados. Porém, continua-se com o exercício devido ao fato destas duas variáveis não entrarem na dinâmica de longo prazo do modelo de correção de erros, já que seus valores aparentemente não são significativamente diferentes de zero, o que será verificado nos testes apresentados na seção 4.1.2.

4.1.2. Teste sobre α e Testes sobre β

Conforme procedimento explicado na seção 3.1.2 testou-se a exogeneidade fraca das variáveis taxa de câmbio real (tcr), renda interna (yd) e renda externa (yeu) com relação aos coeficientes de longo prazo da equação do saldo comercial (fc) sob a hipótese de existir somente um vetor de co-integração. Os resultados são mostrados abaixo, onde se verifica que não se rejeita a hipótese nula de existir exogeneidade fraca, o que implica que o saldo comercial pode ser modelado somente pela equação condicional sem perda de informações relevantes.

TABELA 4.4 - Resultados da restrição sobre α: matrizes β' normalizada

autovalor	α' (matriz de ajustamento)				β' (matriz de vetores cointegrantes)				Teste LR , posto=1: Qui2(3)
0.411326	-0,589	0,00	0,00	0,00	1,00	-0.9882	-0,381	-0,1825	2,7343 [0,4344]

Sob a hipótese de existir um único vetor de co-integração e existir exogeneidade fraca das equações marginais em relação aos parâmetros do modelo de saldo comercial, o passo seguinte é testar se os coeficientes associados as variáveis rendas são iguais a zero, resultado que não é rejeitado pelos testes.

TABELA 4.5 - Resultados da restrição sobre α e β: matrizes β' normalizada

α' (matriz de ajustamento)				β' (matriz de vetores cointegrantes)				teste LR , posto=1: Qui2(3)
-0.6518	0,00	0,00	0,00	1,00	-0.8068	0,000	0,000	4,6706 [0,3228]

4.1.3. Modelo de Correção de Erros

Com base na relação de co-integração mostrado na tabela 4.5, montou-se o mecanismo de correção de erros, denominado por $mcer_{t-1}$ conforme mostrado abaixo.

$$mcer_{t-1} = fc_{t-1} - 0{,}8068.tcr_{t-1} \qquad (4.1.1)$$

Na seqüência, estimou-se o modelo de correção de erros irrestrito por MQO e também pelo método de Mínimos Quadrados Recursivos[82] (MQR), dado pela equação abaixo.

$$\Delta fc_t = c + \vartheta_1 D85(1) + \vartheta_2 D86(4) + \vartheta_3 D90(1) + \sum_{i=0}^{2} \phi_{.i} d_{t-i} + \sum_{i=1}^{4} \theta_i \Delta fc_{t-i} +$$

$$+ \sum_{i=0}^{4} \omega_i \Delta tcr_{t-i} + \sum_{i=0}^{4} \delta_i \Delta yd_{t-i} + \sum_{i=0}^{4} \rho_i \Delta yeu_{t-i} + \gamma mcer_{t-1} \qquad (4.1.2)$$

Em que ϑ_i, $\phi_i, \theta_i, \varpi_i, \delta_i, \rho_i, \gamma_i$ são os coeficientes associados às variáveis, *D99(.)* representa as variáveis *dummies* pontuais, o número ao lado desta variável indica o ano e o número entre parênteses refere-se ao trimestre, e d_{t-1} as variáveis *dummies* sazonais centradas.

Os resultados dos testes[83] revelaram que o modelo é estável e não apresenta nenhum problema de especificação ou correlação dos resíduos.

A redução seqüencial do modelo (4.1.2), da defasagem mais distante até a mais próxima, utilizando critérios de informação já descritos no capítulo 3, resulta no seguinte modelo.

$$\Delta fc_t = \underset{(8.659)}{0.553} + \underset{(3.040)}{0.190}\Delta fc_{t-4} - \underset{(-1.385)}{0.134}\Delta tcr_{t-3} - \underset{(-2.528)}{0.955}\Delta yd_t - \underset{(-4.499)}{1.466}\Delta yd_{t-1} + \underset{(4.393)}{4.077}\Delta yeu_t +$$

$$+ \underset{(3.839)}{2.883}\Delta yeu_{t-4} - \underset{(-2.906)}{0.243}D85(1) - \underset{(-5.467)}{0.456}D86(4) - \underset{(-3.958)}{0.337}D90(1) - \underset{(-8.345)}{0.499}mcer_{t-1} + \underset{(4.072)}{0.212}d_{t-1} + \underset{(4.344)}{0.195}d_{t-2}$$

(4.1.3)

$R^2 = 0.824213$ $F(12, 62) = 24.225$ [0.0000] $\sigma = 0.07964$ DW = 1.89
RSS = 0.3932517 for 13 variáveis e 75 observações

O modelo (4.1.3) apresenta bons resultados com relação aos resíduos e forma de especificação, conforme tabela 4.6. As variáveis pontuais realmente são significativas, valores abaixo dos coeficientes são os valores das estatistica t-Student, e importantes para descrever o saldo comercial. Os resíduos são gaussianos e não apresentam problemas de heteroscedasticidade na variância.

TABELA 4.6 - Testes de especificação para o mce restrito

ARCH 4 F(4,54)	AR 1-5 F(5, 57)	Normalidade Qui-quadrado	Xi^2 F(22,39)	RESET F(1,61)
1,544 [0,2026]	0,5148 [0,7639]	3,5022 [0,1736]	0,5351 [0,9397]	2,0072 [0,1616]

Valores de probabilidade nos parênteses.
** 1% de significância.

A estabilidade do modelo (4.1.3) pode ser verificada na figura 4.1. Verifica-se que embora alguns coeficientes não terminem dentro de sua banda inicial os testes de Chow não apresentam quebras significativas a um nível de significância de 1%.

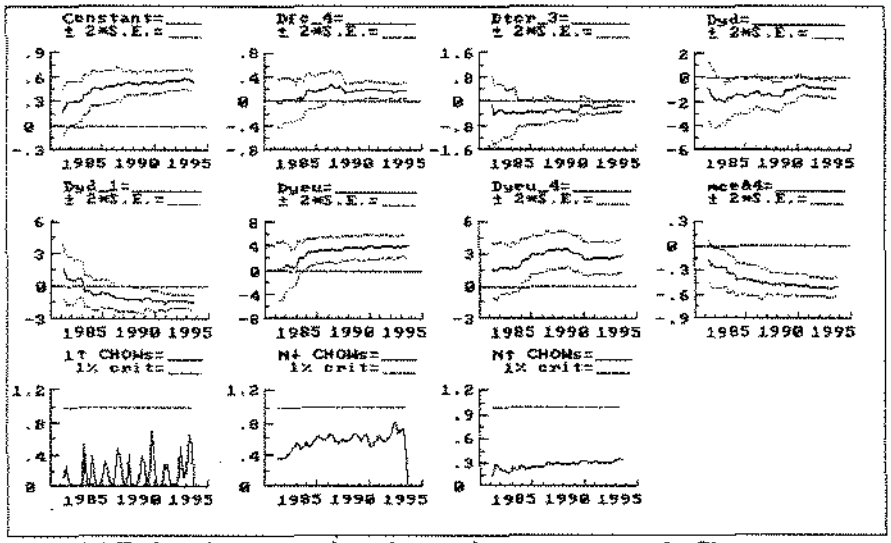


Figura 4.1 Estimativas recursivas dos parâmetros e testes de Chow

Estes resultados são mais coerentes com relação aos resultados de exogeneidade fraca obtidos na seção 4.1.2 pelos testes de Johansen, pois ambos apontam para a existência de certa estabilidade no modelo de saldo comercial determinando por taxa de câmbio real e rendas reais. Deste modo, a introdução de variáveis para captar pontos aberrantes é crucial para a determinação de modelo para os fluxos de comércio no país.

Com base neste modelo, então, serão realizados alguns testes de superexogeneidade com intuito de se fazer inferência sobre política cambial. Todavia, não se pode perder de vista que os resultados obtidos até aqui devem ser tomados com reservas, dada a grande quantidade de intervenções na economia durante o período analisado e o processo inflacionário acirrado que o permeou. Estes dois fatores provocaram tantas distorções e quebras nas séries que torna-se muito problemático qualquer tentativa de tratamento estatístico destas.

4.2 SUPEREXOGENEIDADE

Superexogeneidade é o conceito sob o qual se soma a invariância dos parâmetros da equação condicional ϕ_1 em relação aos da equação marginal ϕ_2 à condição de exogeneidade fraca, explicitada na seção 3.1.2.a. A noção de invariância de parâmetros difere da noção de variação livre, associada ao conceito de exogeneidade fraca, por tratar da relação entre eles também fora do modelo estudado.

A racionalidade do conceito de superexogeneidade[84] é a de que um modelo não pode ser usado para prescrever política econômica se esta alterar o modelo sob o qual estava baseada, já que neste caso o resultado não será o previsto inicialmente. Assim, a superxogeidade está associado a idéia dos parâmetros sejam invariantes a uma classe de intervenções.

Hendry (1995) estabelece a relação[85] entre ϕ_1 e ϕ_2 para definir o conceito de superxogeneidade. Segundo ele, uma intervenção que ocorra em t e afete o processo gerador de dados (PGD) do modelo $D_X(x_t/\mathbf{X}_{t-1},\theta)$ é definida como uma ação $\delta_t \in \mathrm{A}_t$, sendo A_t um conjunto de ações possíveis que alteram o valor corrente de θ para um valor diferente $\theta_t = g(\theta,\delta_t)$. Estabelece também $C^{\delta}(t)$ como uma classe (limitada) de intervenções em t sobre $D_X(x_t/\mathbf{X}_{t-1},\theta)$ que podem afetar potencialmente θ da seguinte maneira: $C^{\delta}(t) = \{\delta_t : \theta_t = g(\theta,\delta_t), \delta_t \in A_t\}$, o que implica em $C^{\delta} = \{C^{\delta}(t), t = 1,....,T\}$.

Possíveis intervenções, de acordo com Hendry, seriam mudanças de políticas monetárias, fiscais e cambiais, além de desregulamentações, nacionalizações, guerras, invenções e inovações tecnológicas e financeiras. Assim, como o PGD é um mecanismo observado, seus parâmetros podem ser afetados por várias formas de intervenção. Deste modo, para definir a invariância de qualquer subconjunto de θ, ou de uma transformação sua ϕ, sobre C^{δ}, restringi-se a classe de possíveis intervenções consideradas limitando os conjuntos de ações $\{A_t, t = 1,....,T\}$, de tal maneira que as mais relevantes presentes no conjunto descreva as mudanças nos processos marginais ocasionadas por aqueles agentes políticos que controlam ϕ_2. Então, a definição de invariância é a de que ϕ_1 é invariante a uma classe de intervenções C^{ϕ_2} se ϕ_1 for constante sobre o período em que C^{ϕ_2} se aplica.

4.3 TESTES DE SUPEREXOGENEIDADE DE ENGLE E HENDRY

Os testes de superexogeneidade propostos por Engle & Hendry (1993) consistem em testar a significância de alguns componentes do modelo marginal no modelo condicional. Se estes forem insignificantes não se rejeita a hipótese nula do modelo apresentar superexogeneidade das variáveis marginais em relação aos parâmetros da equação condicional.

A apresentação destes testes requer alguns conceitos preliminares. Assim, seja uma distribuição normal conjunta de duas variáveis (y_t, z_t) condicionada no conjunto informação $\mathbf{X}_{t-1}$, que incorpora o passado das duas variáveis e de outras variáveis w_t.

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} \Big| \mathbf{X}_{t-1} \sim N\left(\begin{pmatrix} \mu_t^y \\ \mu_t^z \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_t^{yy} & \sigma_t^{yz} \\ \sigma_t^{yz} & \sigma_t^{zz} \end{pmatrix} \right) = N(\mu_t, \Sigma_t) \qquad (4.3.1)$$

O modelo condicional da distribuição conjunta acima é dado por,

$$y_t | z_t, \mathbf{X}_{t-1} \sim N\left(\varsigma_t \left(z_t - \mu_t^z\right) + \mu_t^y, \varpi_t\right) \qquad (4.3.2)$$

onde $\varsigma_t = \sigma_t^{yz} / \sigma_t^{zz}$ e $\omega_t = \sigma_t^{yy} - (\sigma_t^{yz})^2 / \sigma_t^{zz}$

Os autores, então, postulam uma relação comportamental teórica (4.3.3), onde os parâmetros de interesse são β e γ - uma vez que têm como objetivo testar se uma equação do tipo $y_t = \beta z_t + w_t' \gamma + \varepsilon_t$ apresenta características de exogeneidade - e além disso C^{ϕ_2} é uma classe de eventos , segundo a qual o parâmetro β possa variar.

$$\mu_t^y = \beta_t(C^{\phi_2})\mu_t^z + w_t' \gamma, \quad \text{com } w_t \in \mathbf{X}_{t-1} \qquad (4.3.3)$$

Substituindo (4.3.3) em (4.3.2), tem-se:

$$y_t | z_t, \mathbf{X}_{t-1} \sim N\left(\beta(C^{\phi 2})_2 t + w_t' \gamma + \left(\varsigma_t - \beta(C^{\phi_2})\right)\left(z_t - \mu_t^z\right), \varpi_t\right) \qquad (4.3.4)$$

O modelo acima relaciona o modelo condicional com o conjunto de variáveis $w_t \in \mathbf{X}_{t-1}$. Assim, para que os parâmetros de interesse sejam estimados só utilizando o modelo condicional são necessárias três condições:

a) Exogeneidade fraca de z_t com relação aos parâmetros de interesse. O que requer que μ_t^z e σ_t^{zz} não entrem no modelo condicional, o que ocorre quando $\varsigma_t = \beta_t(C^{\phi_2})$.

b) Coeficientes de regressão constantes, o que requer que $\varsigma_t = \varsigma$ para todo t. Esta condição impõe que a correlação entre os erros e a variância de z_t sejam constante ao longo do tempo.

c) Invariância de β com relação a potenciais mudanças em ϕ_2, o que requer que $\beta_t(C^{\phi_2}) = \beta_t$, para qualquer t, quando β_t pode variar ao longo do tempo independente das variações em ϕ_2.

Se as três condições forem satisfeitas, então, $\varsigma = \beta$ para todo t e o modelo condicional (4.2.4) fica reduzido ao modelo simplificado abaixo, que corresponde a hipótese nula do teste proposto por estes autores.

$$y_t|z_t, \mathbf{X}_{t-1} \sim N(\beta z_t + w_t'\gamma) \qquad (4.3.5)$$

Note que o conceito de superexogeneidade corresponde a satisfação somente dos itens a) e c), mas como na prática é muito difícil trabalhar sem se ter constância de parâmetros, as três condições são exigidas.

Para ter um conjunto amplo como sendo a hipótese alternativa do teste de superexogeneidade Engle e Hendry propõem que $\beta_t(C^{\phi_2})$ em (4.3.3) seja função do primeiro e segundo momentos de z_t ,(μ_t^z, σ_t^{zz}). Fazem, então, uma aproximação por expansão de Taylor de primeira ordem, que resulta na expressão abaixo.

$$\beta(\mu_t^z, \sigma_t^{zz})\mu_t^x = \beta_0\mu_t^z + \beta_1(\mu_t^z)^2 + \beta_2\sigma_t^{zz} + \beta_3\sigma_t^{zz}\mu_t^z \qquad (4.3.6)$$

Substituindo (4.3.6) em (4.3.3) tem-se,

$$\mu_t^y = \beta_0\mu_t^z + \beta_1(\mu_t^z)^2 + \beta_2\sigma_t^{zz} + \beta_3\sigma_t^{zz}\mu_t^z + w_t'\gamma \qquad (4.3.7)$$

Assim, sob a hipótese nula de invariância $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ e $\beta_0 = \beta$. Substituindo (4.3.7) no modelo condicional (4.3.2) tem-se o modelo da hipótese alternativa, mostrado abaixo.

$$y_t|z_t, \mathbf{X}_{t-1} \sim N(z_t\beta_0 + w_t'\gamma + (\varsigma_t - \beta_0)(z_t - \mu_t^z) + \beta_1(\mu_t^z)^2 + \beta_2\sigma_t^{zz} + \beta 3\mu_t^z\sigma_t^{zz}, \varpi) \quad (4.3.8)$$

Com base nesta hipóteses, Engle e Hendry estabelecem os testes de exogeneidade em dois casos distintos:

A) QUANDO Σ_t É CONSTATE

Se em princípio $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$, o teste de superxogeneidade se reduz a um teste de exogeneidade fraca, quando o modelo da hipótese alternativa se transforma em (4.3.9). E o teste consiste em testar a significância de $(z_t - \mu_t^z)$ nesta equação.

$$y_t|z_t, \mathbf{X}_{t-1} \sim N(z_t\beta_0 + w_t'\gamma + (\varsigma_t - \beta_0)(z_t - \mu_t^z), \varpi) \qquad (4.3.9)$$

Para construir os testes, os autores definem, que μ_t^z deve ser parametrizado, de maneira que exista um conjunto de instrumentos W_t, que inclui w_t, e descreve a média de z_t como

$$z_t = W_t'\pi_z + \eta_t \qquad (4.3.10)$$

Deste modo, o teste LM de exogeneidade fraca testa a significância de η_t em (4.3.9), já que consiste numa estimativa de $(z_t - \mu_t^y)$.

Outro teste possível é introduzir uma parcela de W_t, denominada W_1, que não tenha sido introduzida em w_t no modelo conjunto e que seja observável, na forma de *dummies* de intervenção que capte possíveis mudanças de regimes em z_t, no modelo condicional. Se forem não significativas neste modelo é sinal que os parâmetros de interesse são invariantes com relação aos do modelo marginal.

Se $\beta_i \neq 0 (i = 1,2,3)$ o modelo da hipótese alternativa é o (4.3.8) e z_t em nível e elevado ao quadrado, então, deve-se testar por teste F a significância conjunta deste coeficientes.

B) QUANDO Σ_t NÃO É CONSTATE

Para testar a superexogeneidade usando (4.3.8) quando a matriz de covariâncias não é constante é preciso definir um padrão de comportamento para as variâncias. Engle e Hendry sugerem $\sigma_t^{yz} / \sigma_t^{zz} = \varsigma_t = \varsigma_0 + \varsigma_1 \sigma_t^{zz}$, de modo que rescrevendo aquela equação chega-se em (4.3.11), que também supõe que o processo marginal de z_t é o mesmo de (4.3.10).

$$y_t = z_t\beta_0 + w_t'\gamma + (\varsigma_0 - \beta_0)\hat{\eta}_t + \varsigma_1\sigma_t^{zz}\hat{\eta}_t + \beta_1 z_t^2 + \beta_2\sigma_t^{zz} + \beta_3 z_t\sigma_t^{zz} + \varepsilon_t \quad (4.3.11)$$

As três hipóteses ficam assim alteradas:

a) A exogeneidade fraca de z_t para β_0 equivale a testar se o coeficiente associado a η_t é significativo.

b) A constância de ς equivale a testar a significância de ς_1.

c) A invariância de β equivale a testar a se $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$.

4.4 APRESENTAÇÃO DE TESTES DE SUPEREXOGENEIDADE

Para testar a superexogeneidade dos parâmetros do modelo condicional a um conjunto de intervenções nos parâmetros do modelo marginal usou-se dois dos testes

propostos por Engle & Hendry (1993) descritos na seção anterior. A idéia de um deles é modelar as variáveis marginais - que se mostram significativas, em data corrente, na equação condicional - na forma de uma estrutura autoregressiva AR(p), com p defasagens, e incluir nestes modelos possíveis intervenções que possam ter afetado as respectivas variáveis. Estas intervenções dos modelos marginais, que tenham se mostrado significativas, são então introduzidas no modelo condicional para serem testadas. Caso a hipótese nula, de que são zero, não seja rejeitada nesta equação tem-se indícios de superexogeneidade. O outro teste consiste na introdução dos resíduos destes modelos marginais - na forma de seu quadrado ou modelando uma estrutura ARCH (*autoregressive conditional heteroskedasticity*) com um número limitado de defasagens - na equação condicional para captar outro possível tipo de intervenção, ocasionada pela variância.

O modelo condicional do saldo comercial brasileiro, mostrado na equação (4.1.3), embora razoavelmente estável apresenta alguns resultados que contrariam a teoria econômica. O primeiro é que a variável taxa de câmbio real não é significativa no período corrente no que se refere a dinâmica de curto prazo. Pode-se inferir que talvez os testes tenham captado o chamado efeito da curva J[86]. Uma outra incoerência é que as rendas internas e externas aparecem com sinais trocados na relação de longo prazo depois que foram introduzidas as *dummies* pontuais, embora sejam não significativas. Estas observações são pertinentes para lembrar os cuidados que devem ser tomados com relação aos resultados obtidos.

Feitas estas considerações, verifica-se na equação (4.1.3) que as variáveis correntes presentes no modelo são as rendas internas e externas. Assim, estimou-se um AR(4)[87] para a variável Δyd com *dummies* sazonais e com as seguintes intervenções: 1983.1 para captar o segundo choque do petróleo e a maxidesvalorização de 30% do câmbio que teve efeitos perversos sobre a inflação; 1985.3 refletindo a descompressão de preços, ocorrida depois do congelamento do governo da Nova República, aliado a uma grande quebra da safra agrícola em agosto deste ano; 1988.4 momento que antecedeu o Plano Verão e representando a perda de força do pacto social e arrefecimento da inflação; 1989.2 para captar os reflexos da implementação do Plano Verão; 1990.1 e 1990.2 período de antecedência e de implementação do Plano Collor; 1990.3 e 1990.4 conseqüências das medidas de abertura da economia e troca de moeda; 1991.2 reflexos do Plano Collor II; e 1993.3 introdução da moeda indexada URV (unidade real de valor).

Para a variável Δyeu estimou-se um AR(4) com *dummies* sazonais e *dummy* em 1983.1 para captar o segundo choque do petróleo. Estes modelos marginais, depois de feitas as reduções necessárias, são mostrados abaixo.

$$\Delta\hat{y}d_t = \underset{(2.270)}{0.005} + \underset{(3.189)}{0.279}\Delta yd_{t-1} - \underset{(-5.347)}{0.404}\Delta yd_{t-2} + \underset{(2.487)}{0.203}\Delta yd_{t-3} - \underset{(-3.725)}{0.046}d_t + \underset{(5.991)}{0.067}d_{t-1} - \underset{(-4.125)}{0.055}d_{t-2} - \underset{(-2.629)}{0.043}D83(1) +$$
$$+ \underset{(2.563)}{0.042}D85(3) - \underset{(-2.760)}{0.045}D88(4) + \underset{(2.569)}{0.043}D89(2) - \underset{(-3.118)}{0.053}D90(1) - \underset{(-3.841)}{0.066}D90(2) + \underset{(4.849)}{0.090}D90(3) - \underset{(-4.704)}{0.088}D90(4) +$$
$$+ \underset{(3.106)}{0.063}D91(2) - \underset{(-2.822)}{8809.9}D93(3) \qquad (4.4.1)$$

$R^2 = 0.94314$ F(16, 58) = 60.128 [0.0000] σ= 0.01585 DW = 1.92 AR 1 – 5 F(5,53)=0.6631 [0.6530]
RSS = 0.0145774 for 17 variáveis e 75 observações ARCH 4 F(4, 50)=0.54962[0.7001]
Normalidade QQ(2)=0.081025[0.9603] RESET F(1, 57)=2.1654[0.1467] QQ F(28,29)=0.526[0.9531]

$$\Delta\hat{y}eu_t = \underset{(2.904)}{0.085} + \underset{(7.576)}{0.534}\Delta yeu_{t-1} - \underset{(-1.718)}{0.112}\Delta yeu_{t-4} + \underset{(1.636)}{0.013}D83(1) - \underset{(-2.785)}{0.018}yeu_{t-1} \qquad (4.4.2)$$

$R^2 = 0.5126$ F(4, 70) = 18.409 [0.0000] σ= 0.0075 DW = 1.65 AR 1 – 5 F(5,65)=1.4472 [0.2194]
RSS = 0.004010 for 5 variáveis e 75 observações ARCH 4 F(4, 62)=0.29788[0.8783]
Normalidade QQ(2)=13.403[0.0012]** RESET F(1, 69)=2.7747[0.1003] QQ F(11,58)=0.426[0.938]

Os modelos marginais (4.4.1)[88] e (4.4.2) revelam que as variáveis *dummies* de intervenção são significativas[89] para os modelos marginais. Todavia, introduzindo-se tais variáveis de intervenção no modelo condicional verifica-se que estas não são significativas. O modelo (4.4.3) abaixo revela que as variáveis *dummies* pontuais que eram significativa na equação (4.1.3) continuam significativas, mas as *dummies* de intervenção tiradas dos modelos marginais não apresentam estatística de teste significativas, o que indica uma evidência de invariância de parâmetros entre modelos condicional e marginais.

$$\Delta fc_t = \underset{(7.311)}{0.526} + \underset{(3.165)}{0.213}\Delta fc_{t-4} - \underset{(-0.754)}{0.08}\Delta tcr_{t-3} - \underset{(-2.449)}{1.405}\Delta yd_t - \underset{(-3.360)}{1.494}\Delta yd_{t-1} + \underset{(4.049)}{3.990}\Delta yeu_t + \underset{(3.888)}{3.089}\Delta yeu_{t-4} +$$
$$- \underset{(-6.936)}{0.476}mcer_{t-1} - \underset{(-2.884)}{0.247}D85(1) - \underset{(-5.074)}{0.442}D86(4) - \underset{(-3.967)}{0.355}D90(1) + \underset{(3.693)}{0.264}d_{t-1} + \underset{(3.429)}{0.196}d_{t-2} + \underset{(0.547)}{0.048}D83(1) +$$
$$+ \underset{(0.894)}{0.07}D85(3) - \underset{(-1.217)}{0.110}D88(4) - \underset{(-0.047)}{0.004}D89(2) - \underset{(-0.647)}{0.065}D90(2) + \underset{(0.659)}{0.071}D90(3) - \underset{(-0.048)}{0.005}D90(4) +$$
$$- \underset{(-0.641)}{0.066}D91(2) + \underset{(1.602)}{8645.6}D93(3) \qquad (4.4.3)$$

$R^2 = 0.84372$ F(21, 53) = 13.625 [0.0000] σ= 0.08122 DW = 1.97 AR 1 – 5 F(5,48)=0.166 [0.6530]
RSS = 0.349612 for 22 variáveis e 75 observações ARCH 4 F(4, 45)=0.75868 [0.5577]
Normalidade QQ(2)=1.6126 [0.4465] RESET F(1, 52)=3.6519 [0.0615] QQ F(39,13)=0.248[0.9996]

O outro teste de superexogeneidade proposto por Engle & Hendry (1993) é o que testa outras fontes de intervenções que não as captadas pelas variáveis *dummies* de intervenção, como por exemplo, as intervenções sobre as variâncias dos modelos marginais que possam afetar o modelo condicional. Assim, o teste se constitui em verificar se os resíduos dos modelos marginais de renda interna e renda externa (*ryd* e *ryeu*), o seu quadrado (r^2yd e r^2yeu) e um modelo ARCH com 3 defasagens com tais resíduos (*ayd* e *ayeu*) são significativos quando introduzidos no modelo condicional. O modelo (4.4.4) mostra os valores das estatísticas t quando se introduz estas variáveis no modelo condicional.

$$\Delta fc_t = \underset{(7.597)}{0.621} + \underset{(2.275)}{0.158}\Delta fc_{t-4} - \underset{(-1.493)}{0.157}\Delta tcr_{t-3} - \underset{(-1.099)}{0.508}\Delta yd_t - \underset{(-3.596)}{1.335}\Delta yd_{t-1} + \underset{(2.990)}{4.738}\Delta yeu_t + \underset{(3.356)}{2.822}\Delta yeu_{t-4} +$$

$$- \underset{(-8.037)}{0.531}mcer_{t-1} - \underset{(-2.586)}{0.219}D85(1) - \underset{(-5.084)}{0.452}D86(4) - \underset{(-3.497)}{0.531}D90(1) + \underset{(2.768)}{0.164}d_{t-2} + \underset{(3.615)}{0.177}d_{t-2} + \underset{(0.597)}{1.375}ryd +$$

$$- \underset{(-0.725)}{2.398}ryeu - \underset{(-1.287)}{310.33}r^2yd + \underset{(1.218)}{2168.5}r^2yeu + \underset{(0.871)}{192.24}ayd - \underset{(-1.214)}{2119.3}ayeu \qquad (4.4.4)$$

$R^2 = 0.846775$ F(18, 53) = 16.272 [0.0000] σ= 0.080033 DW = 1.69
RSS = 0.339479 for 19 variáveis e 72 observações

O modelo acima revela que as variáveis supracitadas não se mostraram significativamente diferentes de zero, o que reforça a idéia de superxogeneidade obtida no teste com as *dummies* de intervenção.

A conclusão do capítulo é que o saldo comercial real brasileiro para o período de 1974 a 1993 pode ser modelado por seus determinantes básicos, na forma de mecanismo de correção de erros, desde que sejam introduzidas *dummies* de intervenção para captar os pontos críticos deste período. Além disso, este modelo mostra evidências de ser superexógeno, o que permitiria dizer que as desvalorizações cambias tendem a produzir saldos comercias maiores e contrariamente câmbio valorizado tendem a deteriorar a conta comercial brasileira.

5. CONCLUSÃO

As variáveis reais escolhidas para compor o VAR, indicadas pela teoria econômica, saldo comercial, taxa de câmbio, renda interna e renda externa, quando testadas univariadamente apresentaram caráter integrador de primeira ordem, portanto não estacionário. Observa-se que tanto as variáveis em nível como os logaritmos delas são integrados de primeira ordem. Resultado que é bastante razoável por se tratar de variáveis reais e por não diferir significativamente de testes feitos por outros autores.

Os testes de co-integração, que consistem na análise multivariada das variáveis que compõem o VAR, indicaram a existência de pelo menos uma relação estável de longo prazo entre as variáveis em nível e entre os logaritmos das mesmas, no período entre 1974.1 e 1993.3. Os sinais dos coeficientes associados as variáveis estão de acordo com a teoria de comércio internacional. Todavia, os resíduos do sistema para o caso das variáveis em logaritmos não são gaussianos, ainda que os das variáveis em nível o sejam, o que faz com que os resultados do modelo estimado sejam tomados com certa reserva.

A existência de um vetor de co-integração entre estas variáveis, com resíduos normais pelo menos no VAR das mesmas em nível, vislumbra que valores de taxas de câmbio mais altos (taxas mais desvalorizadas) estão associados a valores mais altos de saldos comerciais e contrariamente valores menores do câmbio estão associados a menores saldos, de modo que elas tendem a caminhar juntas no longo prazo. Além disso, os testes de co-integração parecem indicar que, até o período analisado, a relação de longo prazo entre as variáveis se manteve, ainda que tenham ocorrido muitas intervenções internas e externas na economia.

Quando se considera na análise de co-integração das variáveis em nível o período de implementação do Plano Real, quando estende-se a amostra até o quarto trimestre de 1995, a evidência de co-integração ainda persiste, mas os resíduos do sistema são não gaussianos. Provavelmente isto ocorre porque nesta data deve ter havido mudanças nos parâmetros da economia. Um fenômeno muito conhecido das pessoas que trabalham com séries de tempo brasileiras, principalmente nos últimos trinta anos, é o comportamento extremamente tortuoso das mesmas, dada a persistência da inflação corroborada pela manutenção da correção monetária institucionalizada. Com o sucesso do Plano Real em combater a inflação o comportamento da economia foi alterado de forma revolucionária.

Para o caso das variáveis relacionadas com os fluxos de comércio, em especial, o fenômeno foi ainda mais acentuado já que a taxa de câmbio nominal foi utilizada como âncora para a estabilização da economia, mantendo-se valorizada com relação ao período imediatamente anterior à implementação do plano. Somada a estas implicações tem-se o impacto da abertura comercial iniciada no começo da década de noventa, que teve tempo de se aplicar plenamente. Assim, talvez todos estes fatos conjugados, abertura e câmbio como âncora de estabilização da inflação, possam explicar o grande impacto ocorrido em 1994 sobre as variáveis do comércio. Entretanto, a evidência de co-integração para as variáveis em nível, mesmo quando se inclui os anos de 1994 e 1995, sugerem que a relação de longo prazo entre elas se mantém mesmo após a implementação do Plano Real. Indicando que a relação de longo prazo entre saldo comercial e taxa de câmbio real se manteve ainda que tenha ocorrido uma possível mudança nos parâmetros da economia.

O modelo de saldo comercial para o Brasil foi especificado utilizando os logaritmos das variáveis, para manter a coerência com a teoria econômica que apresenta modelos com elasticidades constantes. O período utilizado foi aquele em que se encontrou evidência de co-integração e resíduos normais para as variáveis em nível. Como não se rejeitou a condição de exogeneidade fraca para os parâmetros da equação do saldo comercial pôde-se estimar um modelo de correção de erros. Este modelo do saldo comercial, entretanto, não apresentou constância de parâmetros. Resultado que contraria os testes de exogeneidade fraca obtidos pelo método de Johansen e, portanto, indica que o modelo está mal especificado. As rendas interna e externa se mostraram significativas e importantes para explicar a dinâmica de curto prazo do saldo comercial brasileiro.

Entretanto, ao se introduzir variáveis *dummies* para captar as quebras da série de fluxos de comércio no VAR estimado, foi possível obter um modelo de correção de erros para o saldo comercial com constância de parâmetros e exogeneidade fraca para os parâmetros desta equação condicional. Os testes de superexogeneidade não foram rejeitados neste modelo, indicando que, para o período analisado, as políticas de desvalorizações cambiais foram eficazes para aumentar a conta comercial brasileira.

NOTAS

[1] A taxa de câmbio real é vista aqui como preços relativos, preço dos bens internacionais sobre o preço dos bens domésticos.
[2] Nesta dissertação o termo saldo comercial será utilizado como sinônimo de balança comercial e também fluxos de comércio.
[3] Ver Ostry (1988) e também Obstfeld & Rogoff (1995).
[4] Conforme definição apresentada por Edwards (1989).
[5] Quando se diz que houve aumento (redução) dos preços relativos a idéia é que a razão entre preços de bens comerciáveis sobre os não comerciáveis, que é a própria definição de taxa de câmbio real, está maior (menor).
[6] A condição de Marshall-Lerner impõe que a soma das elasticidades renda interna e externa deve ser maior do que a unidade para que uma desvalorização do câmbio real aumente o saldo comercial.
[7] Esta política era possível porque o regime cambial brasileiro nunca foi de flutuação livre, com exceção do início da década de noventa, por um curto período.
[8] Designação utilizada por Simonsen (1995b), capítulo 4. Este regime muitas vezes é tratado como regime de taxa de câmbio múltiplas por causa dos diferentes incentivos ou isenções dados a alguns produtos.
[9] Conforme aponta Simonsen (1995b), capítulo 5.
[10] Procedimento conhecido como indexação cambial.
[11] No caso limite em que o regime de câmbio é fixo e há mobilidade de capital a política monetária não é autônoma e a desvalorização cambial passa a ser um instrumento de política econômica. Para casos intermediários é possível combinar um certo controle de política monetária com política de desvalorização cambial. Maiores detalhes podem ser encontrados em Mundell (1968).
[12] Padrão de taxas de câmbio fixas adotado desde o início da Segunda Guerra Mundial, que segundo MacCallum (1996), permitia que a taxa fixa entre países pudesse ser reajustada caso fosse necessário.
[13] A partir de 1967.
[14] Conforme classificam Goldstein & Khan (1985).
[15] Esta é uma visão reducionista da teoria de comércio internacional, pois vista desta maneira não contempla os aspectos alocativo e quantitativo do comércio entre países.
[16] Seu trabalho representou uma retomada das considerações monetárias na interpretação dos problemas do balanço de pagamentos.
[17] Tais respostas consistem basicamente em resolver problemas de desequilíbrio da conta comercial, aumentar exportações ou trazer o câmbio para um "nível de equilíbrio" quando detectado um *overshooting* da taxa de câmbio.
[18] Conforme aponta Edwards, p. 255, (1989).
[19] Índice de efetividade $k = \frac{R\hat{E}R_k}{\hat{E}_{.k}}$, onde k = 1,2 e 3 se refere aos anos após a desvalorização nominal; $R\hat{E}R_k$ é a variação percentual na taxa de câmbio real entre o ano anterior a desvalorização e k anos após a desvalorização; e $\hat{E}_k$ é a variação percentual da taxa de câmbio nominal no mesmo período.
[20] Não calcula o índice de efetividade para o Brasil.
[21] Este parece ser o caso do Brasil. Mas, note que mesmo assim há um efeito que pode chegar a um ano, o que implica uma eficiência da medida pelo menos no curto prazo.
[22] Inclui transações de serviços.
[23] Organização de Cooperação para o Desenvolvimento Econômico.
[24] Em geral, estas séries são integradas de primeira ordem.
[25] A partir da base de dados apresentada por Dib (1987) realizamos testes de raiz unitária para as variáveis, depois construímos os modelos de correção de erros para alguns dos conjuntos de variáveis propostos por Dib.
[26] Na conferência de Bretton Woods representantes de 45 nações se encontraram para discutir o sistema monetário internacional do pós-guerra.
[27] De 1971 a 1973 nos Estados Unidos o regime de câmbio foi o de taxas flutuantes, mas só em 1973 se oficializou o regime.
[28] Conforme será verificado no capítulo 2.

[29] O milagre brasileiro acompanhou uma prosperidade das economias do mundo todo de maneira geral, com grande aumento do comércio internacional.

[30] Conforme Simonsen (1995b), capítulo 5.

[31] Designação de Simonsen (1995b), capítulo 5.

[32] Este superávit comercial, no entanto, se deveu mais a redução das importações – de 21,5% para 6,8% do PIB – do que ao aumento das exportações. Estas aumentaram em 7,3% quando o projetado era 12%.

[33] O que revelava a perda de credibilidade das políticas ortodoxas em combater a inflação.

[34] Nova moeda implantada.

[35] Este cronograma foi antecipado em 1992, 1993 e 1994 por causa da utilização da abertura cambial como instrumento de controle da inflação.

[36] As importações que anteriormente recebiam subsídios aumentaram menos do que proporcionalmente às importações totais.

[37] Conforme Dornbusch (1980), capítulo 6.

[38] Ostry & Reinhart (1992) encontraram substitutibilidade bruta para grande número de países pesquisados empiricamente.

[39] Não se trabalha com termos de troca por falta de dados disponíveis. Estes dados, no Brasil, foram catalogados trimestralmente de 1974 até 1986 com algumas omissões e anualmente entre 1974 e 1991. Um caminho alternativo seria construir uma série com base em dados setoriais, mas isto foge aos objetivos desta dissertação. Além disso, Dornbusch (1975 e 1980) oferece estruturas teóricas de modelos econômicos sob a hipótese destes se manterem constantes para analisar o impacto da taxa de câmbio real sobre os fluxos de comércio.

[40] Note que o equilíbrio dos mercados de importações e exportações é dado pelas curvas de demanda, uma vez que se está adotando elasticidades infinitas de oferta.

[41] X_f e M_f representam os mesmos valores em quantidades físicas

[42] Esta formulação é dita simplificada porque está sob a hipótese de elasticidades infinitas das ofertas. Quando as elasticidades são finitas a condição torna-se: $\frac{\partial FC}{\partial q} = XP[(1+\theta)\cdot\varepsilon^*/(\varepsilon^*+\theta)] - q\cdot M\cdot P^*[(1-\varepsilon)\cdot\theta^*/(\varepsilon+\theta^*)] > 0$, quando θ e θ^* representam as elasticidades preço da ofertas de bens internos e externos.

[43] Dornbusch (1975) apresenta este modelo como compatível e uma superação em relação ao modelo BRM.

[44] Conforme já citado, um dos objetivos de Dornbucsh (1975) com relação a este modelo é mostrar que a abordagem da absorção é compatível e mais genérica do que a abordagem das elasticidades, enfocada aqui pelo modelo BMR.

[45] Note que aqui, diferentemente da seção 1.4 , P representa bens comerciáveis. Lá esta denominação se referia a preço de bens domésticos.

[46] ver apêndice V, item A.

[47] Os cálculos estão no apêndice V item B.

[48] Os cálculos estão no apêndice V item C.

[49] Maiores detalhes podem ser encontrados em Hamilton (1994) especialmente nos capítulos 1, 2 e 3.

[50] De acordo com a proposta de Nunes (1994).

[51] Johansen também possui uma rotina para incluir variáveis I(2).

[52] Conforme Johansen (1995b).

[53] Exclui-se a possibilidade de valores positivos para não contemplar as raízes explosivas.

[54] Para maiores informações sobre estes testes ver Doornick & Hendry (1994a) e Lütkepohl, H., *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, New York, Springer-Verlag, 1991.

[55] Novos desenvolvimentos econométricos trabalham com ordem fracionária.

[56] Escolheu-se o PIB norte-americano como *proxy* da renda mundial pelo fato deste estar fortemente correlacionado com o PIB mundial.

[57] Também foram estimados testes ADF com *dummies* sazonais, cuja soma ao longo do ano é igual a zero, que não alteram as distribuições limites propostas por Dickey e Fuller. Os resultados obtidos não são significativamente diferentes dos apresentados na tabela 2.2 ainda que algumas dummies tenham se mostrado significativas para algumas das variáveis.

[58] Para maiores detalhes ver Johansen (1995b) capítulos 9 e 11, Johansen (1991) e Johansen & Juselius (1990).

[59] Para que seja induzida estacionaridade com a primeira diferença das variáveis que compõem o VAR é preciso de certas hipóteses sobre o processo afim de excluir vários tipos de não estacionaridade. A hipótese

básica é que para o polinômio característico derivado da equação (3.1.2), $\Pi(Z) = (1-Z)\mathbf{I} - \sum_{i=1}^{k-1}\Gamma_i(1-Z)Z^i - \Pi Z_k$ tenha $|\Pi(Z)| = 0$, implicando que $|Z| > 1$ ou Z = 1, Johansen (1991, p.1558-59).

[60] A hipótese de existir pelo menos um vetor de co-integração será denominada por $H_2(r)$ e será explicada adiante.

[61] Observe que α e β' não são identificados, porque determinam os espaços de ajustamento e de co-integração respectivamente. Isto é, os parâmetros α e β' não são unicamente identificados na medida em que dada qualquer escolha de α e β' e qualquer matriz $\S(rxr)$ não singular a escolha de $\alpha.\S$ e $\beta(\S^{-})$ resultará sempre na mesma matriz Π.

[62] A notação de hipótese Hi adotada aqui é a mesma utilizada em Johansen & Juselius (1990).

[63] Para maiores detalhes ver Johansen (1995b) .

[64] Para maiores detalhes ver Johansen (1989, 1991 e 1995).

[65] Ver Johansen (1995).

[66] O conceito de exogeneidade fraca foi introduzido pioneiramente por T. C. Koopmans, "When is na equation system complete for statisticals purposes?" em *Statistical inference in dynamic economic models*, T.C.Koopmans (ed) , New York, 1950.

[67] Para maiores detalhes ver Hendry (1995), capítulo 5.

[68] Teorema 8.1 , página 122.

[69] Castro & Cavalcanti (1997) estimam equações para os fluxos de comércio brasileiros usando a taxa de câmbio real construída como a relação do IPA americano sobre o IPA brasileiro. Como estes dois índices são muito carregados em bens comerciáveis, tendem a ter uma tendência comum e a sua razão não apresenta a relação entre preços de bens comerciáveis sobre preços de bens domésticos. Não é, portanto, uma variável adequada para medir o câmbio real.

[70] Seguindo as recomendações de Nunes (1994) usou-se o IPC da FIPE como *proxy* da variável preços dos bens domésticos por este índice ter uma parcela muito grande de bens comerciáveis. Mas, testou-se também a relação de co-integração com a variável taxa de câmbio real, construída com o IGP da FGV com *proxy* dos preços dos bens domésticos, e fluxos de comércio e não se encontrou evidência de co-integração.

[71] Segundo Kremers *et al.* (1992) quando existe co-integração as estatísticas de um modelo com correção de erros, MCE, podem gerar testes mais potentes do que os testes baseados em estatísticas DF e ADF aplicadas em resíduos de relações de co-integração estáticas.

[72] Nesta dissertação usa-se como simbologia, para os dados mensais ou trimestrais, o ano seguido de um ponto e o número do mês ou trimestre daquele ano.

[73] Depois de realizados testes de redução de defasagens.

[74] Mesmo introduzindo mais defasagens não é possível limpar os resíduos da amostra considerando o tamanho da mesma.

[75] Condição necessária para a inferência de resultados estatísticos propostos por Johansen.

[76] As *dummies* sazonais possíveis de serem incluídas para se testar a existência de vetores de co-integração pelo procedimento de Johansen são as centradas, isto é, a soma delas ao longo do ano (*dummy* para dados trimestrais) é igual a zero. Assim é este tipo de variável *dummy* que deve entrar previamente no VAR, para não alterar as distribuições limites tabuladas por Johansen.

[77] Estes são testes apresentados nas saídas do PcFiml.

[78] Rigorosamente os valores estimados dos coeficientes associados as variáveis não representam exatamente as elasticidades, pois o VAR é um sistema dinâmico e portanto as variações são simultâneas, não ocorrendo a condição *coeteris paribus* necessária para tal conceito. Deste modo, os coeficientes do VAR quando as variáveis são usadas na forma de logaritmos representam um parcela das elasticidades.

[79] Utilizando a forma do modelo de mecanismo de correção de erros mostrada pela equação matricial 3.1.3 da seção 3.1.1.a.

[80] Embora a hipótese de elasticidades constantes seja muito forte para o Brasil durante este período, a estimação do MCE com as variáveis em nível, que intuitivamente poderia trazer maiores progressos, não apresentou melhoras significativas no que se refere a constância dos parâmetros.

[81] Ver Carneiro & Modiano (1990)

[82] As estimativas são as mesmas para os dois métodos, a estimação recursiva foi feita para permitir a análise recursiva dos coeficientes e também para verificar a estabilidade do sistema.

[83] Os resultados da estimação e testes podem ser encontrados no Apêndice VI.

[84] Superexogeneidade é um conceito que costuma ser associado à crítica de Lucas. Nakane (1994), entretanto, mostra que é um conceito de maior abrangência.

[85] Usa-se aqui a mesma notação empregada na seção 3.1.2.a.

[86] Esta é uma relação empírica segundo a qual, depois de uma desvalorização cambial, o saldo comercial leva um certo tempo para responder positivamente.

[87] O número de defasagens igual a 4 foi decidido com base em testes de redução de modelos por critérios de informação já citados nesta dissertação.

[88] O valor do coeficiente associado a variável D93(3) é discrepante, com relação aos das demais variáveis de intervenção, por ser um ponto muito próximo do final da amostra, trata-se de um problema da maneira como o programa PcGive realiza os cálculos. Entretanto, isto não invalida os resultados de significância destas variáveis.

[89] A variável D83(1) embora não seja significativa a 5% é mantida no modelo porque pelos critérios de informação rejeita-se a retirada desta variável do modelo.

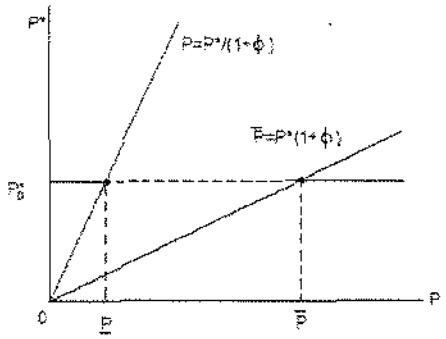
APÊNDICE I

A racionalidade para a existência de bens domésticos ou não comerciáveis, segundo Dornbush (1975), está basicamente na existência de custos de transporte e em obstáculos de política comercial. A análise dos custos de transporte pode conduzir a existência destes bens.

Supondo que uma dada mercadoria possua um preço no mercado internacional P^* e que esta mercadoria seja consumida e produzida internamente por um país e, também, que o custo de transporte é percentual fixo por unidade, pode-se estabelecer se esta mercadoria será importada, exportada ou doméstica.

Para esta mercadoria ser exportável seu preço doméstico incluindo custo de transporte $P(1+\phi)$ tem de ser igual ou menor do que o preço externo. Seja $\underline{P}$ o preço que torna o preço interno o limite entre ser exportado ou doméstico tem-se $\underline{P}(1+\phi) = P^*$. Para a mercadoria ser importada seu preço no mercado internacional mais transporte $P^*(1+\phi)$ tem de ser menor ou igual ao preço interno, sendo $\overline{P}$ o preço de equilíbrio, o máximo preço pelo qual a mercadoria deixa de ser doméstica e torna-se importável é $\overline{P} = P^*(1+\phi)$.

O gráfico abaixo 1A mostra o preço no mercado internacional P_0^* de um bem e os correspondentes preços máximos e mínimos que podem prevalecer no país.



Fugura 1.A

A distância horizontal entre os preços $\overline{P}$ e $\underline{P}$ revela uma amostra de preço as aos quais a mercadoria torna-se doméstica, quando tal mercadoria fica livre da concorrência do mercado devido ao custo de transporte. Se o preço aproxima da fronteira, a mercadoria torna-se comerciável e os custos de transporte se ajustam ao mercado.

Os serviços são o exemplo clássico de mercadorias domésticas.

APÊNDICE II

Os testes aqui apresentados são de auto-correlação serial dos resíduos dos testes de raiz unitária. Trata-se de testes de multiplicador de Lagrange (LM) para correlação serial dos erros e é realizado com regressões auxiliares dos resíduos sobre as variáveis originais e os resíduos defasados.Com este procedimento, diferentemente dos teste de DW, pode-se testar modelos com variáveis defasadas. Os resultados são apresentados através de testes qui-quadrados e estatística F. A hipótese nula é a de não correlação serial nos resíduos

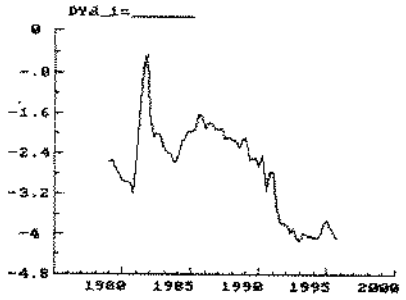
Tabela A.1

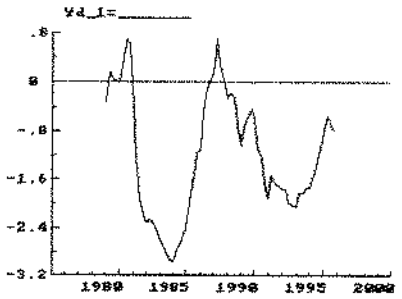
variável	Teste LM AR 1	Teste LM AR 4	AR 1-1	AR 1-4
DYd	QQ(1)=0.00897 [0.924]	QQ(4)=1,867 [0.7602]	F(1,75)=0,00801 [0.9289]	F(4,74)=0,40917 [0,8015]
Dyeu	QQ(1)=3,9554 [0,0467]*	QQ(4)=5,8183 [0,2131]	F(1,76)=3,8031 [0,0548]	F(4,73)=1,3758 [0,2507]
DFC	QQ(1)=0,3644 [0,5461]	QQ(4)=7,2672 [0,1224]	F(1,80)=0,34444 [0,5589]	F(4,77)=1,7997 [0,1375]
DTRC	QQ(1)=3,7036 [0,0543]	QQ(4)=8,6648 [0,0700]	F(1,82)=3,6902 [0,0582]	F(4,79)=2,2128 [0,0751]
Yd	QQ(1)=0,6309 [0,4270]	QQ(4)=9,0326 [0,0603]	F(1,72)=0,55154 [0,4601]	F(4,69)=2,1065 [0,0893]
Yeu	QQ(1)=2,061 [0,1511]	QQ(4)=7,5231 [0,1511]	F(1,78)=1,9861 [0,1627]	F(4,75)=1,8689 [0,1247]
FC	QQ(1)=0,02116 [0,8844]	QQ(4)=9,1871 [0,0566]	F(1,76)=0,01937 [0,8897]	F(4,73)=2,2715 [0,0696]
TCR	QQ(1)=0,88055 [0,7667]	QQ(4)=1,449 [0,8356]	F(1,81)=0,08399 [0,7727]	F(4,78)=0,3382 [0,8514]

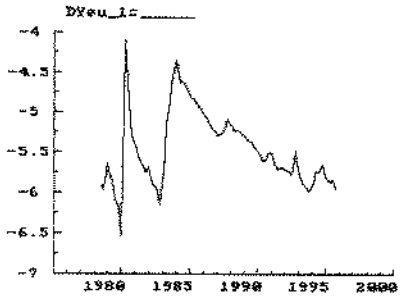
QQ(n) = Distribuição qui-quadrada com n graus de liberdade.
F(p,q) = Distribuição de Fisher com p e q graus de liberdade.
* nível de significância a 5%.

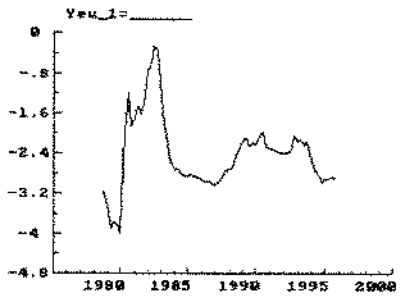
APÊNDICE III

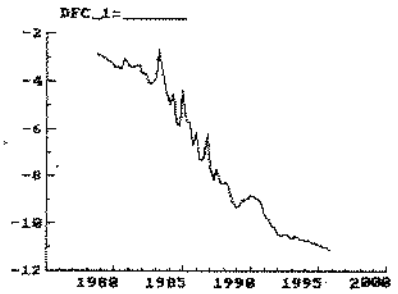
Evolução recursiva da estatística t associada ao coeficiente ρ para cada um dos modelos univariados das variáveis : Yd, Yeu, TCR, FC e suas primeiras diferenças.

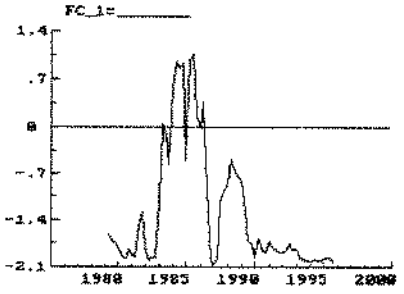


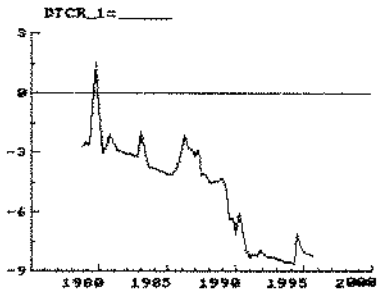


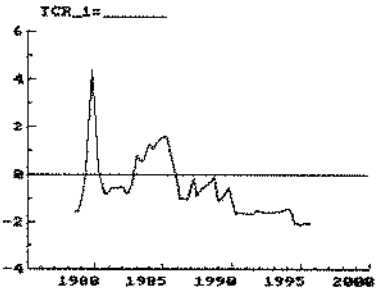












Os gráficos acima revelam a estacionaridade das primeiras diferenças das variáveis e a não estacionaridade das variáveis em nível.

APÊNDICE IV

(1.3') $FC(\cdot) = X(q,Y^*) - qM(q,Y)$

(1.4') $FC = FC(q,Y^*,Y)$

derivando FC com relação a taxa de câmbio real, q,

$$\frac{\partial.FC}{\partial.q} = \frac{\partial.X}{\partial.q} - q.\frac{\partial.M}{\partial.q} - M \qquad (1.7)$$

Mas, de (1.5) sabe-se que a derivada de M com relação a q é negativa,

$$\frac{\partial.FC}{\partial.q} = \frac{\partial.X}{\partial.q} + q.\frac{\partial.M}{\partial.q} - M \qquad (1.7')$$

multiplicando a primeira parcela do lado direito da equação (1.7') por $\frac{X}{q}.\frac{q}{X}$ e a segunda parcela por $\frac{M}{M}$ obtém-se,

$$\frac{\partial.FC}{\partial.q} = \frac{\partial.X}{\partial.q}.\frac{X}{q}.\frac{q}{X} + q.\frac{\partial.M}{\partial.q}.\frac{M}{M} - M \qquad (1.7'')$$

Assim, dada a definição, respectivamente, de elasticidade preço da oferta de exportações e da demanda de importações abaixo

$\varepsilon^* = \frac{\partial X}{\partial q}.\frac{q}{X}$ e $\varepsilon = \frac{\partial M}{\partial q}.\frac{q}{M}$, (1.7'') pode ser escrito como

$$\frac{\partial.FC}{\partial.q} = \frac{X}{q}\cdot\varepsilon^* + M\cdot\varepsilon - M \qquad (1.7'''),$$

Como a condição inicial é o de equilíbrio do saldo comercial $M = \frac{X}{q}$, a equação (1.7''') pode ser escrita como

$$\frac{\partial.FC}{\partial.q} = \frac{X}{q}(\varepsilon^* + \varepsilon - 1) \qquad (1.8)$$

Que consiste na formulação simplificada da condição de Marshall-Lerner.

APÊNDICE V

A) $\hat{M} = -\eta \cdot \hat{P}_m, \quad \hat{X} = \varepsilon \cdot \hat{P}_x, \quad \hat{M}^* = -\eta^* \cdot \hat{P}^*_x \text{ e } \hat{X}^* = \varepsilon^* \hat{P}_m \qquad (1.15)$

$\hat{M} = \frac{\partial M}{M}, \ \hat{X} = \frac{\partial X}{X}, \ \hat{M}^* = \frac{\partial M^*}{M^*}, \ \hat{X}^* = \frac{\partial X^*}{X^*}, \hat{P} = \frac{\partial P}{P}$

O balanço comercial em (1.13) fica,

$\overline{FC}(P) \equiv X(P) - M(P_m)$ (1.13'), que diferenciando com relação a P resulta,

$\frac{\partial \overline{FC}}{\partial P} = \frac{\varepsilon}{P} \cdot X + \frac{\eta}{P} \cdot M$ (1.13"), no equilíbrio $X = M$ então,

$\frac{\partial \overline{FC}}{\partial P} \cdot \frac{P}{X} = \varepsilon + \eta = \sigma$ (1.16)

O balanço comercial em (1.13) fica,

$\overline{FC}^*(P^*) \equiv X^*(P^*) - M^*(P^*)$ (1.14'), diferenciando com relação a P*,

$\frac{\partial \overline{FC}^*}{\partial P^*} = \frac{\varepsilon^*}{P^*} \cdot X^* + \frac{\eta^*}{P^*} \cdot M^*$ (1.14''), no equilíbrio $X^* = M^*$

$\frac{\partial \overline{FC}^*}{\partial P^*} \cdot \frac{P^*}{M^*} = \varepsilon^* + \eta^* = \sigma^*$ (1.17).

B) $\overline{FC}(P) = -\overline{FC}^*(\frac{P}{e})$ (1.12), diferenciando totalmente,

$\frac{\partial \overline{FC}}{\partial P} \cdot dP = -\frac{\partial \overline{FC}^*}{\partial P^*} \cdot dP^*$ (1.12'),

Multiplicando e dividindo o lado direito de (12') por $\frac{P}{X}$ e o lado esquerdo por $\frac{P^*}{X}$,

$\frac{\partial \overline{FC}}{\partial P} \cdot \frac{P}{X} \cdot dP \cdot \frac{X}{P} = -\frac{\partial \overline{FC}^*}{\partial P^*} \cdot \frac{P^*}{X} \cdot dP^* \cdot \frac{X}{P^*}$ (1.12''),

$\sigma \cdot \frac{dP}{P} = -\sigma^* \cdot \frac{dP^*}{P^*}$ (1.12'''), com base em (1.11),

$\sigma \cdot \frac{dP}{P} = -\sigma^* \cdot \frac{d(P/e)}{P/e}$

$\sigma \cdot \frac{dP}{P} = -\sigma^* \cdot \left(\frac{dP}{P} - \frac{de}{e} \right)$

$\sigma \cdot \hat{P} = -\sigma^* \cdot \hat{P} + \sigma^* \hat{e}$

$\hat{P} = \frac{\hat{e}\sigma^*}{\sigma + \sigma^*}$ (1.18)

Simetricamente pode-se chegar no efeito de uma desvalorização sobre os preços

estrangeiros partindo-se de (1.12''')

$$\sigma \cdot \frac{dP}{P} = -\sigma^* \cdot \frac{dP^*}{P^*} \qquad (1.12''')$$

e lembrando de (11)

$$\sigma \cdot \frac{d(e.P^*)}{e.P^*} = -\sigma^* \cdot \frac{dP^*}{P^*}$$

$$\sigma \cdot \frac{(de.P^* + dP^*.e)}{e.P^*} = -\sigma^* \cdot \frac{dP^*}{P^*}$$

$$\sigma \cdot \hat{e} + \sigma.\hat{P}^* = -\sigma.\hat{P}^*$$

$$\hat{P}^*(\sigma + \sigma^*) = -\sigma.\hat{e}$$

$$\hat{P}^* = -\frac{\sigma.\hat{e}}{\sigma + \sigma^*} \qquad (1.19)$$

O efeito de uma desvalorização cambial sobre o balanço de pagamentos doméstico pode ser obtido diferenciando a equação 13.

$$\overline{FC}(P) \equiv X(P) - M(P) \qquad (1.13)$$

$$d\overline{FC} = \frac{\partial X}{\partial P} \cdot dP - \frac{\partial M}{\partial P} \cdot dP$$

$$d\overline{FC} = \frac{\partial X}{\partial P} \cdot \frac{dP}{P} \cdot \frac{P}{X} \cdot X - \frac{\partial M}{\partial P} \cdot \frac{dP}{P} \cdot \frac{P}{M} \cdot M$$

$$d\overline{FC} = \frac{dP}{P} \cdot X\left(\frac{\partial X}{\partial P} \cdot \frac{P}{X} - \frac{\partial M}{\partial P} \cdot \frac{P}{M}\right),$$ usando (1.18), (1.16) e (1.17), tem-se:

$$d\overline{FC} = X \cdot \frac{\sigma \cdot \sigma^*}{\sigma + \sigma^*} \cdot \hat{e} \qquad (1.20)$$

APÊNDICE VI

As tabelas abaixo mostram os valores estimados do modelo de correção de erros irrestrito (4.2.1) e seus testes de especificação.

TABELA A.2 - Resultados do modelo de correção de erros irrestrito (4.2.1)

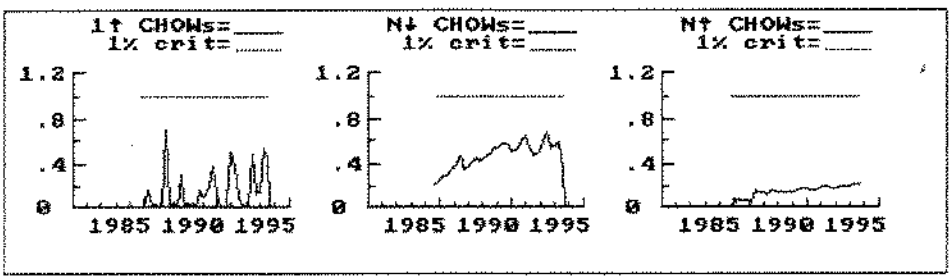
Variável	Defasagem 0	defasagem 1	defasagem 2	defasagem 3	defasagem 4
Δfc_{t-i}	-1	0,0907 (0,820)	0,14523 (1,337)	-0,013091 (-0,139)	0,26884 (3.070)
Δtcr_{t-i}	0,001415 (0.011)	-0,17528 (-1,144)	-0,14603 (-1,031)	-0,25548 (-1,8710)	-0,05547 (-0.405)
Δyd_{t-i}	-1,0184 (-2.116)	-1,6068 (-3,130)	0,21098 (0,385)	-0,20079 (-0,360)	0,33138 (0,597)
Δyeu_{t-i}	3,5894 (2,468)	0,86053 (0,578)	-1,5045 (-0,992)	2,6443 (1,776)	1,7696 (1,417)
d_{t-i}	0,059401 (0,611)	0,20508 (1,836)	0,23066 (2,478)		
c	0,6889 (5.464)				
mcer		-0,61776 (-5,369)			
D85(1)	-0,20973 (-2,215)				
D86(4)	-0,49548 (-5,076)				
D90(1)	-0,3265 (-3,166)				

T=75; R^2= 0,845779; F(26,48)=10,125 [0,0000]; σ=0,08478; DW=1.85

TABELA A.3 - Testes de especificação para o mcer irrestrito

ARCH 4 F(4,40)	AR 1-5 F(5, 43)	Normalidade Qui-quadrado	RESET F(1, 47)
0,544 [0,7042]	0,61589 [0,6883]	2,0696 [0,3553]	3,3706 [0,0727]

A estabilidade do modelo pode ser verificada na figura abaixo , que mostram os testes de Chow a um nível de significância de 1%.



BIBLIOGRAFIA

ALMEIDA, M. C. G., "Efeitos da Política Cambial na Balança Comercial do Brasil", *Nova Economia*, número especial, 1995.

ALSE, J., and BAHMANI-OSKOOEE, M., "Do devaluation improve or worsen the terms of trade?", *Journal of Economic Studies*, vol. 22 nº 6, pp. 16-25, MCB university Press , 1995.

AMANO, Robert A., and Somon VAN NORDEN, "Terms of Trade and Real Exchange Rates: the Canadian Evidence" , *Journal of International Money and Finance*, vol. 14, nº1, pp. 83-104.

AZEVEDO, A. F. Z., e M. S. PORTUGAL, *Abertura Comercial Brasileira e Instabilidade da Demanda de importações*, Texto para Discussão nº 97/05 – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre 1997.

BANERJEE, A.; J. DOLADO; J. W. GALBRAITH; and D. HENDRY, *Co-integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford University Press, 1993.

BACKUS, D. K.; P. J. KEHOE; and F. E. KYNLAND, "Relative Price Movements in Dynamic General Equilibrium Models of International Trade", in *The Handbook of International Macroeconomics*, edited by Frederick Van der Ploeg, Blackwell Publishers Oxford UK & Cambridge USA, second edition, 1994.

BOND, Marion E., "An Econometric Study of Primary Commodity Exports from Developing Country Regions to the Word, *Staff Papers*, International Monetary Fund, vol. 34, pp. 191-227, June 1987.

CARNEIRO, D. D., e E. MODIANO, "Ajuste Externo e Desequilíbrio Interno: 1980-1984" em *A Ordem do Progresso - Cem Anos de Política Econômica Republicana 1889-1989*, Editora Campus, terceira edição, Rio de Janeiro, 1990.

CASTRO, A. B., e F. E. P. SOUZA, *A Economia Brasileira em Marcha Forçada*, Paz e Terra, Rio de Janeiro, 1985.

CASTRO, S. C., e F.H. CAVALCANTI, "Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil – 1955/95", *Texto para Discussão do IPEA*, nº. 469, 1997.

CEGLOWSKI, Janet, "Intertemporal Substitution in Import Demand" in *Journal of International Money and Finance*, n.10, pp. 118-130, 1991.

CHIANG, Alpha C., *Elements of Dynamic Optimization*, McGraw-Hill, 1992.

CLARIDA, Richard H., "Cointegration, Aggregate Consumption, and the Demand for Imports: A Structural Econometric Investigation", in *American Economic Review*, vol. 84, pp. 298-308, march 1994.

DIB, Maria de Fátima S. P., *Importações Brasileiras: Politicas de Controle e Determinantes da Demanda*, BNDES, RJ, 1987.

DICKEY, D. A. and W. A. FULLER, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, vol. 74, n° 366, pp. 427-431, June 1979.

DICKEY, D. A. and W. A. FULLER, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, n°4, July, 1981.

DOORNIK, J. A., and David HENDRY, *PcGive 8.0 An Iterative Econometric Modelling System*, International Thomson Publishing, London, 1994a.

DOORNIK, J. A., and David HENDRY, *PcFiml 8.0 An Iterative Econometric Modelling of Dynamic System*, International Thomson Publishing, London, 1994b.

DORNBUSCH, R., "Exchange Rates and Fiscal Policy in a Popular Model of International Trade", in *American Economic Review*, vol. 65, n°5, 1975.

DORNBUSCH, R., *Open Economy Macroeconomics*, Basic Books, Inc. Publishers, New York, 1980.

EDWARDS, S., *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, Cambridge: MIT Press, 1989.

ENGLE, R.F., and C.W.J. GRANGER, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-76, March 1987.

ENGLE, R. F., and D. F. HENDRY, "Testing Super Exogeneity and Invariance in Regression Models", *Journal of Econometrics*, vol.56, n°. 1-2, pp. 119-139, 1993.

GREENE, W. H., *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing Company, New York, 1991.

GOLDSTEIN, M., and M. KHAN, "Income and Price Effects in Foreign Trade", in *Handbook of International Economics*, vol. II, edited by R.W. Jones and P. B. Kenen, Elsevier Science Publishers B. V., 1985.

GONSALVES, R., O. CANUTO e R. BAUMANN, *A Nova Economia Interncional: Uma Perspectiva Brasileira*, editora Campus, Rio de Janeiro, 1998.

GURAJATI, D.N., *Basic Econometrics*, chap.12, 3d edition, McGraw-Hill, Inc., United States of America, 1995.

HAMILTON, James D., *Time Series Analysis*, chap. 17, 18 e 19, Princeton University Press, New Jersey, 1994.

HENDRY, D., *Dynamics Econometrics* , Oxford University Press, 1995.

HENDRY, D., and G. E. MIZON, "Evaluating dynamic econometric models by encompassing VAR", in *Applied economic Discussion Paper* , n.102, University of Oxford, 1990.

HOLLAND, M.; O. CANUTO; e C. XAVIER , "Taxas de Câmbio, Elasticidades-Renda e Saldo Comercial na Economia Brasileira", *Texto Para Discussão* IE-UNICAMP nº 59, Campinas, mar. 1997.

FRENKEL, J.A. and A. RAZIN, "The Mundell-Fleming Model - A Quarter Century Later", Staff Papers IMF, vol. 34, nº 4, December 1987.

JOHANSEN, S., "Identifying Restrictions of Linear Equations with Applications to Simultaneous equations and Cointegration", *Journal of Econometrics*, Elsevier Science, 69, 1995a.

JOHANSEN, S., *Likelihood-Based Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*, Advanced Texts in Economics, Oxford University Press, New York, 1995b.

JOHANSEN, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231, June-September 1988.

JOHANSEN, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, v.59, nº 6, 1991.

JOHANSEN, S.; K. JUSELIUS, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on cointegration - with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.52, nº 3, 1990.

JUSELIUS, K., "Do Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Rate Parity Hold in the Long Run? An Example of Likelihood Inference in a Multivariate Time-Series Model", *Journal of Econometrics*, vol. 69, 1995.

KHAN, M.S., "Import and Export Demand in Developing countries", *Staff Papers*, International Monetary Fund, vol. 21, pp. 678-93, November 1974.

KHAN, M.S., and J. D. OSTRY, "Response of the Equilibrium Real Exchange Rate to Real Disturbances in Developing Countries", *Word Development*, vol. 20 , pp. 1325-34, September 1992.

KREMER, J.J.; N.R. ERICSSSON; J.J. DOLADO, "The Power of Cointegration Tests", in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, n.3, pp. 325-348, 1992.

LAGO, Luiz A. C. do, "A Retomada do Crescimento e as Distorções do "Milagre": 1967-1973", em *A Ordem do Progresso*, Campus, Rio de Janeiro, 1990.

McCALLUM, B.T., *International Monetary Economics*, Oxford University Press, New York, 1996.

MUNDELL, R. A., *International Economics*, (Macmillan Company, 1968), N. York.

MUSCATELLI, V.A,; A. A. STEVENSON; and C. MONTAGNA, "Intra-NIE Competition in Exports of Manufactures", *Journal of International Economics* , vol. 37 , pp. 29-49, August 1994.

NAKANE, M. I., *Teste de Exogeneidade Fraca e de Superexogeneidade para a Demanda por Moeda no Brasil*, BNDES, Rio de Janeiro, 1994.

NUNES, João Marcus M., "Balança comercial e taxa de câmbio real: uma análise de co-integração", em *Revista de Economia Política*, vol. 14, n°1 (53), janeiro-março/ 1994.

OBSFELD, M. and K. ROGOFF, "The International Approach to the Current Account", in *Handbook of International Economics*, vol. III, edited by Grosman, G., and Rogoff, K., Elsevier Science B.V., 1995.

OSTRY, Jonathan D., "The Balance of Trade, Terms of Trade, and Real Exchange Rate: An Intertemporal Optimizing Framework", ", *Staff Papers*, International Monetary Fund, vol. 35, pp. 541-73, December 1988.

OSTRY, Jonathan D., "Tariffs, Real Exchange Rates, and the Trade Balance in a Two-Country World", *European Economic Review*, n° 35, North-Holland, 1991.

OSTRY, J. D., and A. K. ROSE, "An Empirical Evaluation of the macroeconomic Effects of Tariffs", *Journal of International Money and Finance*, n.11, pp. 63-79, 1992.

OSTRY, J. D., and C. M. "REINHART, Private Saving and Terms of Trade Shocks", *IMF Staff Papers*, vol. 39, n° 3, September 1992.

PASTORE, Afonso C., e Maria C. PINOTTI, "Câmbio e Inflação", em *O Real e o Futuro da Economia Brasileira*, Fórum Nacional - José Olympio, Rio de Janeiro, 1995a.

PASTORE, Afonso C., e Maria C. PINOTTI, "Inflação e Estabilização: Algumas Lições da Experiência Brasileira", *mimeo*, São Paulo, 1996.

PASTORE, Afonso C., e Maria C. PINOTTI, "Taxa Cambial Real e os Saldos Comerciais", *mimeo*, São Paulo, 1995b.

PASTORE, Afonso C; B. S. BLUM; e M. C. PINOTTI, "Paridade de Poder de Compra, Câmbio Real e Saldos Comerciais", *mimeo*, São Paulo, 1997.

PEREIRA, P. L. V., "Co-integração e suas Representações: Uma Resenha", *Revista de Econometria*, vol. 11, n° 2, pp. 185-216, Rio de Janeiro, novembro 1991.

REIMARS, H. E., "Comparisions of Testes for Multivariate Cointegration", *Statistical Papers*, vol. 33, pp. 335-59, 1992.

REINHART Carmem M., "Devaluation, Relatives Prices, and International Trade: Evidence from Developing Countries", *Staff Papers*, International Monetary Fund, vol.42, n°2, pp. 290-312, June 1995.

RIVERA-BATIZ, F. L., and RIVERA-BATIZ, L.A., *International Finance and Open Economy Macroeconomics*, second edition, Prentice Hall Inc., New Jersey, 1994.

RITTENBERG, Libby, "Export Growth Performance of Less-Development Countries", *Journal of Development Economics*, n. 24, pp. 167-177, North-Holland, 1986.

ROSE, A. K., "Exchange Rates and the Trade Balance: Some Evidence from Developing Countries", *Economic Letters*, vol. 34, pp. 271-277, November 1990.

ROSE, A. K., "The Role of exchange Rate in a Popular Model of International Trade - Does the 'Marshall-Lerner' condition hold? , *Journal of International Economics*, vol. 30, pp. 301-316, 1991.

ROSE, A. K. and J. L. YELLEN, "Is There a J-Curve?" , *Journal of Monetary Economics*, 24, n° 1, pp. 53-68, 1989.

SCHMITD, P., *Econometrics*, cap. 4, Marcel Dekker, New York, 1976.

SIMS, C. A., "Macroeconomics and Reality" , *Econometrica*, vol. 48, n° 1, January 1980.

SIMONSEN, M.H., "Novos Desafios da Economia Brasileira", em *O Real e o Futuro da Economia Brasileira*, Fórum Nacional, José Olympio, Rio de Janeiro, 1995a.

SIMONSEN, M.H., *Trinta Anos de Indexação*, Fundação Getúlio Vargas Editora, Rio de Janeiro, 1995b.

SPANOS, A., *Statistical Foundation of Econometrics Modelling*, Cambridge University press, Cambridge, 1986.

ZINI Jr., A.A., *Taxa de câmbio e Política Cambial no Brasil*, Edusp, São Paulo, 1992.