

**Universidade de Brasília  
Departamento de Economia  
Doutorado em Economia**

**Modelos Intertemporais de Determinação da Conta Corrente: Dois  
Estudos Sobre o Balanço de Pagamentos do Brasil**

**Daniel Lafetá Machado**

Tese apresentada ao Departamento de  
Economia da Universidade de Brasília como  
requisito parcial para a obtenção do título de  
Doutor em Economia

**Banca Examinadora:**

**Professor Orientador: Maurício Barata de Paula Pinto**

**Roberto de Góes Ellery Júnior**

**Victor Gomes**

**Fernando Antônio Ribeiro Soares**

**Tito Belchior Silva Moreira**

**Brasília  
Maio de 2008**



## Sumário

Resumo

Capítulo Introdutório

1. Abordagem Intertemporal – Modelo Básico
2. Equações de Demanda por Importações e por Exportações
3. Conta Corrente e Choques de Produtividade e de Preços

Capítulo 1 - Equações de demanda por importações e por exportações de bens e serviços

1. Introdução
2. Modelo de substitutos imperfeitos
3. Estimativas para o caso brasileiro – modelo de substitutos imperfeitos (artigos selecionados)
4. Estimativas para o caso brasileiro – modelo intertemporal
  - 4.1 Modelo
  - 4.2 Estimativas
5. Resultados das estimativas
  - 5.1 Definição das variáveis
  - 5.2 Teste de raiz unitária
  - 5.3 Teste de co-integração
  - 5.4 Estimação
6. Conclusões
7. Apêndice estatístico – resultados dos testes e regressões

## Capítulo 2 - Choques de produtividade e de preços como determinantes da conta de transações correntes

1. Introdução
2. Modelo de país pequeno, dois bens, com custo de ajustamento sobre o investimento
  - 2.1. O Problema da firma e a demanda por capital
    - 2.1.1. Preços relativos, mobilidade de capitais e choques de produtividade
    - 2.1.2. O setor de bens comercializáveis
    - 2.1.3. O setor de bens não-comercializáveis
  - 2.2. O problema do consumidor e a demanda por bens
  - 2.3. Conta corrente e choques locais de produtividade
  - 2.4. Investimento e choques globais de produtividade no setor de bens  $T$
  - 2.5. Especificação do termo de erro
3. Estimativas para o caso brasileiro
  - 3.1. Definição das variáveis
  - 3.2. Resultados
4. Determinação simultânea da conta corrente e da conta financeira
  - 4.1. Modelo de determinação simultânea da conta corrente
  - 4.2. Modelo de determinação simultânea da conta financeira
  - 4.3. Modelo de determinação simultânea da conta corrente e da conta financeira
  - 4.4. Estimativas
  - 4.5. Resultado das estimativas
5. Apêndices – desenvolvimento algébrico do modelo

### Conclusões Finais

Apêndice de dados – apresentação das variáveis e das fontes dos capítulos 1 e 2

### Bibliografia

## **Resumo**

Dois modelos dinâmicos de equilíbrio geral para economias abertas, foram testados parcialmente com dados da economia brasileira. O primeiro, que gera uma equação de co-integração e representa a demanda por importações, foi testado e as elasticidades renda e preço estimadas. Por simetria, a mesma equação foi aplicada para os principais parceiros comerciais do Brasil, dentre os países industrializados, e as elasticidades renda e preço médias da demanda por exportações brasileiras foram estimadas. Esse conjunto de equações e as respectivas elasticidades são uma alternativa às estimativas para o comércio exterior brasileiro feitas a partir do modelo de substitutos imperfeitos. O segundo modelo, que gera uma equação onde as variações da conta corrente são determinadas por choques locais de produtividade, foi alterado em sua estrutura para a inclusão dos preços relativos como mais uma variável determinante, interpretada pela taxa de câmbio real. A nova equação foi testada para o caso brasileiro e os resultados revelaram que a conta corrente se deteriora diante choques locais positivos de produtividade e diante de choques positivos de preços relativos (inverso da taxa de câmbio real).

## **Abstract**

The adequacy to Brazilian data of two dynamic general equilibrium models for open economy was partially tested. The first one which gives rise to an equation of co-integration and represents the demand for imports was tested and the income and price elasticity were estimated. By symmetry, the same equation was employed for the main Brazilian trade partners among the industrialized countries and the price and income elasticities of demand for export were estimated. This set of co integration equations and their respective elasticity are presented as an alternative to the imperfect substitution models to estimate the Brazilian foreign trade. The second model built a structural equation for the current account as a function of local productivity shocks. This model was modified to include the relative prices of non-tradable to tradable goods in the current account equation. The new equation was estimated and the results revealed that the Brazilian current account is sensitive to the local productivity shocks and to the relative prices shocks.

## **Lista de quadros e gráficos**

### **Capítulo 1 - Equações de demanda por importações e por exportações de bens e serviços**

Quadro 1 - Estimativas das elasticidades preço e renda da equação de demanda por importações (Artigos Seleccionados)

Quadro 2 - Definição das variáveis

Quadro 3 - Teste de raiz unitária – Augmented Dickey-Fuller (ADF-SIC)

Quadro 4a - Teste de cointegração de Johansen (Variáveis endógenas: m, gdp<sub>x</sub> e rpm)

Quadro 4b - Teste de cointegração de Johansen (Variáveis endógenas: m, gdp e rpm)

Quadro 5 - Teste de cointegração de Johansen (Brasil)

Quadro 6 - Estimativas das equações de importação (Método: Stock & Watson, 1989)

Quadro 7 - Estimativas das equações de importação - Brasil (Método: Stock & Watson, 1989)

Quadro A1 - Teste de raiz unitária (ADF-SIC) (Variáveis da equação de importação)

Quadro A2 - Teste de raiz unitária - Phillips-Perron (Newey-West, Bartlett Kernel) (Variáveis da equação de importação)

Quadro A3.a - Critérios de seleção do número de defasagens do VAR (Variáveis endógenas: m, gdp e rpm)

Quadro A3.b - Critérios de seleção do número de defasagens do VAR (Variáveis endógenas: m, gdp<sub>x</sub> e rpm)

Quadro A4 - Estimativas das equações de importação (Método: Stock & Watson, 1989)

### **Capítulo 2 - Choques de Produtividade e de Preços como Determinantes da Conta de Transações Correntes**

Gráfico 1 – Comparação entre produtividades (1960-2000) – 1992=100

Tabela 1 – Resultados das regressões para a conta corrente (1960-2000)

Tabela 2 – Modelo de Determinação Simultânea

Tabela 3 – Modelo de Determinação Simultânea

## **Apêndice de dados – apresentação das variáveis e das fontes do capítulo 1**

Tabela 1.A - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (BRASIL)

Tabela 1.B - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (BRASIL)

Tabela 1.C - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (BRASIL)

Tabela 2.A - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Alemanha)

Tabela 2.B - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Alemanha)

Tabela 3.A - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Canadá)

Tabela 3.B - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Canadá)

Tabela 4.A - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Espanha)

Tabela 4.B - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Espanha)

Tabela 5.A - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (França)

Tabela 5.B - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (França)

Tabela 6.A - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Itália)

Tabela 6.B - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Itália)

Tabela 7.A - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Japão)

Tabela 7.B - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Japão)

Tabela 8.A - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Países Baixos)

Tabela 8.B - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Países Baixos)

Tabela 9.A - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Reino Unido)

Tabela 9.B - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Reino Unido)

Tabela 10.A - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (EUA)

Tabela 10.B - Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (EUA)

## **Apêndice de dados – apresentação das variáveis e das fontes do capítulo 2**

Tabela 1 - Balanço de Pagamentos do Brasil - Conta de Transações Correntes - 1960-1980  
(Cálculo do Índice de Transações Correntes em Termos Reais (1992=100) - CA)

Tabela 2 - Contas Nacionais do Brasil - Investimentos - Formação Bruta de Capital Fixo  
(1960-2005) (Cálculo do Índice de Investimentos em Termos Reais (1992=100) - I)

Tabela 3 - Preços Relativos - Taxa de Câmbio (1947-1980) (Cálculo do Índice de Taxa  
Real de Câmbio (1992=100) - P)

Tabela 4 - Produção de Manufaturados, 7 Países (1960-2005) - Y\_IND - Índice: 1992=100

Tabela 5 - Horas Trabalhadas no Setor de Manufaturados, 7 Países (1960-2005) - H\_IND -  
Índice: 1992=100

Tabela 6 - Produtividade Total dos Fatores, 8 Países (1960-2005) - Cálculo do resíduo de  
Solow - a

Tabela 7 - Produtividade Total dos Fatores Global (1960-2005) - a\_g - Cálculo da  
ptf\_global

Tabela 8 - Produtividade Total dos Fatores Descontada do Brasil (1960-2000) - ptf\_d -  
Índice: 1992=100

Tabela 9 - Balanço de Pagamentos do Brasil - Conta Financeira - 1947-2005 (Cálculo do  
Passivo Externo Líquido em Termos Reais (1992=100) – FA)

Tabela 10 - Taxa de Juros Internas e Externas (1960-2005)

Tabela 11 - Balanço de Pagamentos do Brasil - Conta Financeira (exclui variação de  
reservas internacionais) - 1947-2005 (Cálculo da Conta Financeira em Termos Reais  
(1992=100) - FAN)

Tabela 12 - Balanço de Pagamentos do Brasil - Variação das Reservas Internacionais  
(1947-2005) (Cálculo da Variação das Reservas em Termos Reais (1992=100) - RES)



## Capítulo Introdutório

Muito embora a literatura de macroeconomia aberta disponha de modelos específicos para as transações correntes, a conta em sua forma agregada não tem tido a mesma atenção que um de seus principais itens, o comércio de bens, permanentemente analisado a partir de modelos estáticos que trabalham com equações de demanda e oferta de exportações e importações. O objetivo deste trabalho é sugerir métodos de análise para a conta de transações correntes que possam ser aplicados e que ainda não tenham sido explorados para a economia brasileira. Como o resultado em transações correntes equivale a uma parte da variação da poupança, a escolha de modelos intertemporais se justifica pelo tratamento que dão às decisões de consumo, produção e investimento. Foram escolhidos dois modelos, um de análise parcial que trata a conta corrente pelo foco do comércio de bens e serviços, e outro de equilíbrio geral que avalia a conta corrente de forma agregada e procura explicar seu comportamento a partir de choques de produtividade.

Modelos que consideram a escolha intertemporal apresentam o consumo e a poupança como decisões interdependentes, como uma relação flexível influenciada por expectativas quanto ao comportamento da renda futura. Essas expectativas são formadas a partir das preferências do consumidor, da taxa subjetiva de desconto intertemporal, da taxa de juros de mercado, dos choques fiscais e de choques não antecipados de preços e de produtividade.

O balanço de pagamentos é uma expressão particular das decisões de consumo e poupança e pode ser avaliado sob a ótica dos modelos intertemporais. Um déficit em transações correntes tem como contrapartida um aumento do passivo externo líquido (ou redução do ativo externo líquido) e reflete uma decisão que prioriza o consumo à poupança. Modelos de escolha intertemporal expõem a relação entre a conta corrente e seus determinantes e permitem definir, por estimativa, o peso de cada um desses fatores.

A abordagem intertemporal pode contrastar com os modelos de renda e consumo de análise estática, como o modelo Mundell-Fleming. Por um lado, os modelos estáticos se preocupam com os efeitos de variações na renda sobre os gastos (consumo privado e investimentos) e sobre a demanda por moeda, em uma situação de equilíbrio macroeconômico. Por outro lado, a abordagem intertemporal está atenta aos efeitos que a substituição intertemporal entre consumo e poupança exerce sobre as posições credoras ou

devedoras das famílias. Por exemplo, uma redução nos gastos públicos, do ponto de vista do modelo Mundell-Fleming, resulta em queda do consumo e do produto. Mas, de acordo com a abordagem intertemporal, o corte nas despesas do governo pode significar redução da dívida pública, com expectativa de queda dos juros e da arrecadação de tributos futura. Tal efeito estimularia o consumo, com efeito positivo sobre a renda.

A construção de modelos intertemporais se notabilizou pelo rigor no uso de fundamentos microeconômicos, uma espécie de salvaguarda de critérios mais rígidos para a análise macroeconômica. O uso explícito de restrições orçamentárias que balizam o comportamento do consumidor é um exemplo de tais critérios. Além disso, esses modelos partem da análise do bem estar de um indivíduo e, quando agregados, abrem espaço para a avaliação do equilíbrio social ótimo, para a economia do bem-estar social.

As decisões intertemporais dependem da disponibilidade para o endividamento. A livre mobilidade de capitais entre países aumenta essa disponibilidade, com reflexos sobre os resultados em conta corrente e sobre a evolução do passivo externo de vários países.

O mundo experimentou um forte aumento de liquidez internacional no pós-guerra, com excedentes de recursos para investimentos diretos e, a partir da década de 1970, de capitais de empréstimos. Essa liquidez acentuou a mobilidade de capitais e promoveu a geração de déficits crescentes em conta corrente em países que experimentaram um rápido crescimento de suas dívidas externas. Esse cenário foi objeto de análise do estudo de Sachs (1981) que partiu da hipótese de que os desequilíbrios correntes tinham forte relação com a capacidade de poupança e de investimento. Como precursor, Sachs utilizou a abordagem intertemporal e concluiu que de fato a demanda por investimentos determina o comportamento de médio prazo da conta corrente e da taxa de câmbio.

A abordagem intertemporal também foi intensamente explorada no trabalho de Frenkel, Razin e Yuen (1996), já em sua primeira edição de 1987, com ênfase nos efeitos da política fiscal sobre as transações correntes. Posteriormente, diversos estudos testaram sua validade quando aplicada a diferentes economias. A versão básica do modelo intertemporal, formalizada em Obstfeld e Rogoff (1996), será reproduzida neste capítulo. Vamos comentar, ainda, os resultados de testes feitos com dados da economia brasileira para essa versão.

Nos capítulos seguintes, serão apresentadas outras duas versões da abordagem intertemporal. No Capítulo 1, o modelo desenvolve uma equação de co-integração que representa a demanda por importações e, no Capítulo 2, uma equação para variações da conta de transações correntes em função de choques de produtividade. Os capítulos são independentes, muito embora os modelos tenham a mesma fundamentação. As principais referências são os modelos apresentados por Clarida (1994) e por Glick e Rogoff (1995), respectivamente, para o primeiro e para o segundo capítulos. O Capítulo 2 propõe, ainda, uma modificação estrutural no modelo Glick e Rogoff, com a inclusão dos preços relativos (taxa de câmbio real) como variável determinante além dos choques de produtividade.

### 1. Abordagem Intertemporal – Modelo Básico

A demanda da economia é derivada da escolha intertemporal dos consumidores de vida infinita, de acordo com a teoria da renda permanente. As decisões são tomadas a partir da maximização do valor esperado dos fluxos de utilidades descontadas no tempo. O consumidor representativo se depara com uma restrição orçamentária e com uma dada tecnologia de produção. O problema é montado da seguinte forma:

$$(1) \quad \text{Max}_{C_s} U_t = E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(C_s), \text{ s.a.}$$

$$C_t + B_{t+1} - B_t = Y_t + rB_t - G_t - I_t$$

$$Y_t = A_t F(K_t)$$

$$I_t = K_{t+1} - K_t,$$

onde  $\beta$  é a taxa de desconto subjetiva do consumidor;  $C_t$  é o consumo no período  $t$ ;  $Y_t$ ,  $G_t$  e  $I_t$  são a produção, os gastos públicos e os investimentos no período  $t$ ;  $r$  é a taxa de juros de mercado;  $B_t$  é o estoque de ativos financeiros externos no início do período  $t$ ;  $K_t$  é o estoque de capital enquanto fator de produção no início do período  $t$ ; e  $A_t$  é o parâmetro tecnológico da função de produção.

Considere a situação de país pequeno com economia aberta e livre mobilidade de capitais. A taxa de juros é determinada pelo equilíbrio do mercado financeiro mundial, mantido constante. Além do estoque de capital, os residentes detêm apenas ativos externos, cuja posição líquida é representada por  $B_t$ .

A solução do problema (1) pode ser simplificada com a eliminação de  $C_t$  da função utilidade e de  $Y_t$  e  $I_t$  da restrição orçamentária:

$$(2) \quad \underset{K_{s+1}, B_{s+1}}{\text{Max}} U_t = E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u[(1+r)B_s - B_{s+1} + A_s F(K_s) - (K_{s+1} - K_s) - G_s].$$

As condições de primeira ordem são:

$$(3) \quad u'(C_s) = \beta(1+r)E_t u'(C_{s+1}), \text{ equação de Euler, e}$$

$$(4) \quad A_{s+1} F'(K_{s+1}) = r.$$

A restrição orçamentária pode ser resolvida de forma iterativa e transformada em restrição orçamentária intertemporal (ROI), função apenas de  $B_t$  e não de  $B_t$  e de  $B_{t+1}$ .

Assim, dada à condição de transversalidade em que  $\lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^T B_{t+T+1} = 0$ , chega-se à seguinte ROI:

$$(5) \quad E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} C_s = (1+r)B_s + E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (Y_s - I_s - G_s).$$

Suponha que a taxa de desconto intertemporal subjetiva seja igual à taxa de juros de mercado, isto é,  $\beta(1+r) = 1$ . Pela equação de Euler, isso implica que  $C_s = E_t C_{s+1}$ . Esse resultado pode ser substituído em (5) para que seja definido o consumo ótimo que maximiza a escolha intertemporal:<sup>1</sup>

$$(6) \quad C_t = \frac{r}{1+r} [(1+r)B_s + E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (Y_s - I_s - G_s)].$$

O consumidor gasta uma fração anual de sua riqueza líquida, hipótese da renda permanente

$$\text{de Friedman: } C_t = \frac{r}{1+r} W_t.$$

---

<sup>1</sup> Considere  $\sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} C_t = \left(\frac{1+r}{r}\right) C_t$  como o resultado da soma de uma progressão geométrica de razão  $1/(1+r)$ .

Uma vez definida a demanda, podemos escrever uma equação fundamental para a conta de transações correntes. A partir da restrição orçamentária, a conta corrente é escrita desta forma:

$$(7) \quad CA_t = B_{t+1} - B_t = Y_t + rB_t - C_t - G_t - I_t$$

Primeiro, vamos substituir a equação (6) na equação acima e considerar a definição para o valor permanente de uma variável qualquer  $X$  no período  $t$  como

$$\tilde{X}_t \equiv \frac{r}{1+r} E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} X_s .$$

Assim, de acordo com o caso especial em que  $\beta(1+r) = 1$ , a

conta corrente passa a ser representada pela seguinte equação:

$$(8) \quad CA_t = (Y_t - \tilde{Y}_t) - (G_t - \tilde{G}_t) - (I_t - \tilde{I}_t) .$$

A equação (8) mostra que a conta corrente reage aos desvios em torno dos valores permanentes do produto, dos gastos públicos e dos investimentos. Esses desvios são provocados por choques temporários. Choques permanentes alteram tanto o valor corrente quanto o valor permanente, sem efeito sobre transações correntes. Por exemplo, um choque temporário positivo sobre o produto causa um superávit na conta corrente. Esse resultado é uma implicação da condição de equilíbrio que prevê trajetória de consumo suave ao longo do tempo numa situação de escolha intertemporal ótima. Quando o consumidor é capaz de antecipar um choque temporário que alterará a sua renda, o ajuste ocorre por meio de variações na poupança. No exemplo do choque positivo temporário, o consumo não se altera e a poupança aumenta, daí o superávit em  $CA$ .

Há outra forma de representar a equação (8), adequada à estimação, cuja metodologia foi desenvolvida por Sheffrin e Woo (1990), Otto (1992) e Gosh (1995) a partir do trabalho de Campbell (1987) para testar a hipótese da renda permanente. Primeiro, vamos definir o produto líquido ( $NO$ ) como a produção menos os dispêndios com investimentos e os gastos do governo:

$$(9) \quad NO = Y - (I + G) .$$

Ao substituirmos a equação (6) na equação (7), considerando a definição (9), podemos representar a conta corrente da seguinte forma:

$$(10) \quad CA_t = NO_t - \frac{r}{1+r} E_t \left[ \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} (NO_s) \right].$$

Se abirmos o somatório dessa expressão, teremos:

$$CA_t = NO_t - \frac{r}{1+r} NO_t - \frac{r}{(1+r)^2} E_t NO_{t+1} - \frac{r}{(1+r)^3} E_t NO_{t+2} - \dots$$

A soma e a subtração sucessivas de  $(1+r)^{-i} E_t NO_{t+i}$ , para todo  $i \geq 1$ , permite que a conta de transações correntes seja expressa em função das variações do produto líquido. A equação (10) passa a ser escrita como:

$$(11) \quad CA_t = - \sum_{s=t+1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_t [\Delta NO_s].$$

Em palavras, a conta corrente ótima é determinada pelo valor presente das variações esperadas do produto líquido. Se as variações esperadas de  $NO$  forem nulas, choques permanentes não produzem efeitos sobre a conta corrente. Os choques temporários, não antecipados, como as variações nos investimentos e nos gastos do governo, afetam a conta corrente, que funciona como um componente de suavização do consumo. O comportamento da conta corrente é pró-cíclico quando influenciado pelo desejo de suavizar o consumo.

Os resultados da conta de transações correntes refletem toda a informação que o consumidor representativo possui sobre as variações futuras no produto líquido<sup>2</sup>. Uma proposição importante da relação descrita em (11), a da previsibilidade, diz que é possível antecipar variações no produto líquido a partir do comportamento atual da conta de transações correntes. Se houver um superávit, é porque os consumidores esperam variações positivas no produto líquido e recorrem à conta corrente para suavizar o consumo.

Outra hipótese importante sugerida pela versão básica da abordagem intertemporal é que a conta corrente estimada a partir da equação (11) deve se comportar como a conta corrente observada caso haja livre mobilidade de capitais. Caso contrário, o comportamento da conta corrente observada tende a ser mais volátil.

As estimativas das variações esperadas no produto líquido podem ser feitas por meio de um vetor autorregressivo irrestrito. Dois trabalhos se dedicaram a testar o modelo para o caso brasileiro, Senna e Isler (2000) e Silva (2005). Ambos testaram as hipóteses de

---

<sup>2</sup> De acordo com Sheffrin e Woo (1990), Otto (1992) e Ghosh (1995). Para uma revisão da literatura que trata desse tema, ver Silva (2005). O trabalho de Silva também testa o modelo para o caso brasileiro.

previsibilidade e de mobilidade de capitais e concluíram que a versão mais simples da abordagem intertemporal não é capaz de reproduzir com confiança o comportamento da conta corrente brasileira e não permite associar o seu comportamento às expectativas de flutuação do produto líquido e, portanto, não é possível afirmar que os resultados em transações correntes no Brasil são um meio de suavizar o consumo em resposta a choques temporários no produto líquido.

## 2. Equações de Demanda por Importações e por Exportações

A equação de demanda por importações foi amplamente testada para o caso brasileiro a partir do modelo de substitutos imperfeitos. A equação de co-integração exposta no Capítulo 1, desenvolvida a partir de um modelo intertemporal de renda permanente construído em Clarida (1994), é a alternativa proposta. A equação de co-integração é composta por três variáveis não-estacionárias, importações, como variável dependente, renda e preços relativos, como variáveis determinantes:  $m_t = \beta_0 + \beta_1 rpm_t + \beta_2 gdp_x_t + e_t$ , onde  $rpm$  corresponde aos preços relativos,  $gdp_x$ , ao produto líquido de exportações e  $e$  é o termo de erro. O teste de co-integração entre essas três variáveis é um teste de validação do modelo.

Serão apresentados, inicialmente, alguns trabalhos que utilizaram o modelo de substitutos imperfeitos como base para estimar a equação de demanda por importações do Brasil. Em seguida, será inserido o modelo intertemporal de renda permanente e os testes de validação e de estimação das elasticidades. Os testes de validação incluem os testes de raiz unitária de verificação de não-estacionaridade e o teste de co-integração entre as variáveis. As elasticidades renda e preço das importações serão estimadas por MQO, com aplicação do mecanismo Stock e Watson (1989)<sup>3</sup> de ajuste das estatísticas  $t$  para evitar os problemas causados pela correlação serial dos resíduos.

Além das estimativas para o caso brasileiro, o modelo intertemporal será testado para nove países industrializados. Os países selecionados tiveram uma participação média de 46% nas exportações brasileiras no período 1996-2006. A partir das equações de demanda por importações desses países, ter-se-á uma noção da demanda por exportações de bens e serviços do Brasil.

---

<sup>3</sup> O mecanismo de Stock e Watson (1989) está descrito em Enders (2004).

O objetivo final do Capítulo 1 será apresentar equações de demanda para representar o comércio exterior brasileiro, equações de demanda por importações de bens e serviços de parceiros comerciais brasileiros e uma equação de demanda por importações do Brasil. Essas equações refletem um equilíbrio parcial, pois expõe somente o comportamento da demanda. A oferta será tratada apenas como um processo estocástico autoregressivo.

### **3. Conta Corrente e Choques de Produtividade e de Preços**

O Capítulo 2 apresenta um modelo intertemporal de renda permanente desenvolvido em Glick e Rogoff (1995) que combina equações de oferta agregada e de demanda por investimentos com uma equação de demanda por bens. Dessa combinação surge uma equação que confronta variações na conta de transações correntes com choques locais de produtividade. Esse modelo será modificado estruturalmente, com a troca da função utilidade, que originalmente considera a escolha de apenas um bem, por preferências onde a escolha se dá não só no tempo mas também entre dois bens distintos, bens comercializáveis e bens não-comercializáveis. Será criado espaço no modelo para a inclusão dos preços relativos. A equação final confrontará variações na conta de transações correntes com choques locais de produtividade e com choques de preços relativos, representados por variações na taxa de câmbio real.

A nova equação será estimada para o caso brasileiro e espera-se que a conta corrente do Brasil reaja negativamente diante de choques locais e permanentes de produtividade e diante de choques de preços relativos (inverso da taxa de câmbio real).

A princípio, os choques globais de produtividade, comuns a todos os países, não alteram, ou alteram muito pouco, o comportamento da conta corrente, porque os efeitos se anulam entre os países. Mas no caso do Brasil, é possível que os choques globais revelem-se como um importante determinante da conta corrente: choques globais positivos geram superávits na conta corrente. Essa expectativa vem da hipótese de que o Brasil tem pouca capacidade de absorver os choques globais de produtividade, que acabam estimulando mais a demanda por suas exportações que a demanda por importações, gerando os superávits. O País absorve lentamente os avanços tecnológicos, é o que sugere o fraco crescimento da produtividade total dos fatores ao longo das duas últimas décadas. O trabalho de Gomes *et alii* (2003) mostra que a fraca evolução da PTF brasileira contrasta com o bom desempenho da PTF de países em desenvolvimento com grande dotação de capital humano.



O objetivo final do Capítulo 2 será a apresentação de uma equação estrutural modificada para conta corrente, com a inclusão dos preços relativos como nova variável determinante, e a apresentação de estimativas para essa equação, como opção de análise dos determinantes das transações não financeiras do país com o resto mundo.

Tanto o modelo de equações de demanda quanto o modelo de produtividade explicitam variáveis determinantes que estão ao alcance dos instrumentos de política econômica. No primeiro caso, temos a demanda agregada que é diretamente afetada pela política monetária e seu controle é de curto prazo. No entanto, as demais variáveis, preços relativos e demanda agregada do resto do mundo, estão fora do raio de ação da política econômica local quando o regime cambial é flutuante. A ação, portanto, é limitada. No caso do modelo de produtividade, os choques de produtividade que afetam a conta corrente têm comportamento aleatório e, assim, estão fora do alcance direto das políticas públicas. Mas as ações que visam aprimorar a estrutura produtiva, como os investimentos em capital humano, capacitam o país para absorver melhor os avanços tecnológicos globais, o que produz impactos de longo prazo sobre as transações correntes.



## Capítulo 1 - Equações de demanda por importações e por exportações de bens e serviços

### 1. Introdução

A conta de transações correntes do balanço de pagamentos é composta pelos seguintes itens, comércio de bens e serviços, rendas e transferências unilaterais correntes. Quatro variáveis estão diretamente relacionadas a eles, o PIB local, o PIB externo, a taxa de câmbio real e a taxa de juros externa. Os três primeiros determinam o comércio, sendo que o PIB local e o câmbio são variáveis de controle. O propósito deste capítulo será avaliar a conta corrente considerando somente as exportações e as importações porque estão ao alcance da política monetária, o que não ocorre com os demais itens, rendas e transferências.

As rendas dividem-se em lucros, que são os rendimentos ligados à propriedade (investimentos diretos e investimentos em ações<sup>4</sup>), e em juros, que são os rendimentos relativos à dívida externa (títulos de dívida e financiamentos). As remessas líquidas de lucros dependem do nível de atividade e do estoque acumulado de investimentos<sup>5</sup>. Períodos de expansão da atividade econômica interna tendem a reduzir as remessas de lucros, que acabam sendo reinvestidos, dada a expectativa de maiores retornos no futuro.

As remessas líquidas de juros, despesas com o serviço da dívida externa e receitas com a remuneração de reservas internacionais, dependem fundamentalmente da taxa de juros externa, uma variável fora do raio de ação da política econômica do Brasil. O montante da dívida varia de acordo com os resultados da conta corrente que, se forem deficitárias, elevam a dívida líquida e, por conseguinte, as remessas de juros.

As transferências unilaterais correntes são um item de grande importância para países que recebem transferências de emigrantes. No caso brasileiro, a maior parte dos recursos vêm dos Estados Unidos e do Japão. O volume depende da quantidade de pessoas empregadas nos países estrangeiros e da taxa de câmbio, que influencia o preço dos ativos brasileiros em reais. Nos últimos anos, o volume tem sido relevante, mas historicamente

---

<sup>4</sup> Os investimentos diretos também podem ser efetuados em ações, mas só se for em quantidade suficiente para dar poderes ao detentor dos papéis de interferir nas decisões da empresa. Os investimentos em ações não conferem tais poderes.

<sup>5</sup> Em Hennings (1996), o tema determinantes dos fluxos de capitais estrangeiros é amplamente explorado.

tem peso muito pequeno na formação dos resultados da conta de transações correntes brasileiras.

As medidas de política monetária têm um propósito claro, o controle da inflação. Não seriam utilizados com o objetivo de alterar o comportamento das remessas de lucros nem tão pouco do envio de recursos por emigrantes. Seus efeitos são indiretos e esses itens do balanço de pagamentos reagem a outros determinantes igualmente importantes. Mas o impacto de tais medidas sobre o comércio é mais evidente, pois afetam a demanda agregada e a taxa real de câmbio. Portanto, é possível formar expectativas quanto á reação da conta corrente frente a medidas de política, olhando somente para os fluxos de comércio.

O comércio de bens e serviços é o lado mais dinâmico do balanço de pagamentos. A corrente de comércio, exportações mais importações de bens e serviços, cresceu em média 7,4% ao ano de 1995 a 2005. Após a flutuação cambial em 1999, o crescimento médio subiu para 11,9% ao ano até 2005.

O resultado do comércio forma o passivo (ou ativo) externo líquido, que gera as remessas (ou recebimentos) líquidas de rendas. Como os juros externos estão fora do raio de ação dos mecanismos de política econômica local, vamos considerá-los apenas como um parâmetro. Além disso, vamos admitir a hipótese de abundância de crédito externo disponível para financiar as transações correntes brasileira a ponto de a taxa de juros de referência (ou taxa básica de juros) não ser uma restrição aos fluxos financeiros. Os principais determinantes da conta corrente passam a ser os determinantes do comércio, ou seja, renda e preços. Analisar as exportações e as importações de bens e serviços passa a ser o caminho para analisar a conta corrente, ainda que de forma parcial.

Uma importante opção de análise vem do modelo de substitutos imperfeitos, que permite, a partir da teoria do consumidor, a construção das equações de oferta e de demanda para o comércio. Esse modelo foi muito difundido e a literatura empírica que o utiliza para testar as equações é vasta. Vamos fazer um apanhado dos principais trabalhos publicados recentemente para o caso brasileiro. A idéia é comparar seus resultados e procedimentos com os resultados e procedimentos derivados de outro modelo, também fundamentado na teoria do consumidor, mas que parte de decisões intertemporais com base na teoria da renda permanente.

O modelo intertemporal permite a construção da demanda de um país por bens e serviços importados, e, por simetria, a construção da demanda do resto do mundo por bens e serviços exportados por esse mesmo país. Com isso, teremos um conjunto de equações que representa o comércio exterior e de onde serão estimadas as elasticidades renda e preço do comércio<sup>6</sup>.

A primeira parte deste capítulo se dedica a uma descrição do modelo de substitutos imperfeitos que serve de base para uma avaliação crítica das estimativas das equações de demanda por importações realizadas para o caso brasileiro, apresentadas na segunda parte.

A terceira parte apresenta o modelo intertemporal e os passos para que sejam definidos os determinantes e as elasticidades das equações de demanda. Por fim, os resultados das estimativas são apresentados e comparados com os resultados encontrados a partir do modelo de substitutos imperfeitos.

## **2. Modelo de substitutos imperfeitos<sup>7</sup>**

A hipótese básica diz que nem as importações nem as exportações são substitutos perfeitos para os bens locais (Goldstein e Khan, 1985). Em geral, os países comercializam um mesmo tipo de bem e os preços variam de país para país, mas não há domínio de mercado.

O modelo é composto por três conjuntos de equações: (i) equações de oferta e de demanda para as exportações e para as importações; (ii) equações de preços; e (iii) condições de equilíbrio entre oferta e demanda. Essas equações determinam as quantidades e os preços de oferta e de demanda das exportações e das importações. Os determinantes são os níveis de renda local e estrangeiro, os preços finais dos bens locais e dos bens estrangeiros (inclusive as tarifas e os subsídios) e a taxa de câmbio.

O modelo de substitutos imperfeitos é uma expressão da teoria da demanda, onde o consumidor maximiza suas preferências sujeito a uma restrição orçamentária. A função de demanda por importação, por exemplo, relaciona as quantidades importadas com a renda local, com os preços finais dos bens importados e com os preços finais dos bens locais substitutos. As elasticidades renda e preço-cruzada são positivas e as elasticidades preço de

---

<sup>6</sup> O trabalho de Souza (2007) estimou os parâmetros da equação de importação, com o intuito de avaliar os impactos da integração regional no âmbito do Mercosul sobre as importações brasileiras.

<sup>7</sup> A resenha descritiva desse modelo pode ser encontrada em Goldstein e Khan (1985). Um exemplo de como construir o modelo e estimar seus parâmetros por simultaneidade encontra-se em Goldstein e Khan (1978).

demanda são negativas. Não há ilusão monetária e, portanto, o que vale são as variáveis em termos reais.

Vamos apresentar uma versão simples do modelo, explorada em Goldstein e Khan (1978), onde as elasticidades preço e renda das exportações são estimadas simultaneamente, consideradas as funções de oferta e de demanda. A demanda por exportações é especificada de acordo com a seguinte equação linear (variáveis em logaritmo):

$$(1) \quad x_t^d = a_0 + a_1 \frac{p_t^x}{p_t^{xw}} + a_2 y_t^w,$$

onde  $x^d$  é a quantidade demandada de exportações;  $p^x$  é o preço das exportações;  $p^{xw}$  é a média ponderada dos preços das exportações praticados pelos principais parceiros comerciais; e  $y^w$  é a média ponderada da renda dos principais parceiros comerciais.

A oferta de exportações é uma função linear dos preços e de um índice que mede a capacidade de produção do país (variáveis em logaritmo):

$$(2) \quad x_t^s = \beta_0 + \beta_1 \frac{p_t^x}{p_t} + \beta_2 y_t^*,$$

onde  $x^s$  é a quantidade ofertada de exportações;  $p^x$  é o preço das exportações;  $p$  é um índice de preços locais; e  $y^*$  é um índice de capacidade de produção local. Da equação (2), podemos extrair uma equação para os preços das exportações, função da quantidade ofertada, da capacidade de produção e dos preços locais:

$$(3) \quad p_t^x = b_0 + b_1 x_t^s + b_2 y_t^* + b_3 p_t.$$

As equações (1) e (3) podem ser estimadas de forma simultânea, gerando os parâmetros estruturais desse modelo de equilíbrio. Na prática, é preciso, antes, obter a forma reduzida dessas equações, preservando apenas os efeitos exógenos sobre quantidades e preços. É só considerarmos a hipótese de equilíbrio, onde as quantidades ofertadas são iguais as quantidades demandadas, e substituímos a equação (3) na equação (1) para obtermos a forma final que define as quantidades de equilíbrio:

$$(4) \quad x_t = \delta_0 - \delta_1 p_t^{xw} + \delta_2 y_t^w + \delta_3 y_t^* + \delta_4 p_t.$$

Com as quantidades de equilíbrio, substituímos (4) em (3) para obtermos os preços de equilíbrio, onde  $x=x^s$ :

$$(5) \quad p_t^x = \gamma_0 - \underset{(+)}{\gamma_1} p_t^{xw} + \underset{(+)}{\gamma_2} y_t^w + \underset{(-)}{\gamma_3} y_t^* + \underset{(+)}{\gamma_4} p_t .$$

Equações semelhantes para preços e quantidades de equilíbrio para as importações podem ser construídas por simetria. No caso da renda, a variável relevante seria a renda local e não a renda do resto do mundo. O mesmo vale para a capacidade de produção. Quanto aos preços relativos, teriam suas razões invertidas para  $p/p^m$  no caso da equação de demanda e  $p^{mw}/p^m$  no caso da equação de oferta.

Goldstein e Khan (1978) estimaram os parâmetros dessas equações para oito países. A técnica usada foi o estimador FIML (*Full-Information Maximum Likelihood*), que requer completa especificação do modelo. As elasticidades mostraram-se mais sensíveis.<sup>8</sup>

No entanto, a maior dificuldade em se testar o modelo vem da simultaneidade na determinação dos preços e das quantidades, pois isso indica que existe correlação entre as variáveis determinantes e o termo de erro. Outro problema é a necessidade de contar com variáveis defasadas, já que as respostas não são imediatas, principalmente quando as séries são trimestrais. O uso da variável dependente defasada é comum para se representar a dinâmica do comércio, mas o número de defasagens é difícil de ser determinado.

Assim, as avaliações empíricas costumam não explicitar o lado da oferta, pois as elasticidades preço são tomadas como infinitas, o que facilita a estimação das equações de demanda por meio de métodos de equação única. Isso vale especialmente para a oferta de produtos importados, que compreende a produção global.

Além da hipótese simplificadora que restringe a oferta a um parâmetro, as estimativas para o modelo de substitutos imperfeitos costumam adotar procedimentos que incorporam aspectos não intrínsecos ao modelo de equilíbrio, como a decomposição da renda e a inclusão de variáveis defasadas. As estimativas para o caso brasileiro, que serão apresentadas a seguir, fazem uso de tais adaptações.<sup>9</sup>

---

<sup>8</sup> Goldstein e Khan (1978) apresentaram um segundo modelo, modelo de desequilíbrio, que pressupõe um ajuste não-instantâneo que decorre da possibilidade de excessos de demanda que são corrigidos via preços pelo país exportador. Nesse caso, as equações de exportações passam a contar com a variável dependente defasada ( $x_{t-1}$ ) como mais um determinante.

<sup>9</sup> O modelo, em sua construção, não distingue a variável renda entre tendência e ciclos, ou entre permanente e transitória. Mas nas avaliações empíricas, tanto pode ser representada pelo PIB em termos reais, como pela decomposição do PIB em seu efeito de tendência (componente secular) e em seu efeito cíclico. Em momentos em que há excesso de demanda, as importações tendem a aumentar, já que a oferta local torna-se mais lenta e mais cara, assim como o crédito local. As importações ficam mais sensíveis nesses momentos, o que torna a elasticidade renda cíclica da demanda de importação mais alta do que a elasticidade renda secular. Além

---

disso, há o caso especial em que o efeito da renda secular é anti-cíclico. Isso ocorre quando a elasticidade renda da oferta é muito alta e um aumento da renda provoca um forte aumento da oferta local, mais do que o suficiente para atender a expansão da demanda extra, o que geraria uma substituição de produtos importados por produtos locais, com queda das importações.



### 3. Estimativas para o caso brasileiro – modelo de substitutos imperfeitos (artigos selecionados)

A literatura brasileira que aborda as equações de comércio exterior torna-se rica a partir da década de 1980, logo em seguida a um período de transformações intensas em nossa economia. Dentre os fatos que afetaram o comércio, cabe destacar a política de minidesvalorizações cambiais a partir de 1968, a política de incentivo às exportações, a política de substituição de importações, os choques do petróleo, o endividamento externo crescente, as maxidesvalorizações cambiais e a crise financeira que afetou os países em desenvolvimento e endividados.

Alguns desses trabalhos foram destacados em Zini Jr. (1988)<sup>10</sup>. Nesta tese, vamos analisar trabalhos mais recentes, a partir de Zini Jr., que incorporam técnicas mais modernas de estimação por séries temporais. Alguns desses trabalhos se dedicaram a estimar ambas as equações, de oferta de exportações e de demanda por importações, enquanto que outros estimaram apenas uma delas, ora de forma agregada ora de forma desagregada.

Um dos trabalhos analisados, Portugal (1993), dedicou-se somente à estimação de equações de exportação. Esse trabalho ressalta a importância em se tratar séries relacionadas às equações de comércio exterior como não-estacionárias, o que exige técnicas apropriadas de estimação pouco utilizadas até então. Foram empregados testes de raiz unitária e de co-integração e também foi utilizado um mecanismo de correção de erros para a avaliação da dinâmica de curto prazo. Outro aspecto importante abordado por esse trabalho diz respeito à instabilidade dos parâmetros da equação de exportação diante das mudanças de regimes de política, como por exemplo, as medidas de incentivo às exportações largamente utilizadas ao longo da década 1970. Para tratar esse problema foram utilizados o filtro de Kalman e a técnica de regressão *switching*.

Outro trabalho que também abordou a questão da instabilidade dos parâmetros foi o de Carvalho e De Negri (2000) na estimação das equações de exportação e de importação para produtos agropecuários. Além dos procedimentos habituais de co-integração e da análise dinâmica via mecanismo de correção de erros, o trabalho testou a presença de exogeneidade

---

<sup>10</sup> Aí, diversos resultados prévios de estimativas de funções de exportação e de funções de demanda por importações do Brasil são comparados. Veja as tabelas 19 e 20, p.651.

fraca, com a preocupação de saber se os parâmetros estimados resistiriam à crítica de Lucas e poderiam ser utilizados em previsões.

Seguindo a mesma linha, Castro e Cavalcanti (1997) estimaram os vetores de co-integração para as equações de comércio, de forma agregada, e os mecanismos de correção de erros. Testaram, ainda, a presença de exogeneidade nas variáveis explicativas.

Mais um trabalho merece ser citado dentre os que estimaram equações de comércio, Pastore, Blum e Pinotti (1998). Esse trabalho buscou uma relação de co-integração entre as variáveis de ambas as equações e deu destaque à variável câmbio real, calculada de diversas formas, com diferentes deflatores, para testar que opção de medida para o câmbio melhor explica o comportamento das exportações e das importações.

Outros cinco trabalhos, listados no Quadro 1, serão comentados com maior atenção. O objetivo é comparar os resultados das estimativas das elasticidades renda e preço de demanda por importações e tomar esses resultados como referência para novas estimativas que serão apresentadas nesta tese. Zini Jr. (1988) estimou equações de exportações e de importações. Os demais, Portugal (1992), Portugal e Morais (2005), Resende (1997) e (2001) se ativeram somente às estimativas de importações. Aqui, vamos manter o foco sobre a equação de importações, de forma agregada, com exceção do trabalho de Resende (1997), que analisou as importações de bens de capital.

Todos esses trabalhos partiram do modelo de substitutos imperfeitos como método de análise. Outra característica comum entre eles foi a separação, na equação de importações, da variável renda entre os seus componentes secular e cíclico. Além disso, os trabalhos de Zini Jr., Portugal e Portugal e Morais consideraram o efeito das tarifas sobre as importações.

No artigo de Zini Jr. (1988), há duas estimativas para a equação de importações. A primeira considera a taxa de câmbio real para medir a elasticidade preço da demanda. A estimativa foi feita em dois estágios com correção para AR. Apenas a elasticidade renda secular da demanda mostrou-se significativa. O coeficiente do componente cíclico da renda (utilização da capacidade instalada da indústria) foi estimado com sinal correto mas não apresentou significância estatística. O mesmo ocorreu com o efeito preço (câmbio real) e com o efeito das tarifas sobre as importações.

A segunda versão do modelo decompôs o efeito preço entre o preço das importações e o preço dos bens locais, ambos em moeda local. Considerou, ainda, as importações com um período de defasagem. Nesse caso, a demanda por importações foi estimada de acordo com a construção sugerida por Goldstein e Khan (1978). Os resultados melhoraram, pois as elasticidades renda secular e cíclica da demanda mostraram-se significativas. A elasticidade preço das importações também mostrou-se significativa, apesar de muito baixa. Os preços locais não exercem influência sobre a demanda por importações.

Ambas as equações foram estimadas com um termo de ajustamento parcial, por isso incluem a variável dependente defasada, como mecanismo dinâmico de resposta já que os mercados não se equilibram instantaneamente. As estimativas se referem às elasticidades de curto prazo. As elasticidades de longo prazo são iguais as de curto prazo divididas por um menos o coeficiente da variável defasada. Diante dos resultados encontrados por Zini Jr. (1988), pode-se dizer que a demanda por importações no Brasil entre 1970 e 1986, em base trimestral, reagiu quase que exclusivamente em função do comportamento da renda local. Da forma como as equações foram construídas, o efeito preço, que deve incluir impostos, subsídios, taxa de câmbio, preços dos bens importados e preços dos bens locais, não pôde ser avaliado.

Portugal (1992) não utilizou o termo de ajustamento parcial. Separou o efeito renda entre secular e cíclico e construiu apenas uma variável para expressar o efeito preço. Para o período trimestral entre 1975 e 1988, estimou as elasticidades de longo prazo que se mostraram significativas para o câmbio real, próxima da unidade, e para o efeito cíclico da renda, um valor elevado. Esse trabalho representou um avanço importante, pois aplicou um teste de co-integração que aprovou a construção da equação de demanda por importações como sugerido pelo modelo de substitutos imperfeitos. As elasticidades de curto prazo foram estimadas por meio de um mecanismo de correção de erros.

O mesmo autor repetiu as estimativas em Portugal e Morais (2005)<sup>11</sup>. Mais uma vez, o teste de co-integração confirmou o formato da equação de demanda por importações segundo o modelo de substitutos imperfeitos. As elasticidades de longo prazo foram

---

<sup>11</sup> Esse trabalho considerou a hipótese de quebras estruturais na evolução das variáveis relacionadas à demanda por importações no Brasil. Testou a regularidade das variáveis com o uso de um modelo Markov e *Switching*. Aqui, vamos nos ater apenas aos resultados do modelo linear estimado por mínimos quadrados ordinários.

significativas para o efeito preço (taxa real de câmbio) e para o efeito renda secular (PIB). Já o efeito cíclico da renda (utilização da capacidade instalada) mostrou-se não-significativo. As elasticidades de curto prazo foram estimadas por um mecanismo de correção de erros. Esse trabalho foi o único a utilizar dados anuais, de 1947 a 2002. A separação entre os efeitos secular e cíclico da renda não pareceu ser relevante, já que apenas um deles figurou como significativo nas equações estimadas. O efeito secular mostrou-se significativo, mas com elasticidade de longo prazo menor que a elasticidade preço da demanda por importações, 0,7 contra 0,9.

Os trabalhos de Resende (1997) e (2001) introduziram a capacidade para importar como uma nova variável do modelo de substitutos imperfeitos. A hipótese considerada é a de que as importações dos países subdesenvolvidos são influenciadas por suas receitas de divisas. Sob regime de câmbio fixo e baixo nível de reservas internacionais, em momentos em que as exportações caem, ou seja, em que há menos capacidade para importar, mecanismos que restringem as importações (controle das importações) são acionados. Em outras palavras, o controle das importações em países subdesenvolvidos é utilizado como instrumento de ajuste do balanço de pagamentos.

O primeiro trabalho testou os determinantes da demanda por importações de bens de capital, enquanto que o segundo estendeu a análise para o total das importações. Em Resende (2001), aplicou-se o teste de co-integração e não foi possível rejeitar a hipótese de existência de co-integração entre as variáveis relevantes. O efeito preço não foi significativo, assim como o efeito cíclico da renda. O método OLS *piece-wise* foi utilizado para corrigir a instabilidade dos parâmetros. As elasticidades de curto prazo foram estimadas por um mecanismo de correção de erros.

O modelo modificado pela introdução de uma nova variável mostrou que a variável mais relevante para explicar o comportamento da demanda por importações totais é a capacidade para importar. A variável é definida como a soma das exportações, das rendas (juros e lucros), de alguns investimentos, como o investimento direto líquido e os empréstimos e financiamentos de médio e longo prazos líquidos de amortizações, e dos erros e omissões, tudo deflacionado pelo índice de preços das importações totais. Utilizou-se a média dos últimos 12 trimestres e a elasticidade estimada ficou em 0,6.

## Quadro 1

### Estimativas das elasticidades preço e renda da equação de demanda por importações Artigos Seleccionados

	Elasticidades								Período
	<i>y</i>	<i>rer</i>	<i>u</i>	<i>cap</i>	<i>Tarifas</i>	<i>m(-1)</i>	<i>e*P<sub>m</sub></i>	<i>P<sub>d</sub></i>	
Zini Jr. (1988) 1/	0,119 (0,095)	-0,074 (0,12)	0,66 (0,429)	-	-0,28 (1,1)	0,895 (0,077)	-	-	1970.1/ 1986.3
Zini Jr. (1988) 2/	1,28 (0,37)	-	1,29 (0,37)	-	-1,92 (0,95)	0,61 (0,10)	-0,18 (0,083)	0,01 (0,078)	1970.1/ 1986.4
Portugal (1992) 3/	0,34 (0,194)	-0,91 (0,226)	3,86 (0,361)	-	-	-	-	-	1975.1/ 1988.4
Portugal e Morais (2005) 4/	0,69 (0,052)	-0,94 (0,106)	-0,62 (1,233)	-	-	-	-	-	1947/ 2002
Resende (1997) 5/	-1,11 [-4,77]	-0,2 [-1,65]	0,65 [2,44]	0,77 [5,53]	-	-	-	-	1974.2/ 1988.3
Resende (2001) 6/	0,54 (0,137)	não signif.	não signif.	0,63 (0,037)	-	-	-	-	1978.3/ 1998.4

1/ *m*=quantum das importações; *y*=produto potencial (linha de tendência); *rer*= $e^*P_m/PA(DI)$ ; *u*=utilização da capacidade instalada da indústria; *tarifas*=taxa média (arrecadação/valor das importações). A separação do produto entre tendência (*y*) e ciclo (*u*) procura resolver problemas de simultaneidade entre as importações e o nível de renda local. A estimativa foi feita em dois estágios com correção para AR.

2/ *m*=quantum das importações; *y*=produto potencial (linha de tendência);  $e^*P_m$ =câmbio multiplicado por preço de importação;  $P_d=PA-DI$ ; *u*=utilização da capacidade instalada da indústria. A estimativa foi feita por mínimos quadrados ordinários, sem correção para AR, pois não foi detectada a presença de autocorrelação dos resíduos. Os modelos estimados são de ajustamento parcial, por isso incluem a variável dependente defasada. As elasticidades são de curto prazo. As de longo prazo são iguais as de curto prazo divididas por um menos o coeficiente de curto prazo da variável defasada.

3/ *m*=quantum importado exceto petróleo e trigo; *y*=produção industrial; *rer*=taxa de câmbio real deflacionada pelo IPA e corrigida pelo índice de preços das importações totais exceto petróleo e trigo (considera a evolução das tarifas); *u*=utilização da capacidade instalada no setor industrial. Estimativas via co-integração e MCE.

4/ *m*=quantum importado; *y*=PIB; *rer*=taxa de câmbio real deflacionada pelo IPA e corrigida pelo índice de preços das importações totais (considera a tarifa média); *u*=utilização da capacidade instalada no setor industrial. Estimativas via co-integração e MCE.

5/ *m*=quantum importado de bens de capital; *y*=PIB; *rer*=taxa de câmbio real deflacionada pelo IPA-DI e corrigida pelo índice de preço das importações de BK; *u*=utilização da capacidade instalada na indústria de bens de capital; e *cap*=capacidade de importação. O método MQO-*piece-wise* foi utilizado para corrigir a instabilidade de parâmetros. Foram utilizadas *dummies* para 1974-75 e para 1986 e uma variável *pw* para os preços (resultados não apresentados aqui). A variável *cap* corresponde à média aritmética dos últimos 10 trimestres.

6/ *m*=quantum importado; *y*=PIB; *rer*=taxa de câmbio real deflacionada pelo IPA-DI e corrigida pelo índice de preço das importações; *u*=utilização da capacidade instalada na indústria; e *cap*=capacidade de importação (média dos últimos 12 trimestres). O método MQO-*piece-wise* foi utilizado para corrigir a instabilidade de parâmetros. Foram utilizadas *dummies* para 1986.4, 1989.1 e 1994.3 e variáveis *pw* para *y*, *cap* e preços das importações (resultados não apresentados aqui).

Observações: (desvio padrão) e [estatística *t*]. As constantes foram omitidas.

A variável capacidade para importar, no entanto, poderia mostrar-se ainda mais relevante se considerasse em sua definição outros itens do balanço de pagamentos como os empréstimos de curto prazo, responsáveis pela maior parte dos financiamentos às importações. Na verdade, todos os itens do balanço de pagamentos poderiam ser incluídos, já que a variável relevante é a receita líquida de divisas. Assim, poderíamos considerar as importações como os “usos” e os demais itens como as “fontes” do balanço de pagamentos.

Mas por definição, os usos são iguais às fontes com sinal contrário.<sup>12</sup> Portanto, se utilizássemos essa definição de capacidade para importar como variável explicativa, estaríamos contrapondo as importações com elas próprias.

Resende (1997) e (2001) não utilizaram a versão usos e fontes, mas os itens selecionados para a construção da variável capacidade para importar são, de fato, fontes do balanço de pagamentos, diretamente ligados às importações em alguns casos e, portanto, com forte tendência a se comportarem de acordo com a evolução das importações. Não há exogeneidade teórica na variável e por isso não deveria figurar como variável determinante na equação de demanda. Sua inclusão é arbitrária e transfigura o modelo de substitutos imperfeitos.

Outra arbitrariedade é a distinção da variável renda. O modelo de substitutos imperfeitos não explicita na construção da equação de demanda por importações a distinção da variável renda entre renda cíclica e renda secular. Os autores costumam fazer tal distinção nas avaliações empíricas por ser razoável admitir que as importações reajam de forma distinta frente a variações de demanda. Quando a demanda extra é percebida como momentânea, a oferta local ou não reage ou reage pouco, o que provoca um efeito mais forte sobre as importações. Se a demanda extra persistir, a oferta local será ampliada para atendê-la e o papel das importações diminui.

Se considerarmos as importações brasileiras de forma desagregada, por categoria de uso, veremos que a justificativa da separação deixa de ser convincente em alguns casos. Por exemplo, as importações de bens de capital, média de 23% das importações totais entre 1990 e 2006, certamente reagem às variações seculares da renda, mas devem ser pouco sensíveis às variações cíclicas. De fato, Resende (1997) mostrou que a elasticidade renda cíclica da demanda por importações de bens de capital é pouco significativa enquanto que a elasticidade renda secular é fortemente significativa. Em Resende (2001), chegou-se as mesmas conclusões para as importações totais (resultados no Quadro 1) e para as importações de bens de capital e de bens intermediários (resultados não reportados no Quadro 1). Quando as estimativas são feitas com base em dados anuais, o efeito cíclico da renda acaba perdendo importância, é o que mostra o trabalho de Portugal e Morais (2005).

---

<sup>12</sup> O balanço de pagamentos é uma expressão contábil das transações entre residentes e não-residentes. Seus lançamentos seguem o princípio das partidas dobradas e, portanto, têm soma nula. A tabela usos e fontes é apenas uma forma livre de representá-lo.

Diante dos problemas com a separação do efeito renda, ou seja, na maioria dos testes aplicados para a demanda por importações no Brasil os componentes não se mostraram significativos de forma conjunta e o efeito cíclico mostrou-se não significativo para componentes importantes das importações, como as importações de bens de capital e de bens intermediários, vamos estimar as elasticidades renda e preço da demanda por importações sem decompor o efeito renda. A nova estimativa terá como base analítica um modelo de otimização intertemporal em lugar do modelo de substitutos imperfeitos. A idéia é utilizar as condições de equilíbrio desse modelo intertemporal para estimar a equação de demanda por importações. Não serão incluídas variáveis *ad hoc* na equação.

#### **4. Estimativas para o caso brasileiro – modelo intertemporal**

Outra forma de derivar a equação de importações, que também considera a decisão do consumidor, constrói o modelo a partir da teoria da renda permanente. O consumidor escolhe o nível geral de consumo no tempo, em primeiro lugar, para depois escolher entre o consumo de bens importados e o consumo de bens locais. A equação de importações passa a estabelecer uma relação não-linear entre a demanda e os preços e entre a demanda e a renda permanente cujos sinais dependerão das magnitudes das elasticidades de substituição intratemporal e intertemporal (Obstfeld e Rogoff, 1995). Nesse caso, as importações podem ser pró-cíclicas quando a elasticidade intertemporal for maior que a intratemporal, ou anticíclicas em caso contrário. Isso ocorre porque os juros reais entram na equação e influenciam a decisão intertemporal.

Mas quando o problema é escrito tendo em primeiro plano a escolha entre bens importados e bens locais, chega-se a uma relação linear entre importações, preço e renda. Os trabalhos de Clarida (1994), Reinhart (1995) e Senhadji (1998) seguiram esse caminho e estimaram cada qual a sua equação de importações de bens e serviços para diferentes países.

Clarida (1994) trabalhou com a demanda por bens de consumo não-duráveis para o caso dos EUA. Vamos seguir os procedimentos adotados por Reinhart (1995) e Senhadji (1998), que utilizaram, para diversos países, a demanda total de bens e serviços. Este trabalho pretende estimar, a partir de tais procedimentos, a equação de importações para o Brasil e as equações de importações de seus principais parceiros, como se estivéssemos estimando equações de demanda por exportações.

**4.1 Modelo** A demanda por importações de bens e serviços é derivada de um problema de maximização de utilidade de um agente representativo de vida infinita e que desfruta de previsão perfeita. A decisão do consumidor é intertemporal e sua escolha ótima entre o consumo de bens e serviços de produção local ( $H_s$ ) e o consumo de bens e serviços importados ( $M_s$ ) resulta da solução do seguinte problema:

$$(6) \quad \underset{\{H_s, M_s\}_{s=t}^{\infty}}{\text{Max}} E_s \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(H_s, M_s)$$

sujeito à

$$(7) \quad B_{s+1} = (1+r)B_s + (E_s - H_s) - P_s M_s \quad \text{e}$$

$$(8) \quad E_s = (1-\rho)\bar{E} + \rho E_{s-1} + \xi_s, \quad \xi_s \approx (0, \sigma^2),$$

onde  $\beta$  é a taxa de desconto subjetiva do consumidor;  $B_{s+1}$  é o estoque líquido de ativos estrangeiros ao final do período  $s$ ;  $r$  é a taxa de juros mundial, considerada constante;  $P_s$  é o preço relativo do bem estrangeiro<sup>13</sup>; e  $E_s$  corresponde às disponibilidades do consumidor. A equação (6) representa a maximização da utilidade do consumidor; a equação (7) a sua restrição orçamentária, que reproduz a equação da conta de transações correntes; e a equação (8) restringe as disponibilidades a um processo estocástico do tipo AR(1), com média incondicional  $\bar{E}$  e variância incondicional  $\sigma^2/(1-\rho)$ , onde  $\sigma^2$  é a variância do choque  $\xi_s$ , i.i.d., e  $\rho$  é o grau de persistência do choque sobre  $E_s$ . Precisamos, ainda, da

seguinte condição de transversalidade,  $\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{B_{T+1}}{\prod_{t=0}^T (1+r)^{-1}} = 0$ , restrição que garante uma

situação não-Ponzi.

Esse problema pode ser resolvido de forma recursiva, com o uso de uma equação de Bellman:

$$(9) \quad V(B_t) = \underset{H_t, M_t}{\text{Max}} \left\{ u(H_t, M_t) + \beta E[V([1+r]B_t + [E_t - H_t] - P_t M_t)] \right\}_{(\cdot) = B_{t+1}}$$

As condições de primeira ordem são:

---

<sup>13</sup> Em uma economia com dois bens, bem local ( $H$ ) e bem estrangeiro ( $F$ ), cujos preços são  $P^H$  e  $P^F$ ,  $P = P^F / P^H$ .



$$(10) \quad \frac{\partial V(B_t)}{\partial H_t} = 0 \Rightarrow u_H = \beta EV'(B_{t+1})$$

$$(11) \quad \frac{\partial V(B_t)}{\partial M_t} = 0 \Rightarrow u_M = \beta EV'(B_{t+1})P_t$$

$$(12) \quad V'(B_t) = \frac{\partial V(B_t)}{\partial B_t} = \beta(1+r)EV'(B_{t+1})$$

De (10), temos que  $EV'(B_{t+1}) = u_H / \beta$ , e de (11),  $EV'(B_{t+1}) = u_M / \beta P_t$ . Substituindo esses resultados em (12), temos

$$(13) \quad V'(B_t) = (1+r)u_H \quad \text{e} \quad V'(B_t) = (1+r)u_M / P_t.$$

Da equação (13), podemos encontrar  $EV'(B_{t+1})$  e substituir em (10) e em (11) para derivar as seguintes equações de Euler:

$$(14) \quad u_H(H_t, M_t) = \beta(1+r)Eu_H(H_{t+1}, M_{t+1}) \quad \text{e} \quad u_M(H_t, M_t) = \beta(1+r)Eu_M(H_{t+1}, M_{t+1}),$$

ou seja, a taxa marginal de substituição intertemporal é igual a  $\beta(1+r)$ . Mas podemos extrair, ainda, outra condição de equilíbrio a partir de (10) e (11):

$$(15) \quad u_H(H_t, M_t) = u_M(H_{t+1}, M_{t+1})P_t$$

Agora basta definir a função utilidade e usar a condição (15) para chegarmos à equação de importação. Considere uma função utilidade aditiva, como em Clarida (1994) e Senhadji (1998):

$$(16) \quad u(H_t, M_t) = \frac{A_t}{1-\alpha} H_t^{1-\alpha} + \frac{B_t}{1-\gamma} M_t^{1-\gamma}, \quad \alpha > 0 \quad \text{e} \quad \gamma > 0.$$

$A_t$  e  $B_t$  representam choques aleatórios de preferências, cujos comportamentos são estacionários e representados pelas seguintes equações exponenciais:

$$(17) \quad A_t = e^{a_0 + \varepsilon_{A,t}} \quad \text{e} \quad B_t = e^{b_0 + \varepsilon_{B,t}}.$$

A equação (16) pode ser resolvida para  $u_H$  e  $u_M$  e os resultados substituídos em (15). Em logaritmo (letras minúsculas) temos a seguinte equação de importação:

$$(18) \quad m_t = c_0 - (1/\gamma)p_t + (\alpha/\gamma)h_t + \varepsilon_t,$$

onde  $c_0 = [(b_0 - a_0)/\gamma]$  e  $\varepsilon_t = \varepsilon_{B,t} - \varepsilon_{A,t}$ .

As disponibilidades equivalem ao produto interno, cujo destino é o consumo local ou o consumo externo, ou seja,  $E_t = H_t + X_t$ . Visto de outra forma, o consumo de bens locais equivale às disponibilidades totais menos as exportações:  $H_t = E_t - X_t$ <sup>14</sup>. Assim, em logaritmo,  $h_t = \log(GDP_t - X_t)$ , ou  $h_t = gdp_{x_t}$ . Substituindo em (18) obtemos a equação a ser estimada:

$$(19) \quad m_t = c_0 - (1/\gamma)p_t + (\alpha/\gamma)gdp_{x_t} + \varepsilon_t.$$

Enfim, chegamos a uma equação que relaciona a demanda por importação de bens e serviços com os preços relativos das importações e que se diferencia da equação convencional por ter como variável determinante o PIB líquido de exportações e não somente o produto interno bruto.

**4.2 Estimativas** As variáveis que compõem a equação (19), “importações”, “preços relativos das importações” e “produto líquido de exportações”, têm um comportamento não-estacionário. Se encontrarmos uma combinação linear entre elas que gere uma variável estacionária, ou seja, se as três variáveis co-integrarem, é sinal de que o comportamento dos dados reflete a relação teórica descrita pela equação.

O primeiro passo, portanto, é verificar se de fato as variáveis são estacionárias ou não. Mais especificamente, se seguem um processo I(1), ou seja, se são integradas de primeira ordem, ou ainda, se as variáveis são não-estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença. Somente variáveis I(1) podem ser co-integradas de primeira ordem. Essa verificação exige um teste de raiz unitária.

Em seguida, é preciso verificar se as variáveis co-integram, ou seja, se compartilham a mesma tendência e se possuem uma relação de longo prazo independente de suas propriedades temporais. Caso haja co-integração, podemos estimar a equação (19), denominada equação de co-integração. Caso contrário, temos um indicativo de que o

---

<sup>14</sup> A restrição (7) pode ser escrita da seguinte forma  $B_{s+1} - B_s = rB_s + (E_s - H_s) - P_s M_s$ . Essa expressão representa o balanço de pagamentos. Do lado esquerdo, a conta financeira e do lado direito, a conta corrente, com rendas ( $rB_s$ ), exportações ( $X_t = E_t - H_t$ ) e importações ( $P_s M_s$ ).

modelo está mal especificado, por exemplo, por omissão de variáveis relevantes, e não é capaz de reproduzir o comportamento de longo prazo da demanda por importações.

O teste de co-integração mais indicado é o de Johansen, pois além de testar a hipótese nula de co-integração, é capaz de indicar o número de vetores de co-integração. Este trabalho busca apenas um vetor de co-integração, que permita o cálculo das elasticidades preço e renda das importações.

Confirmada a co-integração entre as variáveis, o terceiro passo é estimar os parâmetros da equação de co-integração. Estimativas por OLS podem ser consistentes, mas são ineficientes. Apresentam problemas de correlação serial e não raro de simultaneidade. Para evitar tais problemas, os trabalhos de Reinhart (1995), Clarida (1994) e Senhadji (1998) adotaram procedimentos de construção semelhantes: inclusão de variáveis defasadas em nível, de variáveis em diferença e de variáveis em diferença defasadas.<sup>15</sup> Vamos estimar a equação (19) por meio dos procedimentos adotados por Reinhart (1995) e por Senhadji (1998). O primeiro inclui as variáveis determinantes em diferença defasadas:

$$(19.a) \quad m_t = \beta_0 + \beta_1 rpm_t + \beta_2 gdp_x_t + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \Delta rpm_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_{2i} \Delta gdp_x_{t-i} + e_t.$$

O segundo procedimento é o estimador FM (Phillips-Hansen *fully modified estimator*) como apresentado em Enders (2004), que considera as variáveis determinantes em diferença no instante  $t$ , em diferença antecipadas em  $t+1$  e em diferença defasadas:

$$(19.b) \quad m_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 gdp_x_t + \sum_{i=0}^k \gamma_{1i} \Delta p_{t-i+1} + \sum_{i=0}^k \gamma_{2i} \Delta gdp_x_{t-i+1} + \varepsilon_t.$$

O número de defasagens deve ser o suficiente para eliminar a correlação serial. Esse procedimento considera que as variáveis em diferença são estacionárias e não correlacionadas com  $\varepsilon_t$ .

Caso persista o problema de correlação serial dos resíduos, as estatísticas  $t$  ainda estariam comprometidas. É preciso ajustá-las para atenuar os efeitos da correlação serial.

---

<sup>15</sup> As especificações utilizadas em Reinhart (1995) e em Clarida (1994) foram, respectivamente, propostas por Stock and Watson (1989), "A Simple MLE of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *NBER Technical Working Paper No. 83* (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research); e por Phillips and Loretan (1991), "Estimating Long-Run Economic Equilibria", *Review of Economic Studies*, 58(3), pp. 407-36. Essa última considera valores defasados e antecipados das variáveis em diferença. Nesse caso, os estimadores seriam assintoticamente eficientes.

Para isso, vamos estimar  $\varepsilon_t$  e usar a série para estimar um processo autorregressivo de ordem  $p$ , AR( $p$ ), do tipo  $\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \rho_p \varepsilon_{t-p} + \mu_t$ . Seja  $\sigma_\mu$  o desvio padrão dos resíduos dessa regressão. A partir de  $\sigma_\mu$  e dos parâmetros dessa equação, podemos construir a seguinte estatística:  $\lambda = \sigma_\mu / (1 - \rho_1 - \dots - \rho_p)$ . Agora, considere  $t^c = (\hat{\alpha}_l - \alpha_l) / \lambda$ , com  $l = 1, 2$ , como sendo a estatística  $t$  corrigida.

## 5. Resultados das estimativas

**5.1 Definição das variáveis** Foram utilizadas três variáveis nas estimativas, todas sob logaritmo: importações de bens e serviços em termos reais ( $m$ )<sup>16</sup>; produto interno bruto em termos reais líquido de exportações de bens e serviços em termos reais ( $gdp_x$ ); e preço relativo das importações ( $rpm$ ). O Quadro 2 apresenta a relação dos países selecionados, a descrição de cada uma dessas variáveis e as respectivas fontes.

Como segunda opção ao termo  $gdp_x$ , será utilizado nas estimativas o termo produto interno bruto em termos reais ( $gdp$ ) para testar a sensibilidade dos parâmetros se mantivermos as exportações no total da produção. Esse teste não tem como objetivo alterar o modelo em seu formato original, mas apenas verificar a hipótese de as exportações determinarem as importações, pelo simples fato de os bens exportados incluírem bens importados na sua produção.

---

<sup>16</sup> Os dados de comércio para a Alemanha se referem somente às importações e exportações de bens, pois a série que inclui o comércio de serviços tem início em 1978 apenas.

**Quadro 2**  
**Definição das variáveis**

Países	Período	Unidade de medida	Variáveis				Fontes
			<i>m</i>	<i>gdp</i>	<i>rpm</i>	<i>x</i>	
Alemanha	1960-2005	m.l.	MG/P <sub>M</sub>	GDP/P <sub>GDP</sub>	P <sub>M</sub> /P <sub>GDP</sub>	XG/P <sub>X</sub>	IFS/FMI
Canadá	1950-2005	m.l.	MGS/P <sub>M</sub>	GDP/P <sub>GDP</sub>	P <sub>M</sub> /P <sub>GDP</sub>	XGS/P <sub>X</sub>	IFS/FMI
Espanha	1954-2005	m.l.	MGS/P <sub>M</sub>	GDP/P <sub>GDP</sub>	P <sub>M</sub> /P <sub>GDP</sub>	XGS/P <sub>X</sub>	IFS/FMI
França <sup>1/</sup>	1950-2005	m.l.	MGS/CPI	GDP/P <sub>GDP</sub>	(E·CPI <sup>f</sup> ) /P <sub>GDP</sub>	XGS/CPI	IFS/FMI
Itália	1951-2004	m.l.	MGS/M <sub>UV</sub>	GDP/P <sub>GDP</sub>	UV <sub>M</sub> /P <sub>GDP</sub>	XGS/X <sub>UV</sub>	IFS/FMI
Japão	1955-2004	m.l.	MGS/P <sub>M</sub>	GDP/P <sub>GDP</sub>	P <sub>M</sub> /P <sub>GDP</sub>	XGS/P <sub>X</sub>	IFS/FMI
P. Baixos	1956-2004	m.l.	MGS/P <sub>M</sub>	GDP/P <sub>GDP</sub>	P <sub>M</sub> /P <sub>GDP</sub>	XGS/P <sub>X</sub>	IFS/FMI
R. Unido <sup>2/</sup>	1950-2005	m.l. e US\$	MGS/M <sub>UV</sub>	GDP/P <sub>GDP</sub>	UV <sub>M</sub> /P <sub>GDP</sub>	XGS/UV <sub>X</sub>	IFS/FMI
EUA	1950-2005	m.l.	MGS/P <sub>M</sub>	GDP/P <sub>GDP</sub>	P <sub>M</sub> /P <sub>GDP</sub>	XGS/P <sub>X</sub>	IFS/FMI
Brasil <sup>3/</sup>	1947-2005	m.l. e US\$	MGS/P <sub>M</sub>	GDP/P <sub>GDP</sub>	P <sub>M</sub> /P <sub>GDP</sub>	XGS/P <sub>X</sub>	IBGE/SCN, e Funcex

MG: importação de bens; XG: exportação de bens; MGS: importação de bens e serviços; XGS: exportação de bens e serviços; GDP: produto interno bruto (PIB); P<sub>GDP</sub>: deflator do PIB; P<sub>M</sub>: índice de preços das importações; P<sub>X</sub>: índice de preços das exportações; E: taxa de câmbio; UV<sub>M</sub>: unidade de valor das importações; UV<sub>X</sub>: unidade de valor das exportações; e CPI: índice de preços ao consumidor. Período base 2000=100.

1/ Não há disponibilidade de dados sobre os preços de importação e de exportação no caso da França para o período analisado. O índice de preços ao consumidor foi utilizado como substituto. O cálculo do preço relativo das importações foi

feito da seguinte forma: 
$$\frac{E^{Eu/US\$} CPI^f}{P_{GDP}}$$
, onde *CPI<sup>f</sup>* corresponde ao índice de preços ao consumidor dos Estados

Unidos da América, para o período de 1950 a 1968, e ao índice de preços ao consumidor dos países industrializados, para o período de 1969 a 2005.

2/ Os dados referentes ao PIB e ao comércio estão em moeda local (L\$). Os dados referentes aos preços de comércio estão em US\$. Os cálculos das importações e exportações de bens e serviços foram feitos da seguinte forma:

$$m = \frac{(MGS)E^{US\$/L\$}}{(UV_M^{US\$})}$$
 e 
$$x = \frac{(XGS)E^{US\$/L\$}}{(UV_X^{US\$})}$$
. O cálculo do preço relativo das importações foi feito da seguinte

forma: 
$$rpm = \frac{(UV_M^{US\$})}{(E^{US\$/L\$})(P_{GDP})}$$
.

3/ Os dados referentes ao PIB estão em moeda local. Os dados referentes ao comércio estão em US\$. Os índices de preços das importações e das exportações de bens, cuja fonte é a Funcex, consideram o valor do comércio em US\$. O cálculo do

preço relativo das importações foi feito da seguinte forma: 
$$rpm = \frac{(E^{RS/US\$})(P_M^{US\$})}{(P_{GDP})}$$
.

Antes de analisarmos os resultados das estimativas, é preciso esclarecer o porquê de a variável preço relativo das importações não levar em consideração a estrutura de proteção tarifária e não-tarifária em seu cálculo, já que as políticas protecionistas influenciam

fortemente os fluxos de comércio e vários dos trabalhos apresentados no Quadro 1 fazem essa consideração.

O modelo de substitutos imperfeitos indica a necessidade de os preços refletirem o custo final de aquisição, considerando os impostos e os subsídios que incidem sobre a comercialização dos bens importados e exportados. A maioria dos trabalhos que estimaram as elasticidades do comércio exterior do Brasil a partir desse modelo levou em conta a indicação.

No caso da equação de demanda por importações os autores consideraram ou o efeito direto das tarifas, como uma variável determinante isolada, ou o efeito das tarifas em conjunto com a taxa de câmbio. Mas a principal inquietação com relação a esse fator está na forma de cálculo. A medida ideal deveria reunir toda a estrutura de proteção efetiva, que inclui barreiras tarifárias e não-tarifárias. Nesse caso, considera-se o efeito dos impostos e de outros mecanismos de proteção sobre o valor adicionado internamente. A proteção efetiva é igual à diferença entre o valor adicionado real (que inclui os dispositivos protecionistas) e o valor adicionado em situação de livre comércio.

Em Kume (1996), o conceito de proteção efetiva foi bastante explorado na avaliação da política comercial do Plano Real. Aí, foi calculada a proteção efetiva para o período imediatamente anterior ao Plano Real e para o período seguinte, e feita uma simulação para 2006 com base na programação da Tarifa Externa Comum do Mercosul. O cálculo utilizou os coeficientes técnicos da matriz insumo-produto que medem a participação do insumo  $i$  no preço da atividade  $j$ . A proteção efetiva pode ser entendida como uma média das tarifas de cada produto, ponderada por tais coeficientes<sup>17</sup>. Os coeficientes refletem a estrutura tarifária do momento em que são apurados, mas não são disponibilizados ano a ano e a defasagem chega a dez anos entre uma matriz e outra. Isso dificulta a construção de séries anuais consistentes, especialmente em casos em que a estrutura tarifária é instável.

Os trabalhos listados no Quadro 1 ou não consideraram o efeito da tarifa sobre os preços relativos, como em Resende (1997 e 2001), ou consideraram o efeito da tarifa média, como em Zini (1988), Portugal (1992) e Portugal e Morais (2005). A tarifa média é

---

<sup>17</sup> Kume define tarifa nominal como uma média ponderada pelo valor adicionado de livre comércio das tarifas de cada produto e Tarifa Efetiva como uma média ponderada pelo valor adicionado a preços internacionais das tarifas de cada produto.

um conceito mais simples de proteção e é calculada dividindo-se o valor arrecadado dos impostos de importação pelo valor das importações ( $II/M$ ).

A escolha da série de proteção mais adequada foi tratada com rigor por Dezouart de Melo (1999) no trabalho que se dedicou à construção da taxa de câmbio de equilíbrio. Três opções foram avaliadas: (i) o imposto real que determina o preço nacional do bem importado; (ii) o imposto implícito, fruto da comparação entre os preços internos e externos de produtos homogêneos; e (iii) a tarifa média. A primeira opção é obtida por meio da tarifa nominal média, cuja deficiência é não captar a dispersão de alíquotas. Com relação à segunda opção, não há dados referentes ao imposto implícito que permitam a construção de uma série anual longa. A terceira opção, tarifa média (tarifa verdadeira), foi escolhida.

Todos os autores que escolheram a série de tarifa média reconheceram suas limitações, mas a elegeram como a melhor opção pela facilidade de cálculo e pelo fato de apresentarem menores distorções diante dos outros conceitos.

Portugal e Morais (2005) compararam duas séries anuais (1947-2002) da taxa real de câmbio, uma regular e outra que considera a tarifa média. As trajetórias de ambas as séries são praticamente idênticas e os testes comprovaram que as elasticidades estimadas não mudam com o uso de uma ou de outra série.

Em Pastore, Blum e Pinotti (1998), foi testada a sensibilidade do comércio externo brasileiro a formas distintas de se calcular o índice de taxa real de câmbio de acordo com a escolha do deflator e do emprego do efeito das tarifas. A equação de demanda por importações foi construída com quatro variáveis explicativas, o PIB, o câmbio real sem tarifas ( $CR$ ), as tarifas ( $I+t$ ) e a disponibilidade de financiamento para importar. Na primeira estimativa, os coeficientes de  $CR$  e  $I+t$  ficaram muito próximos, -0,229 e -0,204 (Tabela 13, p. 23). Na segunda, foi imposta a restrição de que são iguais. O resultado foi que o coeficiente de  $CR(I+t)$  ficou em -0,22, muito próximo do resultado anterior.

Se considerássemos o efeito das tarifas nas estimativas da equação (19), teríamos que fazê-lo para todos os países listados no Quadro 2. Mas há dificuldades na obtenção dos dados e imprecisões no cálculo do efeito. O modelo estimado é uma equação de co-integração, o que impede o uso das tarifas, uma variável estacionária, como um determinante isolado. No entanto, é perfeitamente possível utilizarmos as tarifas no modelo, desde que agregada à variável preços relativos das importações. Veremos mais adiante,

quando os resultados forem apresentados, que as estimativas para o caso brasileiro não mudam se a construção da variável considera ou não o efeito das tarifas<sup>18</sup>.

**5.2 Teste de raiz unitária** Foram realizados testes ADF-SIC e Phillips-Perron para as variáveis  $m$ ,  $gdp$ ,  $gdp_x$  e  $rpm$ . Os resultados apresentados no Quadro 3 representam a estatística do coeficiente da variável defasada da seguinte equação:

$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{\infty} \gamma_i \Delta x_{t-i}$  para o teste ADF, que inclui um intercepto e um termo de tendência. No caso de não estacionaridade da variável, a hipótese nula de que o coeficiente da variável defasada  $\beta$  é significativamente diferente de zero não pode ser aceita.

De acordo com os resultados do teste ADF todas as variáveis, para todos os países, têm comportamento não-estacionário. Há duas exceções, a variável  $m$  no caso da Espanha e a variável  $rpm$  no caso da França. Mas quando a equação testada não inclui a constante e o termo de tendência, os resultados apontam para a não-estacionaridade de ambas as variáveis. Esses resultados podem ser vistos no apêndice, que inclui ainda o teste de raiz unitária Phillips-Perron (Newye-West, Bartlett Kernel), cujos resultados confirmam a não-estacionaridade das variáveis.

---

<sup>18</sup> A política de proteção utilizada no Brasil ao longo da segunda metade do século XX certamente influenciou muito o comportamento das importações. No entanto, não é por deficiência do modelo que esse fato não pôde ser constatado nos resultados das estimativas da equação (19). Certamente, a deficiência vem do cálculo da tarifa média, que não considera as barreiras não-tarifárias e nem o efeito das tarifas proibitivas.



### Quadro 3

#### Teste de raiz unitária – *Augmented Dickey-Fuller (ADF-SIC)* <sup>1/</sup>

Países	Variáveis da equação de importação			
	<i>m</i>	<i>gdp</i>	<i>gdp<sub>x</sub></i>	<i>rpm</i>
ALE	-2,49	-2,18	-1,59	-2,31
95%	-3,506	-3,515	-3,515	-3,515
90%	-3,183	-3,188	-3,188	-3,188
CAN	-2,52	-1,67	-1,82	-3,07
95%	-3,495	-3,495	-3,494	-3,495
90%	-3,177	-3,177	-3,176	-3,177
ESP	-3,33	-1,34	-1,39	-2,25
95%	-3,506	-3,502	-3,502	-3,500
90%	-3,183	-3,181	-3,181	-3,180
FRA	-1,16	-0,58	-1,43	-3,95
95%	-3,494	-3,494	-3,494	-3,494
90%	-3,176	-3,176	-3,176	-3,176
ITA	-1,65	-0,74	-1,39	-1,99
95%	-3,497	-3,497	-3,497	-3,497
90%	-3,177	-3,177	-3,177	-3,177
JAP	-1,87	-1,03	-1,86	-2,76
95%	-3,506	-3,506	-3,506	-3,506
90%	-3,183	-3,183	-3,183	-3,183
PB	-2,13	-1,50	-2,35	-2,17
95%	-3,508	-3,508	-3,508	-3,508
90%	-3,184	-3,184	-3,184	-3,184
RU	-1,61	-2,82	-1,65	-1,79
95%	-3,494	-3,494	-3,494	-3,494
90%	-3,176	-3,176	-3,176	-3,176
EUA	-2,79	-2,30	-2,14	-2,19
95%	-3,494	-3,494	-3,494	-3,494
90%	-3,176	-3,176	-3,176	-3,176
BRA	-2,83	-0,43	-0,37	-1,97
95%	-3,489	-3,489	-3,489	-3,489
90%	-3,173	-3,173	-3,173	-3,173

1/ Critério para estabelecer o número de defasagens: Schwartz Info.

**5.3 Teste de co-integração** Aplicou-se o teste de Johansen para verificar se as variáveis do grupo *m*, *gdp<sub>x</sub>* e *rpm* e do grupo *m*, *gdp* e *rpm* co-integram. Antes, porém, foi necessário definir o número de defasagens do vetor auto-regressivo, base do teste, representado pela seguinte equação:

$$(20) \begin{bmatrix} \Delta m_t \\ \Delta gdp_{x_t} \\ \Delta rpm_t \end{bmatrix} = \Gamma(L) \begin{bmatrix} \Delta m_{t+1} \\ \Delta gdp_{x_{t+1}} \\ \Delta rpm_{t+1} \end{bmatrix} + \Psi \begin{bmatrix} m_{t-1} \\ gdp_{x_{t-1}} \\ rpm_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^m \\ e_t^{gdp_x} \\ e_t^{rpm} \end{bmatrix},$$

onde  $\Gamma(L)$  é uma matriz 3x3 de operadores de defasagens ( $Lx_t = x_{t-1}$ ). Os resultados dos testes estão apresentados no apêndice, Quadros A3 e A4.

O teste de Johansen trabalha com as propriedades da matriz  $\Psi$ . Essa matriz representa os coeficientes das variáveis defasadas. Vimos que as variáveis da equação de demanda por importações são não estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença. Como variáveis não-estacionárias não podem explicar variáveis estacionárias, os coeficientes que aparecem na matriz  $\Psi$  devem ser significativamente próximos de zero.

A matriz  $\Psi$  e suas raízes características são estimadas. O número de vetores de co-integração distintos pode ser obtido ao se verificar a significância das raízes características de  $\Psi$ . O posto de uma matriz,  $\rho$ , é igual ao número de raízes características diferentes de zero. Suponha a seguinte relação entre as raízes características de  $\Psi$ :  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ . Seja  $x_t = [m_t \quad gdp_x_t \quad rpm_t]$ . Se as variáveis de  $x_t$  não co-integram,  $\rho(\Psi) = 0$  e  $\lambda_i = 0$  para todo  $i$ . Nesse caso,  $\ln(1 - \lambda_i) = 0$ . Se  $\rho(\Psi) = 1$ ,  $0 < \lambda_1 < 1$  e  $\ln(1 - \lambda_i) < 0$ . Agora,  $\lambda_i = 0$  para todo  $i \neq 1$ .

Existem dois testes que verificam o número de raízes características significativamente diferentes de 1,  $\lambda_{traço}$  e  $\lambda_{máx}$ :

$$(21.a) \quad \lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$(21.b) \quad \lambda_{máx}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}),$$

onde  $\hat{\lambda}_i$  são os autovalores estimados a partir de  $\Psi$  estimada;  $T$  é o número de observações; e  $r$  é o número de vetores de co-integração.

A primeira estatística testa a hipótese nula de que o número de vetores distintos de co-integração é menor ou igual a  $r$ , contra uma alternativa geral. Quanto mais distantes de zero forem os  $\hat{\lambda}_i$ , maior é o  $\lambda_{traço}$ . A segunda estatística testa a hipótese nula de que o número de vetores distintos de co-integração é igual a  $r$ , contra a hipótese alternativa de  $r+1$  vetores de co-integração. Se os valores de  $\hat{\lambda}_i$  forem próximos de zero,  $\lambda_{máx}$  será pequeno.

Os resultados apresentados nos Quadros 4a, 4b e 5 mostram que as variáveis do grupo  $m$ ,  $gdp_x$  e  $rpm$  e do grupo  $m$ ,  $gdp$  e  $rpm$  co-integram em todos os casos, para todos os países. Na maioria dos casos, as estatísticas  $\lambda_{traço}$  e  $\lambda_{máx}$  permitem a rejeição da hipótese de

não co-integração em nível de significância de 1%, bem como admitem a existência de apenas um vetor de co-integração nesse mesmo nível de significância. No grupo de variáveis exógenas que inclui *gdp*, as exceções ficaram para Países Baixos e Reino Unido. No primeiro caso, as estatísticas indicaram a existência de co-integração, mas com 1 vetor de co-integração em 1% e 3 vetores em 5% no caso de  $\lambda_{\text{traço}}$ , e com 1 vetor de co-integração em 5% e ausência de co-integração em 1% no caso de  $\lambda_{\text{máx}}$ . Com relação aos resultados para o Reino Unido, as estatísticas também indicaram a existência de co-integração, com 1 vetor de co-integração em 1% e 5% no caso de  $\lambda_{\text{traço}}$ , e com 1 vetor de co-integração em 1% e 2 vetores em 5% no caso de  $\lambda_{\text{máx}}$ .

No grupo de variáveis exógenas que inclui *gdp<sub>x</sub>*, as exceções ficaram para Espanha, França e Reino Unido. No primeiro caso, as estatísticas indicaram a existência de co-integração, com 1 vetor de co-integração em 5% e ausência de co-integração em 1% no caso de  $\lambda_{\text{traço}}$  e de  $\lambda_{\text{máx}}$ . Quanto aos resultados para a França, as estatísticas indicaram a existência de co-integração, com 1 vetor de co-integração em 1% e 5% no caso de  $\lambda_{\text{traço}}$ , e 1 vetor de co-integração em 1% e 2 vetores em 5% no caso de  $\lambda_{\text{máx}}$ . Com relação aos resultados para o Reino Unido, as estatísticas também indicaram a existência de co-integração, com 1 vetor de co-integração em 1% e 2 vetores em 5% no caso de  $\lambda_{\text{traço}}$ , e com 2 vetores de co-integração em 5% e ausência de co-integração 1% no caso de  $\lambda_{\text{máx}}$ .

Ainda que nesses casos as condições de significância não sejam as ideais, a existência de co-integração entre as variáveis da equação de demanda por importações, com apenas 1 vetor de co-integração, foi considerada para todos os casos, inclusive para o caso do Brasil, cujo nível de significância ficou em 5%.<sup>19</sup> Dessa forma, podemos prosseguir com o terceiro passo, estimar os coeficientes da equação de demanda, ou equação de co-integração.

---

<sup>19</sup> Para o caso brasileiro, o teste aplicado com uma defasagem mostrou resultados que asseguram a co-integração, com um vetor, em nível de significância de 5%. O teste aplicado sem defasagens mostrou resultados que asseguram a co-integração, com um vetor, em nível de significância de 1%.

## Quadro 4a

### Teste de cointegração de Johansen

Variáveis endógenas: *m*, *gdp<sub>x</sub>* e *rpm*

Alemanha						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	39,36	24,31	29,75	35,52	17,89	22,99
$r\leq 1$	3,84	12,53	16,31	3,39	11,44	15,69
$r\leq 2$	0,45	3,84	6,51	0,45	3,84	6,51
Número de observações: 43 Modelo estimado sem tendência e sem constante Número de defasagens: 2 Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5% e a 1%.						
Canadá						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	33,14	24,31	29,75	25,18	17,89	22,99
$r\leq 1$	7,96	12,53	16,31	7,39	11,44	15,69
$r\leq 2$	0,57	3,84	6,51	0,57	3,84	6,51
Número de observações: 53 Modelo estimado sem tendência e sem constante Número de defasagens: 2 Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5% e a 1%.						
Espanha						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	26,59	24,31	29,75	21,14	17,89	22,99
$r\leq 1$	5,45	12,53	16,31	5,39	11,44	15,69
$r\leq 2$	0,06	3,84	6,51	0,06	3,84	6,51
Número de observações: 50 Modelo estimado sem tendência e sem constante Número de defasagens: 1 Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5%.						
França						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	42,31	24,31	29,75	30,51	17,89	22,99
$r\leq 1$	11,79	12,53	16,31	11,79	11,44	15,69
$r\leq 2$	0,00	3,84	6,51	0,00	3,84	6,51
Número de observações: 54 Modelo estimado sem tendência e sem constante Número de defasagens: 1 Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ indica 1 VCI a 5% e a 1% e $\lambda_{\text{máximo}}$ indica 1 VCI a 1%.						

**Quadro 4a (continuação)**

**Teste de cointegração de Johansen (*m*, *gdp<sub>x</sub>* e *rpm*)**

		Itália				
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	34,51	24,31	29,75	23,35	17,89	22,99
$r \leq 1$	11,16	12,53	16,31	10,73	11,44	15,69
$r \leq 2$	0,43	3,84	6,51	0,43	3,84	6,51
Número de observações: 52						
Modelo estimado sem tendência e sem constante						
Número de defasagens: 1						
Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5% e a 1%.						
		Japão				
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	36,90	24,31	29,75	28,10	17,89	22,99
$r \leq 1$	8,80	12,53	16,31	8,05	11,44	15,69
$r \leq 2$	0,75	3,84	6,51	0,75	3,84	6,51
Número de observações: 48						
Modelo estimado sem tendência e sem constante						
Número de defasagens: 1						
Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5% e a 1%.						
		Países Baixos				
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	37,90	24,31	29,75	26,56	17,89	22,99
$r \leq 1$	11,34	12,53	16,31	10,19	11,44	15,69
$r \leq 2$	1,15	3,84	6,51	1,15	3,84	6,51
Número de observações: 46						
Modelo estimado sem tendência e sem constante						
Número de defasagens: 2						
Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5% e a 1%.						
		Reino Unido				
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	37,67	24,31	29,75	22,72	17,89	22,99
$r \leq 1$	14,95	12,53	16,31	13,46	11,44	15,69
$r \leq 2$	1,49	3,84	6,51	1,49	3,84	6,51
Número de observações: 54						
Modelo estimado sem tendência e sem constante						
Número de defasagens: 1						
Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ indica 1 VCI a 1% e $\lambda_{\text{máximo}}$ indica 2 VCI a 5%.						
		EUA				
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	31,94	24,31	29,75	25,44	17,89	22,99
$r \leq 1$	6,49	12,53	16,31	6,40	11,44	15,69
$r \leq 2$	0,09	3,84	6,51	0,09	3,84	6,51
Número de observações: 53						
Modelo estimado sem tendência e sem constante						
Número de defasagens: 2						
Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5% e a 1%.						

**Quadro 4b****Teste de cointegração de Johansen****Variáveis endógenas: *m*, *gdp* e *rpm***

Alemanha						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	32,87	24,31	29,75	28,95	17,89	22,99
$r\leq 1$	3,92	12,53	16,31	3,85	11,44	15,69
$r\leq 2$	0,07	3,84	6,51	0,07	3,84	6,51
Número de observações: 43 Modelo estimado sem tendência e sem constante Número de defasagens: 2 Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5% e a 1%.						
Canadá						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	32,14	24,31	29,75	24,63	17,89	22,99
$r\leq 1$	7,51	12,53	16,31	7,39	11,44	15,69
$r\leq 2$	0,12	3,84	6,51	0,12	3,84	6,51
Número de observações: 53 Modelo estimado sem tendência e sem constante Número de defasagens: 2 Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5% e a 1%.						
Espanha						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	41,13	24,31	29,75	32,22	17,89	22,99
$r\leq 1$	8,91	12,53	16,31	8,07	11,44	15,69
$r\leq 2$	0,83	3,84	6,51	0,83	3,84	6,51
Número de observações: 50 Modelo estimado sem tendência e sem constante Número de defasagens: 1 Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5% e a 1%.						
França						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	45,46	24,31	29,75	34,52	17,89	22,99
$r\leq 1$	10,94	12,53	16,31	10,92	11,44	15,69
$r\leq 2$	0,02	3,84	6,51	0,02	3,84	6,51
Número de observações: 54 Modelo estimado sem tendência e sem constante Número de defasagens: 1 Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5% e a 1%.						

**Quadro 4b (continuação)**

**Teste de cointegração de Johansen (*m*, *gdp* e *rpm*)**

Itália						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	34,65	24,31	29,75	24,16	17,89	22,99
$r \leq 1$	10,49	12,53	16,31	9,72	11,44	15,69
$r \leq 2$	0,77	3,84	6,51	0,77	3,84	6,51
Número de observações: 52						
Modelo estimado sem tendência e sem constante						
Número de defasagens: 1						
Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5% e a 1%.						
Japão						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	36,92	24,31	29,75	28,12	17,89	22,99
$r \leq 1$	8,80	12,53	16,31	8,05	11,44	15,69
$r \leq 2$	0,75	3,84	6,51	0,75	3,84	6,51
Número de observações: 48						
Modelo estimado sem tendência e sem constante						
Número de defasagens: 1						
Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5% e a 1%.						
Países Baixos						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	37,46	24,31	29,75	22,40	17,89	22,99
$r \leq 1$	15,06	12,53	16,31	10,49	11,44	15,69
$r \leq 2$	4,57	3,84	6,51	4,57	3,84	6,51
Número de observações: 46						
Modelo estimado sem tendência e sem constante						
Número de defasagens: 2						
Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ indica 1 VCI a 1% e $\lambda_{\text{máximo}}$ indica 1 VCI a 5%.						
Reino Unido						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	47,85	24,31	29,75	36,23	17,89	22,99
$r \leq 1$	11,62	12,53	16,31	11,60	11,44	15,69
$r \leq 2$	0,02	3,84	6,51	0,02	3,84	6,51
Número de observações: 54						
Modelo estimado sem tendência e sem constante						
Número de defasagens: 1						
Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ indica 1 VCI a 5% e a 1% e $\lambda_{\text{máximo}}$ indica 1 VCI a 1%.						
EUA						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	33,11	24,31	29,75	26,92	17,89	22,99
$r \leq 1$	6,19	12,53	16,31	6,16	11,44	15,69
$r \leq 2$	0,03	3,84	6,51	0,03	3,84	6,51
Número de observações: 53						
Modelo estimado sem tendência e sem constante						
Número de defasagens: 2						
Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5% e a 1%.						

**Quadro 5**  
**Teste de cointegração de Johansen**  
**Brasil**

Variáveis endógenas: <i>m</i> , <i>gdp</i> e <i>rpm</i>						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	24,92	24,31	29,75	18,04	17,89	22,99
$r \leq 1$	6,88	12,53	16,31	6,49	11,44	15,69
$r \leq 2$	0,39	3,84	6,51	0,39	3,84	6,51
Número de observações: 57 Modelo estimado sem tendência e sem constante Número de defasagens: 1 Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5%.						
Variáveis endógenas: <i>m</i> , <i>gdp</i> e <i>rpm</i>						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	83,82	24,31	29,75	75,26	17,89	22,99
$r \leq 1$	8,57	12,53	16,31	8,15	11,44	15,69
$r \leq 2$	0,41	3,84	6,51	0,41	3,84	6,51
Número de observações: 58 Modelo estimado sem tendência e sem constante Número de defasagens: zero Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5% e a 1%.						
Variáveis endógenas: <i>m</i> , <i>gdp</i> x e <i>rpm</i>						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	24,92	24,31	29,75	18,04	17,89	22,99
$r \leq 1$	6,88	12,53	16,31	6,49	11,44	15,69
$r \leq 2$	0,39	3,84	6,51	0,39	3,84	6,51
Número de observações: 57 Modelo estimado sem tendência e sem constante Número de defasagens: 1 Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5%.						
Variáveis endógenas: <i>m</i> , <i>gdp</i> x e <i>rpm</i>						
H0	$\lambda_{\text{traço}}$	5%	1%	$\lambda_{\text{máximo}}$	5%	1%
$r=0$	83,82	24,31	29,75	75,26	17,89	22,99
$r \leq 1$	8,57	12,53	16,31	8,15	11,44	15,69
$r \leq 2$	0,41	3,84	6,51	0,41	3,84	6,51
Número de observações: 58 Modelo estimado sem tendência e sem constante Número de defasagens: zero Conclusão: $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máximo}}$ indicam 1 vetor de cointegração a 5% e a 1%.						



**5.4 Estimação** As elasticidades preço e renda da demanda por importações foram estimadas segundo a equação (19). Os resultados estão apresentados nos Quadros 6a, 6b e 7. As equações para todos os países foram estimadas com e sem o termo constante. O termo constante se mostrou pouco significativo para quase todos os países, com exceção do Brasil.

Os Quadros 6 e A4 mostram os resultados das estimativas para os principais parceiros. O Quadro 6 considera o termo *gdp<sub>x</sub>* (PIB líquido das exportações). Os sinais esperados foram confirmados, ou seja, positivo para a elasticidade renda e negativo para a elasticidade preço. As estatísticas *t*<sup>\*</sup>, ou seja, estatísticas *t* corrigidas para evitar os problemas provocados pela correlação serial dos resíduos, mostram que a elasticidade renda é significativamente diferente de zero em todos os casos. Os valores dessas elasticidades variam pouco em torno da média de 1,72. Os países que mostraram maior sensibilidade de suas importações diante de variações na renda foram Espanha (2,06) e os Países Baixos (2,1). O Japão tem a demanda por importações menos sensível a variações na renda, 1,31.

A demanda por importações mostrou-se bem menos sensível a variações de preços. A média das elasticidades preço ficou em -0,75, com variação um pouco mais acentuada que no caso da elasticidade renda. Apenas para os casos da França e Japão não se mostraram estatisticamente significativas. No caso da França, há um problema de especificação. A construção da variável preço partiu do índice de preços ao consumidor, por não haver disponibilidade de dados para o índice de preços das importações para um período que garantisse alguma consistência às estimativas. No caso do Japão, além de pouco significativo, o coeficiente mostrou-se baixo, apenas -0,33, o mais baixo entre os estimados. Os países que mostraram maior sensibilidade de suas importações aos preços foram a Espanha (-1,12) e os Países Baixos (-1,23).

Se mantivermos as exportações na variável renda, as médias tanto das elasticidades renda quanto das elasticidades preço caem para, respectivamente, 1,56 e -0,54. Se compararmos as estatísticas *t*<sup>\*</sup> de ambos os modelos (veja os resultados no anexo estatístico, quadro A4), vemos que os coeficientes são um pouco menos significativos quando a renda é medida sem as exportações. Considerando a hipótese de as exportações terem em seu conteúdo uma parcela de bens importados, excluí-las da variável poderia empobrecer o

modelo. No entanto, a equação reagiu bem à variável *gdp* e a média das elasticidades subiu, o que indica que as exportações não precisam ser consideradas.

## Quadro 6

### Estimativas das equações de importação

Método: Stock & Watson (1989)1/

	Alemanha			Canadá			Espanha		
	$\beta_i$	$t$	$t^c$	$\beta_i$	$t$	$t^c$	$\beta_i$	$t$	$t^c$
gdp	1,73	48,1	20,2	1,43	14,7	10,0	2,06	36,3	7,0
rpm	-0,73	-21,6	-8,5	-0,47	-4,5	-3,3	-1,12	-20,4	-3,8
Def.	6			10			7		
Nº obs.	39			45			44		
	França			Itália			Japão		
	$\beta_i$	$t$	$t^c$	$\beta_i$	$t$	$t^c$	$\beta_i$	$t$	$t^c$
gdp	1,39	14,7	6,6	1,64	75,2	10,3	1,31	52,0	5,5
rpm	-0,40	-3,8	-1,9	-0,68	-33,3	-4,2	-0,33	-13,7	-1,4
Def.	5			2			2		
Nº obs.	50			51			47		
	Países Baixos			Reino Unido			EUA		
	$\beta_i$	$t$	$t^c$	$\beta_i$	$t$	$t^c$	$\beta_i$	$t$	$t^c$
gdp	2,10	18,5	6,4	1,85	42,1	8,9	1,94	57,4	12,3
rpm	-1,23	-11,0	-3,8	-0,88	-20,9	-4,2	-0,92	-28,4	-5,9
Def.	5			5			5		
Nº obs.	43			50			50		

1/ OLS da seguinte equação (19a):  $m_t = \beta_1 rpm_t + \beta_2 gdp_t + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \Delta rpm_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_{2i} \Delta gdp_{t-i} + e_t$

**Observações:**  $t^c$  é a estatística  $t$  corrigida. A correção se dá a partir dos resíduos da equação (19a), como descrito no texto. Todos os processos autorregressivos foram de primeira ordem, AR(1), pois os coeficientes das variáveis defasadas a partir de duas defasagens mostraram-se não significativos. Para o caso de Alemanha, mesmo o processo AR(1) não se mostrou significativo.

Os resultados das estimativas para o Brasil encontram-se no Quadro 7. O modelo estimado com constante apresentou resultados melhores. Todos os coeficientes mostraram-se significantes de acordo com a estatística  $t^c$ . O uso da variável *gdp* como segunda opção não alterou as estimativas de forma importante. A elasticidade renda, 1,15, ficou abaixo da média das elasticidades dos principais parceiros, o que pode ser explicado pelas barreiras impostas às importações ao longo de grande parte do período analisado, 1947-2005. Por outro lado, a demanda por importações mostrou ser bem mais sensível ao efeito preço, cuja elasticidade foi estimada em -1,43. Esse resultado mostra um número superior às elasticidades estimadas nos artigos selecionados no Quadro 1, abaixo da unidade em Portugal (1992) e Portugal e Morais (2005), respectivamente, -0,91 e -0,94. Esses números

também estão acima da média das elasticidades preço dos principais parceiros. Nos trabalhos de Zini Jr. (1988) e Resende (1997) e (2001) as estimativas para o coeficiente do efeito preço real das importações não foram significativas.

### Quadro 7

#### Estimativas das equações de importação - Brasil

Método: Stock & Watson (1989)<sup>1/</sup>

	gdp <sub>x</sub>			gdp		
	$\beta_i$	$t$	$t^c$	$\beta_i$	$t$	$t^c$
cte	5,73	8,7	22,4	5,57	8,6	22,3
gdp <sub>x</sub> /gdp	1,15	19,7	4,5	1,14	21,2	4,6
rpm	-1,43	-10,3	-5,6	-1,38	-10,3	-5,5
Def.	6			6		
Nº obs.	52			52		

**Observações:**  $t^c$  é a estatística  $t$  corrigida. A correção se dá a partir dos resíduos da equação (19a), como descrito no texto. Todos os processos autorregressivos foram de primeira ordem, AR(1), pois os coeficientes das variáveis defasadas a partir de duas defasagens mostraram-se não significativos.

1/ OLS da equação (19a).

Se considerarmos a participação de cada um dos principais parceiros no subtotal importado, podemos calcular as médias das elasticidades renda e preço para o grupo e utilizá-las como aproximação das elasticidades renda e preço das exportações brasileiras<sup>20</sup>:  $\hat{x} = 1,82y^* - 0,84p^* + \Delta_x$ , onde  $\hat{x}$  são as exportações de bens e serviços brasileiras estimadas,  $y^*$  é a variável renda externa e  $p^*$  é a variável externa para preços relativos<sup>21</sup>.  $\Delta_x$  representa os somatórios das variáveis independentes em diferença defasadas. Mas essa aproximação teria dois problemas importantes. O primeiro se refere às estimativas das elasticidades de cada país, que foram feitas com base nas importações totais de bens e serviços e não com base nas importações provenientes do Brasil. O segundo problema se refere à ausência de parceiros relevantes, como os países da América Latina, que representariam os países em desenvolvimento, cujas elasticidades podem ser diferentes das dos países desenvolvidos, já que as elasticidades estimadas para o Brasil foram diferentes:

<sup>20</sup> Os pesos, calculados com base nas exportações brasileiras de bens para o grupo dos nove principais parceiros no período de 1996-2006, são os seguintes: Alemanha (9,8%), Canadá (2,8%), Espanha(4,2%), França (5,1%), Itália (6,9%), Japão (8,2%), Países Baixos (11,9%), Reino Unido (5,4%) e Estados Unidos (45,7%).

<sup>21</sup> Vale ressaltar que a equação (22) é uma média das equações do Quadro 6a, que são equações de demanda por importações de cada país. O que nos permite chamá-la de demanda por exportações brasileiras é o fato de ser uma média ponderada pela participação de cada um desses países no comércio com o Brasil.

menor no caso da elasticidade renda e maior no caso da elasticidade preço. Se os demais países em desenvolvimento seguirem esse padrão, como sugere Reinhart (1995), teríamos elasticidades médias superestimadas no caso da elasticidade renda e subestimadas no caso da elasticidade preço.

Entretanto, pelos resultados do quadro 6 fica claro que a elasticidade renda da demanda por importações brasileiras é inferior a todas as elasticidades renda da demanda por importações dos principais parceiros comerciais do Brasil dentre os países industrializados.

A demanda por importações do Brasil é representada pela seguinte equação:

$$(22) \quad \hat{m} = 5,73 + 1,15y - 1,43p + \Delta_m,$$

onde  $\hat{m}$  são as importações de bens e serviços brasileiras estimadas,  $y$  é a variável renda do Brasil e  $p$  é a variável preços relativos do Brasil.  $\Delta_m$  representa os somatórios das variáveis independentes em diferença defasadas<sup>22</sup>.

Os resultados mostram que as importações dos principais parceiros tendem a reagir mais fortemente diante de variações na renda que diante de variações nos preços relativos. Já as importações reagem mais aos preços que à renda. Em períodos de expansão da economia mundial, mesmo que o País cresça no mesmo ritmo, a situação nos seria favorável do ponto de vista do saldo comercial, mas se inverteria em períodos de recessão.

## 6. Conclusões

O modelo intertemporal utilizado resultou em equações de demanda por importações. Foi possível visualizar as equações de demanda por importações dos principais parceiros como equações de demanda por exportações, formando um conjunto de equações de comércio exterior que pôde ser utilizado como uma opção de método de análise da balança comercial brasileira. Todas as equações estimadas reagiram bem aos testes de co-integração e as elasticidades se comportaram de acordo com o esperado e com significância estatística.

A construção da equação de demanda apresentou uma novidade quanto à definição da variável renda, que apareceu líquida das exportações ( $gdp_x$ ), como se o produto exportado não exercesse qualquer influência na determinação da demanda por importações. O modelo reagiu bem ao uso da variável  $gdp_x$ . Além disso, a aparente deficiência não foi confirmada

---

<sup>22</sup> Se o efeito das tarifas fosse considerado, em conjunto com a variável  $p$ , teríamos o seguinte resultado para a equação (23):  $\hat{m} = 5,74 + 1,15y - 1,43p + \Delta_m$ , com as estatísticas  $t^e$  entre parênteses.  
(18,6)    (3,73)    (-4,64)

nas estimativas. A elasticidade renda total ficou quase sempre abaixo da elasticidade renda menos exportação, e as exportações, quando inseridas na equação como variável isolada, mostraram pouca influência e sem significância estatística sobre as importações<sup>23</sup>.

A política protecionista pôde ser inserida no modelo da mesma forma como costuma ser inserida no modelo de substitutos imperfeitos, agregada à variável preços relativos. No entanto, não se pode utilizá-la como variável isolada, pois a equação estimada é uma equação de co-integração, que não admite variáveis estacionárias como determinantes, como é o caso da tarifa média. O efeito da proteção sobre as importações não apareceu nas estimativas que consideraram a tarifa média na composição dos preços relativos, porque esse indicador de proteção capta apenas as barreiras tarifárias e não é capaz de considerar as tarifas proibitivas.

---

<sup>23</sup> A equação estimada apresentou os seguintes coeficientes:  $\hat{m} = 4,24 + 0,88 y - 1,20 p + 0,35 x + \Delta_m$ .  
(25,7) (5,31) (-7,23) (2,11)

A estatística  $t$ , mesmo corrigida, não pode ser considerada no teste de significância, porque há elevada correlação entre  $p$  e  $x$ .

## 7. Apêndice Estatístico – Resultados dos Testes e das Regressões

<b>Quadro A1</b>								
<b>Teste de raiz unitária (ADF-SIC)</b>								
<b>Variáveis da equação de importação</b>								
Países	Com intercepto				Sem intercepto e tendência			
	<i>lm</i>	<i>lgdp</i>	<i>lgdpx</i>	<i>lrpm</i>	<i>lm</i>	<i>lgdp</i>	<i>lgdpx</i>	<i>lrpm</i>
ALE	-2,14	-2,53	-1,91	-1,42	2,36	2,97	1,72	-1,02
95%	-2,931	-2,928	-2,929	-2,929	-1,948	-1,948	-1,948	-1,948
90%	-2,604	-2,602	-2,603	-2,603	-1,612	-1,612	-1,612	-1,612
CAN	-0,51	-2,93	0,05	-3,07	3,39	3,80	4,87	-1,03
95%	-2,916	-2,915	-2,915	-2,915	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947
90%	-2,596	-2,595	-2,595	-2,595	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613
ESP	-3,46	-1,94	-2,13	-1,02	0,48	4,20	3,30	-2,53
95%	-2,920	-2,921	-2,921	-2,920	-1,948	-1,948	-1,948	-1,947
90%	-2,598	-2,599	-2,599	-2,598	-1,612	-1,612	-1,612	-1,613
FRA	-1,12	-6,04	-5,90	-3,81	3,65	2,37	1,63	-0,30
95%	-2,915	-2,915	-2,915	-2,915	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947
90%	-2,595	-2,595	-2,595	-2,595	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613
ITA	-3,34	-4,33	-0,84	-2,18	4,48	6,30	4,89	-1,51
95%	-2,918	-2,918	-2,918	-2,918	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947
90%	-2,597	-2,597	-2,597	-2,597	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613
JAP	-3,57	-7,14	-0,66	-1,54	2,52	1,56	2,15	-1,67
95%	-2,922	-2,922	-2,922	-2,922	-1,948	-1,948	-1,948	-1,948
90%	-2,599	-2,599	-2,599	-2,599	-1,612	-1,612	-1,612	-1,612
PB	-1,26	-0,51	-1,94	-2,40	2,84	6,83	1,29	-2,08
95%	-2,925	-2,925	-2,925	-2,925	-1,948	-1,948	-1,948	-1,948
90%	-2,601	-2,601	-2,601	-2,601	-1,612	-1,612	-1,612	-1,612
RU	0,17	-1,11	-2,63	-0,92	6,28	4,93	3,86	-1,82
95%	-2,916	-2,915	-2,915	-2,915	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947
90%	-2,596	-2,595	-2,595	-2,595	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613
EUA	0,08	-1,17	-1,34	-1,90	6,66	5,38	5,22	-0,39
95%	-2,915	-2,915	-2,915	-2,915	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947
90%	-2,595	-2,595	-2,595	-2,595	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613
BRA	-0,21	-2,40	-2,79	-2,15	1,31	2,19	1,33	0,07
95%	-2,913	-2,913	-2,913	-2,913	-1,946	-1,946	-1,946	-1,946
90%	-2,594	-2,594	-2,594	-2,594	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613

**Quadro A2**

**Teste de raiz unitária - Phillips-Perron (Newey-West, Bartlett Kernel)**

**Variáveis da equação de importação**

Países	Com intercepto				Com intercepto e tendência				Sem intercepto e tendência			
	<i>lm</i>	<i>lgdp</i>	<i>lgdpx</i>	<i>lrpm</i>	<i>lm</i>	<i>lgdp</i>	<i>lgdpx</i>	<i>lrpm</i>	<i>lm</i>	<i>lgdp</i>	<i>lgdpx</i>	<i>lrpm</i>
ALE	-2,38	-2,29	-2,34	-1,60	-1,96	-1,66	-1,11	-1,88	4,31	5,48	2,89	-1,49
95%	-2,928	-2,928	-2,928	-2,928	-3,513	-3,513	-3,513	-3,513	-1,948	-1,948	-1,948	-1,948
90%	-2,602	-2,602	-2,602	-2,602	-3,187	-3,187	-3,187	-3,187	-1,612	-1,612	-1,612	-1,612
CAN	-0,75	-2,88	0,05	-2,38	-2,45	-1,49	-2,04	-2,43	4,86	7,22	4,27	-1,05
95%	-2,915	-2,915	-2,915	-2,915	-3,494	-3,494	-3,494	-3,494	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947
90%	-2,595	-2,595	-2,595	-2,595	-3,176	-3,176	-3,176	-3,176	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613
ESP	-2,92	-3,79	-4,34	-1,01	-2,74	-3,26	-3,11	-2,47	1,95	4,74	3,65	-2,58
95%	-2,920	-2,920	-2,920	-2,920	-3,500	-3,500	-3,500	-3,500	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947
90%	-2,598	-2,598	-2,598	-2,598	-3,180	-3,180	-3,180	-3,180	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613
FRA	-1,13	-4,56	-4,88	-2,69	-1,15	-0,68	-1,37	-3,12	3,64	5,14	4,64	-0,28
95%	-2,915	-2,915	-2,915	-2,915	-3,494	-3,494	-3,494	-3,494	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947
90%	-2,595	-2,595	-2,595	-2,595	-3,176	-3,176	-3,176	-3,176	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613
ITA	-3,22	-4,24	-0,84	-2,19	-1,68	-0,75	-1,56	-2,13	2,87	3,92	3,81	-1,40
95%	-2,918	-2,918	-2,918	-2,918	-3,497	-3,497	-3,497	-3,497	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947
90%	-2,597	-2,597	-2,597	-2,597	-3,177	-3,177	-3,177	-3,177	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613
JAP	-3,96	-7,77	-0,82	-1,57	-2,45	-2,44	-1,27	-2,14	2,73	3,02	3,31	1,55
95%	-2,922	-2,922	-2,922	-2,922	-3,504	-3,504	-3,504	-3,504	-1,948	-1,948	-1,948	-1,948
90%	-2,599	-2,599	-2,599	-2,599	-3,182	-3,182	-3,182	-3,182	-1,612	-1,612	-1,612	-1,612
PB	-1,21	-0,51	-2,57	-2,52	-1,64	-1,56	-2,05	-2,14	4,85	6,55	2,51	-2,09
95%	-2,924	-2,924	-2,924	-2,924	-3,494	-3,494	-3,494	-3,506	-1,945	-1,945	-1,945	-1,945
90%	-2,600	-2,600	-2,600	-2,600	-3,176	-3,176	-3,176	-3,183	-1,612	-1,612	-1,612	-1,612
RU	0,14	-0,76	-4,26	-0,98	-1,73	-2,21	-1,30	-1,79	6,28	9,25	5,33	-1,78
95%	-2,915	-2,915	-2,915	-2,915	-3,494	-3,494	-3,494	-3,494	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947
90%	-2,595	-2,595	-2,595	-2,595	-3,176	-3,176	-3,176	-3,176	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613
EUA	0,19	-1,66	-1,62	-1,59	-2,51	-2,59	-2,47	-1,60	6,25	9,79	9,55	-0,05
95%	-2,915	-2,915	-2,915	-2,915	-3,494	-3,494	-3,494	-3,494	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947
90%	-2,595	-2,595	-2,595	-2,595	-3,176	-3,176	-3,176	-3,176	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613
BRA	-0,21	-3,08	-3,68	-2,15	-2,87	-0,33	-0,39	-2,01	1,45	3,78	3,48	0,08
95%	-2,913	-2,913	-2,913	-2,913	-3,489	-3,489	-3,489	-3,489	-1,946	-1,946	-1,946	-1,946
90%	-2,594	-2,594	-2,594	-2,594	-3,173	-3,173	-3,173	-3,173	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613

**Quadro A3.a****Critérios de seleção do número de defasagens do VAR****Variáveis endógenas: m, gdp e rpm**

Países	Critérios (sem constante)					Critérios (com constante)				
	LR	FPE	AIC	SC	HQ	LR	FPE	AIC	SC	HQ
ALE	2	2	2	1	2	2	2	2	1	2
CAN	2	2	2	1	2	2	2	2	1	2
ESP	-	2	2	1	1	1	1	1	1	1
FRA	-	1	1	1	1	1	1	1	1	1
ITA	5	1	1	1	1	5	1	1	1	1
JAP	2	2	2	1	1	4	1	4	1	1
PB	2	2	2	1	2	1	2	2	1	1
RU	3	3	3	1	1	3	3	3	1	1
EUA	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
BRA	-	1	1	1	1	6	2	6	1	1

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

**Quadro A3.b****Critérios de seleção do número de defasagens do VAR****Variáveis endógenas: m, gdp e rpm**

Países	Critérios (sem constante)					Critérios (com constante)				
	LR	FPE	AIC	SC	HQ	LR	FPE	AIC	SC	HQ
ALE	3	3	6	1	2	2	3	3	1	2
CAN	2	2	2	1	2	2	2	2	1	2
ESP	2	2	2	1	1	1	2	2	1	1
FRA	-	1	1	1	1	1	2	2	1	1
ITA	5	2	2	1	1	5	5	5	1	1
JAP	2	2	2	1	1	4	1	4	1	1
PB	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1
RU	-	3	3	1	1	3	3	3	1	1
EUA	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
BRA	-	1	1	1	1	6	1	6	1	1

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion



**Quadro A4**

**Estimativas das equações de importação**

**Método: Stock & Watson (1989)<sup>1/</sup>**

	Alemanha			Canadá			Espanha		
	$\beta_i$	$t$	$t^c$	$\beta_i$	$t$	$t^c$	$\beta_i$	$t$	$t^c$
gdp	1,55	81,0	34,3	1,64	61,5	57,1	1,81	79,3	13,1
rpm	-0,53	-27,5	-11,9	-0,68	-21,7	-23,5	-0,86	-37,6	-6,2
Def.	6			12			7		
Nº obs.	39			43			44		
	França			Itália			Japão		
	$\beta_i$	$t$	$t^c$	$\beta_i$	$t$	$t^c$	$\beta_i$	$t$	$t^c$
gdp	1,42	19,0	6,7	1,49	81,2	11,8	1,31	52,0	5,5
rpm	-0,41	-4,9	-2,0	-0,52	-29,2	-4,1	-0,33	-13,6	-1,4
Def.	6			3			2		
Nº obs.	49			50			47		
	Países Baixos			Reino Unido			EUA		
	$\beta_i$	$t$	$t^c$	$\beta_i$	$t$	$t^c$	$\beta_i$	$t$	$t^c$
gdp	1,42	94,4	25,8	1,54	128,9	17,6	1,87	74,2	21,6
rpm	-0,44	-32,9	-8,0	-0,55	-55,5	-6,3	-0,84	-32,9	-9,7
Def.	6			1			7		
Nº obs.	42			54			48		

1/ OLS da seguinte equação (19a):  $m_t = \beta_1 rpm_t + \beta_2 gdp_t + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \Delta rpm_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_{2i} \Delta gdp_{t-i} + e_t$

**Observações:**  $t^c$  é a estatística  $t$  corrigida. A correção se dá a partir dos resíduos da equação (19a), como descrito no texto. Todos os processos autorregressivos foram de primeira ordem, AR(1), pois os coeficientes das variáveis defasadas a partir de duas defasagens mostraram-se não significativos. Para os casos de Alemanha e Canadá, mesmo os processos AR(1) não se mostraram significativos.



## **Capítulo 2 - Choques de Produtividade e de Preços como Determinantes da Conta de Transações Correntes**

### **1. Introdução**

Existe uma relação negativa entre o investimento e o saldo em conta corrente, evidenciada pela identidade contábil entre investimento e poupança. Maiores investimentos podem gerar déficits em transações correntes. O trabalho de Glick e Rogoff (1995) testa e comprova a existência dessa correlação para alguns países industrializados, mas constata que ela é fraca. A baixa influência vem do fato de os choques de produtividade, principal estímulo aos investimentos, não afetarem a conta corrente de forma homogênea.

Os choques de produtividade podem ser divididos entre choques globais e choques locais (específicos do país). Ambos afetam positivamente os investimentos, mas somente os choques locais provocam alterações na conta corrente. Os choques globais atingem todos os países e os efeitos sobre o balanço de pagamentos se compensam.

Novos investimentos são estimulados por ganhos de produtividade. A abordagem intertemporal da renda permanente diz que um choque local de produtividade, desde que seja permanente, resultará em um déficit em transações correntes, porque a renda permanente aumenta mais que a renda corrente e reduz a poupança local.

Glick e Rogoff (1995) formularam um modelo de choques de produtividade, com duas equações estruturais no resultado final, uma para as variações do saldo em conta corrente como função dos choques locais de produtividade, e outra para o investimento como função dos choques locais e globais de produtividade.

As equações foram derivadas de um modelo de otimização intertemporal que combinou as condições de equilíbrio da firma e do consumidor. A firma representativa define uma trajetória ótima de acumulação de capital a partir da maximização dos lucros ao longo do tempo. Surgem daí uma equação para a oferta agregada e outra para o investimento. O consumidor representativo, a partir da otimização intertemporal de sua função utilidade, estabelece uma trajetória ótima de consumo de onde se extrai uma equação para a demanda agregada. A interação desses resultados resulta numa equação para as variações do saldo em conta corrente.

Se a produção está sujeita a custos de ajustamento quando há instalação de novos equipamentos decorrentes de novos investimentos, tanto a conta corrente quanto os

investimentos ficam sensíveis ao valor presente descontado dos choques locais de produtividade futuros. Mas o impacto desses choques é mais forte sobre a conta corrente que sobre os investimentos.

O modelo de choques de produtividade considera que o consumidor decide sobre a alocação intertemporal de um bem apenas. A equação para a conta corrente mostra que as variações do saldo reagem aos choques locais de produtividade, aos investimentos com um período de defasagem e à própria conta corrente também com um período de defasagem. Os preços relativos não aparecem na equação, embora os resultados do capítulo anterior mostrem que eles cumprem um papel importante na determinação do comércio de bens e serviços. Por isso, o modelo será modificado neste capítulo para considerar a presença de dois bens na função utilidade. O consumidor define a composição de sua cesta de bens e em seguida faz a escolha intertemporal para o total consumido. Como resultado, a equação para a conta corrente passará a contar com as variações dos preços relativos como mais um fator determinante.

O modelo modificado sugere estas hipóteses, que serão testadas para o caso brasileiro: (i) a correlação entre o investimento e a conta corrente é negativa e relativamente fraca; (ii) os choques locais de produtividade determinam as variações em conta corrente; (iii) os choques globais de produtividade não afetam as variações da conta corrente; (iv) os choques locais de produtividade afetam mais a conta corrente que afetam os investimentos; (v) os investimentos são mais afetados pelos choques locais de produtividade que pelos choques globais; (vi) as variações dos preços relativos determinam as variações em conta corrente; e (vii) a inclusão da variável preços relativos melhora a capacidade de explicação do modelo.

A determinação da conta de transações correntes ocorre de forma simultânea à determinação da conta corrente do resto do mundo e à determinação da conta financeira do balanço de pagamentos. Serão construídos e estimados três modelos de equações simultâneas, um para a conta corrente, outro para a conta financeira e um terceiro para as contas corrente e financeira. Como resultado, encontramos as equações específicas que descrevem a determinação das três variáveis endógenas do modelo, conta corrente, conta financeira e preços relativos.

Este capítulo é composto por seis partes e está organizado da seguinte forma: (1) introdução; (2) construção do modelo; (3) estimativas para a conta corrente brasileira; (4) modelos de determinação simultânea do balanço de pagamentos; (5) conclusões; (6) apêndices que auxiliam no desenvolvimento da parte (2).

## 2. Modelo de país pequeno, dois bens, com custo de ajustamento sobre o investimento

Considere a hipótese de livre mobilidade de capitais num mercado onde os empréstimos são contratados à taxa de juros mundial ( $r$ ) medida em termos do bem comercializável. As operações são lastreadas por um único ativo financeiro livre de riscos. O país pequeno não tem influência nem sobre a determinação da taxa de juros, nem sobre os preços dos bens comercializável, cuja oferta é infinitamente elástica.

Vamos considerar um modelo com preços variáveis que separa o consumo entre bens comercializáveis ( $T$ ) e bens não-comercializáveis ( $NT$ ). A relação  $p = p_{NT} / p_T$ , ou seja, a razão entre os preços dos bens  $NT$  e os preços dos bens  $T$ , varia dentro de um país, pois há custos de transporte e barreiras comerciais. Os preços dos bens  $T$ ,  $p_T$ , são determinados no comércio internacional, que opera em equilíbrio, e serão tomados como numerário. Assim,  $p = p_{NT}$ .

O consumidor depende toda a sua renda na compra de bens de consumo e de bens para investimento e na variação do estoque líquido de ativos financeiros. Vamos considerar um mundo onde não haja governo e onde todos os ativos financeiros são títulos externos. A restrição orçamentária do consumidor, medida em termos dos bens  $T$ , fica representada da seguinte forma:

$$(1) \quad rB_t + R_t = C_{T,t} + p_t C_{NT,t} + I_t + B_{t+1} - B_t,$$

onde  $B_t$  representa o estoque líquido de ativos financeiros, cotados em termos dos bens  $T$ , no início do instante  $t$ ;  $R_t$  representa a renda oriunda da produção local de bens  $T$  e  $NT$  ao longo do instante  $t$ ;  $C_{T,t}$  representa o consumo de bens  $T$  e  $p_t C_{NT,t}$ , o consumo de bens  $NT$  no instante  $t$ ; e  $I_t$  representa os investimentos feitos nos setores de bens  $T$  e  $NT$  no instante  $t$ .

A renda da produção equivale à produção total de bens  $T$  e  $NT$ , isto é,  $R_t = Y_{T,t} + p_t Y_{NT,t}$ . O consumo de bens  $NT$  é igual à produção de bens  $NT$ , ou seja,

$p_t C_{NT,t} = p_t Y_{NT,t}$ . Considerando que o saldo da conta corrente equivale à variação de ativos externos,  $CA_t = B_{t+1} - B_t$ , podemos construir, a partir de (1), a seguinte expressão para o saldo da conta de transações correntes:

$$(2) \quad CA_t = rB_t + Y_{T,t} - C_{T,t} - I_t.$$

A conta corrente depende, é claro, somente da produção e do consumo (mais investimento) de bens  $T$ . Os investimentos, tanto no setor de bens  $T$  quanto no setor de bens  $NT$ , são todos feitos com bens  $T$ . Variações no saldo da conta corrente serão representadas de acordo com a seguinte expressão:

$$(3) \quad \Delta CA_t = rCA_{t-1} + \Delta Y_{T,t} - \Delta C_{T,t} - \Delta I_t.$$

Esse é o ponto de partida para a construção da equação estrutural que relaciona variações em  $CA$  com os choques de produtividade e de preços. Os termos da equação (3) que representam o produto, o consumo e o investimento serão substituídos por termos que representam os choques. A solução do problema da firma nos dará as expressões para  $\Delta Y_T$  e para  $\Delta I_t$  como função dos choques de produtividade. Será necessário analisar o comportamento das firmas de ambos os setores separadamente, pois cada setor tem sua própria tecnologia de produção. O setor de bens  $NT$  afeta a conta corrente por meio de seus investimentos, que são determinados pelos choques de produtividade próprios do setor. A solução do problema do consumidor nos dará a expressão para  $\Delta C_T$  como função de  $\Delta Y_T$  e de  $\Delta I_t$ , e como função dos choques de preços relativos. Variações de consumo serão escritas, em seguida, em função dos choques de produtividade, aproveitando os resultados do problema da firma, e dos choques de preços. Finalmente, teremos uma expressão para a conta corrente cujos determinantes serão os choques de produtividade e de preços relativos.

## 2.1 O Problema da Firma e a Demanda por Capital

Tanto o setor de bens  $T$  quanto o setor de bens  $NT$  utilizam somente o capital como insumo de produção. Quanto ao mercado de trabalho, considere a oferta de mão-de-obra inelástica. O setor de bens  $T$  incorre em custos de ajustamento do investimento, ou custos de instalação do capital, enquanto que o setor de bens  $NT$ , por utilizar capital de fácil instalação, não está sujeito a tais custos. Na função de produção dos bens  $NT$ , vamos

considerar um conceito mais amplo para o capital que vai além dos equipamentos e considera também o capital humano.

Os choques de produtividade de cada setor são próprios, porém não são independentes. Os choques de produtividade que ocorrem no setor de bens  $T$  claramente afetam a produtividade do setor de bens  $NT$ , que utiliza equipamentos produzidos no outro setor. O contrário não ocorre. Vamos avaliar primeiro como os choques de produtividade afetam os preços relativos e em seguida, a partir do problema da firma que produz bens  $T$ , definir a demanda por capital e a trajetória ótima de investimento nesse setor.

### 2.1.1 Preços relativos, mobilidade de capitais e choques de produtividade

A produção agregada divide-se entre os setores de bens negociáveis ( $T$ ) e o de bens não-negociáveis ( $NT$ ). Variações em preços relativos,  $p_t = p_{NT,t} / p_{T,t}$ , ocorrem entre bens  $T$  e  $NT$ .<sup>24</sup> Essa simplificação facilita a solução do problema e leva a conclusões intuitivas.

Os dois setores utilizam tecnologias que empregam somente capital como fator de produção. Há livre mobilidade de capitais entre setores, o capital empregado no setor  $T$  tem mobilidade entre os países e o empregado no setor  $NT$ , não. Essa mobilidade do fator de produção nos permite tratar o modelo como um modelo de longo prazo, onde a oferta é infinitamente elástica e os preços relativos não dependem da demanda.

Considere as seguintes funções de produção:

$$(4) \quad Y_{T,t} = A_{T,t}F(K_{T,t}) - G(I_{T,t}) \text{ e}$$

$$(5) \quad Y_{NT,t} = A_{NT,t}H(K_{NT,t}),$$

onde  $Y_{T,t}$  e  $Y_{NT,t}$  correspondem às produções agregadas de cada setor,  $A_{T,t}$  e  $A_{NT,t}$  são os parâmetros tecnológicos,  $K_{T,t}$  e  $K_{NT,t}$  são os estoques de capital empregados na produção,  $I_{T,t}$  é o investimento realizado no instante  $t$  no setor  $T$  e  $G(I_{T,t})$  é o custo de ajustamento do capital (custo de instalação), que é tanto maior quanto maior for o volume de investimentos,  $G'(I_{T,t}) > 0$ . Ambas as funções de produção têm rendimentos decrescentes de escala:  $F'(K_{T,t}), H'(K_{NT,t}) > 0$  e  $F''(K_{T,t}), H''(K_{NT,t}) < 0$ .

---

<sup>24</sup> Vamos tomar o preço do bem  $T$  como numerário,  $p_{T,t} = 1$ . Assim, os preços relativos poderão ser representados como  $p_t = p_{NT,t}$ .

Uma unidade de bem  $T$  pode ser transformada em uma unidade de capital, sem custo, e o capital pode ser consumido como um bem  $T$ , o que não acontece com o bem  $NT$ . Dada a mobilidade, a taxa de retorno do capital fica atrelada à taxa de juros mundial:  $r = PMgK_T = PMgK_{NT}$ . Vamos formalizar essa igualdade, resolvendo o problema de maximização do valor presente dos lucros esperados, medidos em unidades de bens  $T$ , que cada firma representativa busca como objetivo.

Problema do setor  $T$ :

$$(6) \quad Max_{T,s} \Pi = \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \{A_{T,s} F(K_{T,s}) - G(K_{T,s}) - I_{T,s}\}$$

sujeito a

$$(7) \quad I_{T,s} = K_{T,s+1} - K_{T,s}.$$

Se substituirmos (7) em (6), a condição de primeira ordem  $\frac{\partial \Pi_{T,t}}{\partial K_{T,t+1}} = 0$  nos dá o seguinte

resultado:

$$(8) \quad \left[ \frac{1}{1+G'(I_{T,t})} \right] [A_{T,t+1} F'(K_{T,t+1}) + G'(I_{T,t+1}) - G'(I_{T,t})] = r$$

Problema do setor  $NT$ :

$$(9) \quad Max_{NT,s} \Pi = \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \{p_s A_{N,s} H(K_{N,s}) - I_{N,s}\}$$

sujeito a

$$(10) \quad I_{NT,s} = K_{NT,s+1} - K_{NT,s}.$$

Se substituirmos (10) em (9), a condição de primeira ordem  $\frac{\partial \Pi_{N,t}}{\partial K_{N,t+1}} = 0$  nos dá o seguinte

resultado:

$$(11) \quad p_{t+1} A_{N,t+1} H'(K_{N,t+1}) = r.$$

As condições de equilíbrio (8) e (11) dependem do comportamento dos choques de produtividade. Dada a taxa de juros, essas condições determinam os preços relativos. No modelo de longo prazo a demanda não determina  $p$ . Se substituirmos (11) em (8), encontraremos a seguinte expressão para  $p$ :



$$(12) \quad p_{t+1} = \frac{A_{T,t+1} F'(K_{T,t+1})}{A_{N,t+1} H'(K_{N,t+1})} \left[ \frac{1}{1 + G'(I_{T,t})} \right] + [G'(I_{T,t+1}) - G'(I_{T,t})] \left[ \frac{1}{1 + G'(I_{T,t})} \right].$$

Choques positivos de produtividade no setor  $T$  provocam aumento em preços relativos, e choques positivos de produtividade no setor  $NT$  provocam queda.

Agora, vamos definir as trajetórias ótimas de investimento para cada setor.

### 2.1.2 O Setor de Bens Comercializáveis

A firma representativa do setor de bens  $T$  opera com a seguinte função de produção:

$$(13) \quad Y_{T,t} = A_{T,t}^c K_{T,t}^\alpha \left[ 1 - \frac{g}{2} \left( \frac{I_{T,t}^2}{K_{T,t}} \right) \right],$$

onde  $Y_{T,t}$  é o produto agregado líquido no período  $t$ ;  $A_{T,t}^c$  corresponde ao choque de produtividade local (específico do país) no período  $t$ ;  $K_{T,t}$  é o estoque de capital destinado à produção em  $t$ ;  $I_{T,t}$  é o investimento em  $t$ ;  $I_{T,t}^2 / K_{T,t}$  é o termo que representa o custo de ajustamento quando há mudança no estoque de capital; e  $\alpha$  e  $g$  são parâmetros da função de produção.

A firma escolhe a trajetória ótima de investimento  $\{I_{T,t}\}$  que maximiza o valor presente dos lucros futuros descontados pelos juros mundiais:

$$(14) \quad \text{Max}_{I_{T,s}} E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \left\{ A_{T,s}^c K_{T,s}^\alpha \left[ 1 - \frac{g}{2} \left( \frac{I_{T,s}^2}{K_{T,s}} \right) \right] - I_{T,s} \right\}$$

s.a.

$$(15) \quad I_{T,s} = K_{T,s+1} - K_{T,s}.$$

A regra de movimento do capital (equação 15) pode ser substituída na função objetivo (equação 14). A partir daí, toma-se a derivada em relação à  $K_{T,t+1}$  para encontrar a condição de primeira ordem:

$$(16) \quad g A_{T,t}^c K_{T,t}^{\alpha-1} (K_{T,t+1} - K_{T,t}) + 1 = \frac{1}{1+r} E_t \left[ \alpha A_{T,t+1}^c K_{T,t+1}^{\alpha-1} + (1-\alpha) \frac{g}{2} A_{T,t+1}^c K_{T,t+1}^{\alpha-2} (K_{T,t+1} - K_{T,t})^2 + g A_{T,t+1}^c K_{T,t+1}^{\alpha-1} (K_{T,t+2} - K_{T,t+1}) + 1 \right].$$

Agora, seguindo os procedimentos de Sargent (1979, cap. 14) e de Shapiro (1986), a equação (16) passa por uma expansão linear de primeira ordem em torno dos valores de estado estacionário,  $\bar{A}_T$  e  $\bar{K}_T$ , e chega na seguinte expressão para o estoque de capital:

$$(17) \quad K_{T,t} \cong \lambda_0 K_{T,t-1} + \gamma_3 E_t \sum_{i=0}^{\infty} \lambda_1^i A_{T,t+i}^c.$$

Essa equação representa a demanda por capital. O estoque de capital hoje depende do estoque de capital já existente, do choque local de produtividade corrente e das expectativas de choques futuros.<sup>25</sup>

A aproximação linear da função de produção em torno de  $\bar{A}_T$ ,  $\bar{K}_T$  e  $\bar{I}_T$  gera a seguinte equação para o produto:

$$(18) \quad Y_{T,t} \cong \beta_I I_{T,t} + \beta_K K_{T,t} + \beta_A A_{T,t}^c, \quad \beta_I < 0 \text{ e } \beta_K, \beta_A > 0.$$

O produto reage positivamente aos choques de produtividade e negativamente ao investimento por causa do custo de ajustamento.

A partir da equação (17) e da regra de movimento (15), podemos derivar uma expressão para o investimento:

$$(19) \quad I_{T,t} \cong \lambda_0 I_{T,t-1} + \gamma_3 \sum_{i=0}^{\infty} \lambda_1^i (E_{t+1} A_{T,t+i+1}^c - E_t A_{T,t+1}^c).$$

Os efeitos sobre os investimentos correntes causados por choques passados de produtividade, representados pelo investimento defasado em um período, são positivos, mas menos que proporcionais, ou seja,  $0 < \lambda_0 < 1$ . O somatório do lado direito da equação (19) ilustra o impacto das revisões de expectativas quanto à trajetória futura da produtividade local, onde  $0 < \lambda_1 < 1$ . Se o esperado é que a produtividade local seja maior no futuro, os investimentos sobem,  $\gamma_3 > 0$ .

### 2.1.3 O Setor de Bens Não-Comercializáveis

Agora, vamos analisar o problema da firma que produz bens *NT*. A firma representativa opera com a seguinte função de produção:

$$(20) \quad Y_{NT,t} = A_{NT,t}^c K_{NT,t}^\beta.$$

---

<sup>25</sup> Os parâmetros  $\lambda_0$  e  $\lambda_1$  são funções não-lineares de  $\gamma_0$ ,  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  que por sua vez são funções não-lineares da taxa de juros mundial e dos parâmetros da função de produção,  $\alpha$  e  $g$ . Para o desenvolvimento da equação (14), ver apêndice 1.

Os procedimentos para a solução deste problema são semelhantes aos utilizados no problema da firma que produz bens  $T$ . A firma escolhe a trajetória ótima de investimento  $\{I_{NT,t}\}$  que maximiza o valor presente dos lucros futuros descontados pelos juros mundiais:

$$(21) \quad \underset{I_{NT,s}}{\text{Max}} E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \{A_{NT,s}^c K_{NT,s}^{\beta} - I_{NT,s}\}$$

s.a.

$$(22) \quad I_{NT,s} = K_{NT,s+1} - K_{NT,s}.$$

A regra de movimento do capital é substituída na função objetivo. A partir daí, toma-se a derivada em relação à  $K_{NT,t+1}$  para encontrar a condição de primeira ordem:

$$(23) \quad E_t (\beta A_{NT,t+1}^c K_{NT,t+1}^{\beta-1}) = r.$$

Vamos aplicar uma expansão linear de primeira ordem sobre (23) em torno dos valores de estado estacionário,  $\bar{A}_{NT}$  e  $\bar{K}_{NT}$ :  $r = \tau_0 + \tau_1 E_t A_{NT,t+1}^c - \tau_2 E_t K_{NT,t+1}$ , onde  $\tau_0 = \beta(1-\beta)\bar{A}_{NT}\bar{K}_{NT}^{\beta-1}$ ,  $\tau_1 = \beta\bar{K}_{NT}^{\beta-1} > 0$  e  $\tau_2 = \beta(1-\beta)\bar{A}_{NT}\bar{K}_{NT}^{\beta-2} > 0$ . A partir dessa expressão linear, podemos escrever uma equação que descreve a demanda esperada para o estoque de capital como função crescente da expectativa do choque futuro de produtividade:

$$(24) \quad E_t K_{NT,t+1} = \tau_3 + \tau_4 A_{NT,t+1}^c,$$

onde  $\tau_3 = (\tau_0 - r)/\tau_2$  e  $\tau_4 = (\tau_1/\tau_2) > 0$ . Se substituirmos (24) em (22), teremos a seguinte expressão para o investimento no setor de bens  $NT$ :

$$(25) \quad I_{NT,t} = \tau_4 (E_t A_{t+1} - E_{t-1} A_t).$$

O investimento corrente reage positivamente aos ajustes de expectativas quanto aos choques de produtividade.

Já temos as expressões para a oferta de bens  $T$  e para os investimentos em ambos os setores. Precisamos, agora, da demanda por bens  $T$  para compor a equação estrutural para a conta de transações correntes.

## 2.2 O Problema do Consumidor e a Demanda por Bens

O consumidor orienta suas decisões de acordo com duas referências, uma intertemporal e outra intratemporal. A decisão intertemporal é pautada pela relação entre a taxa subjetiva

de desconto e a taxa de juros de mercado, descrita por uma equação de Euler derivada da otimização restrita da função utilidade. A decisão intratemporal diz respeito à composição de uma cesta de bens, cujas quantidades são determinadas pela relação entre os preços de cada bem. As duas referências são, portanto, a taxa de juros (intertemporal) e os preços relativos (intratemporal).

O consumidor representativo maximiza a seguinte função utilidade:

$$(26) \quad U_t = \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(C_s),$$

onde  $C = \Omega(C_T, C_{NT})$  é uma função linear e homogênea de  $C_T$  e  $C_{NT}$ , vista como um índice de consumo real. Como a função utilidade está expressa em termos de um índice de consumo real, podemos utilizar um índice de preços ao consumidor, com o qual será expressa a restrição orçamentária do consumidor.

O índice de preços ao consumidor  $P$  pode ser definido como o gasto total  $Z = C_T + pC_{NT}$  tal que  $C = \Omega(C_T, C_{NT}) = 1$ . Em outras palavras,  $P$  mede o gasto mínimo em termos do bem  $T$  quando o consumo total é igual a 1. O índice de consumo pode ser representado pela seguinte função CES:

$$(27) \quad C = \Omega(C_T, C_{NT}) = \left[ \gamma^{1/\theta} C_T^{(\theta-1)/\theta} + (1-\gamma)^{1/\theta} C_{NT}^{(\theta-1)/\theta} \right]^{\theta/(\theta-1)}, \quad \gamma \in (0,1) \text{ e } \theta > 0.$$

O consumidor maximiza (27), sujeito a  $Z = C_T + pC_{NT}$ , e estabelece as quantidades ótimas de consumo de cada bem. A solução passa por um Lagrangiano cuja condição de primeira ordem implica:

$$(28) \quad p^{-\theta} = \frac{\gamma C_{NT}}{(1-\gamma)C_T}.$$

Esse resultado é substituído na restrição para que se obtenha as quantidades ótimas de bens  $T$  e  $NT$ :

$$(29) \quad C_T = \frac{\gamma Z}{\gamma + (1-\gamma)p^{1-\theta}} \quad \text{e} \quad C_{NT} = \frac{p^{-\theta}(1-\gamma)Z}{\gamma + (1-\gamma)p^{1-\theta}}.$$

Agora, o consumo de cada bem pode ser substituído na função índice de consumo, equação (27):

$$(30) \quad \left\{ \gamma^{\frac{1}{\theta}} \left[ \frac{\gamma Z}{\gamma + (1-\gamma)p^{1-\theta}} \right]^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} \left[ \frac{p^{-\theta}(1-\gamma)Z}{\gamma + (1-\gamma)p^{1-\theta}} \right]^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right\}^{\frac{\theta}{\theta-1}} = C.$$

Como  $P$  é o gasto mínimo ( $Z^{min}$ ) quando  $C=1$ ,

$$(31) \quad \left\{ \gamma^{\frac{1}{\theta}} \left[ \frac{\gamma P}{\gamma + (1-\gamma)p^{1-\theta}} \right]^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} \left[ \frac{p^{-\theta}(1-\gamma)P}{\gamma + (1-\gamma)p^{1-\theta}} \right]^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right\}^{\frac{\theta}{\theta-1}} = 1.$$

Essa equação pode ser resolvida para  $P$  e teremos o seguinte índice de preços:

$$(32) \quad P = [\gamma + (1-\gamma)p^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}}.$$

Note que  $Z/P$  é a razão entre o gasto e o preço mínimos, em termos de bens  $T$ , de uma unidade de consumo. É, portanto, o próprio índice de consumo:

$$(33) \quad C = Z/P.$$

Se substituirmos (32) e (33) em (29), chegaremos às quantidades ótimas de consumo de bens  $T$  e  $NT$  em função do índice de preços ao consumidor  $P$  e do índice de consumo real  $C$ :

$$(34) \quad C_T = \gamma \left( \frac{1}{P} \right)^{-\theta} C \quad \text{e} \quad C_{NT} = (1-\gamma) \left( \frac{p}{P} \right)^{-\theta} C.$$

Enfim, temos um índice de preços, crescente em  $p$ , que nos permite expressar os gastos de consumo, medidos em termos de bens  $T$ , em consumo real. Temos também os consumos de cada tipo de bem expressos em termos do índice de preços e do índice de consumo real. Isso significa que o consumo de cada bem é proporcional ao consumo real, sendo que a proporção é definida pela razão entre o preço do bem e o índice de preços. A expressão (34) é a solução do problema intratemporal e com ela será possível escrevermos, mais adiante, a restrição orçamentária e a demanda intertemporal do consumidor somente em função de bens  $T$ . Agora, vamos procurar a solução intertemporal.

Com  $P$  e  $C$ , podemos escrever a restrição orçamentária do consumidor representativo que maximiza (26):

$$(35) \quad P_t C_t + B_{t+1} - B_t = R_t + rB_t - I_t,$$

onde  $B$  representa o estoque de ativos externos e está cotado em termos de bens  $T$  e  $R$  representa a renda auferida com a produção de bens  $T$  e de bens  $NT$ . A restrição orçamentária é substituída em (26) para que se resolva o seguinte problema:

$$(36) \quad \underset{B_{s+1}, s > t}{\text{Max}} U_t = E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u \left\{ [(1+r)B_s - B_{s+1} + R_s - I_s] P_s^{-1} \right\}.$$

A condição de primeira ordem resulta nesta equação de Euler:

$$(37) \quad u'(C_s) = E_t \left[ \beta(1+r) \frac{P_s}{P_{s+1}} u'(C_{s+1}) \right].$$

Para uma função utilidade isoelástica,  $u(C) = C^{1-\frac{1}{\sigma}} / 1 - \frac{1}{\sigma}$ , a equação de Euler ganha o seguinte formato<sup>26</sup>:

$$(38) \quad E_t C_s = [\beta(1+r)]^{\sigma} \left( \frac{P_t}{E_t P_s} \right)^{\sigma} C_t.$$

Considere a hipótese de  $\beta(1+r) = 1$ , ou seja, o desconto subjetivo do consumidor se iguala à taxa de juros de mercado. Vamos usar o resultado (34) para escrever a equação de Euler em termos  $C_T$ :

$$(39) \quad E_t C_{T,s} = \left( \frac{P_t}{E_t P_s} \right)^{\sigma-\theta} C_{T,t}.$$

Vamos escrever a equação (39) na forma linear, por meio de uma expansão linear de primeira ordem em torno de  $\bar{C}_T$  e  $\bar{P} = 1$ , e utilizar o resultado na restrição orçamentária para derivar uma função de demanda para bens  $T$ . A expansão linear gera a seguinte relação intertemporal para o consumo de  $T$ :<sup>27</sup>

$$(40) \quad E_t C_{T,s} = (\sigma - \theta) \bar{C}_T (P_t - E_t P_s) + C_{T,t}.$$

Seja a seguinte restrição orçamentária intertemporal (R.O.I.):

$$(41) \quad E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} P_s C_s = (1+r)B_s + E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} (R_s - I_s).$$

<sup>26</sup> A equação (37) pode ser resolvida de forma recursiva e escrita para o período entre  $s$  e  $t$  (ver apêndice 2).

<sup>27</sup> Ver apêndice 3.

A partir da equação (33) e da restrição do gasto mínimo,  $Z = C_T + pC_{NT}$ , sabemos que  $PC = C_T + pC_{NT}$ . Além disso, a renda total equivale à produção total,  $R = Y_T + pY_{NT}$ , e o consumo de bens  $NT$  é igual à produção de bens  $NT$ ,  $pC_{NT} = pY_{NT}$ . Assim, a equação (41) pode reescrita como:

$$(42) \quad E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} C_{T,s} = (1+r)B_s + E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} (Y_{T,s} - I_s).$$

Agora, podemos usar o resultado da expansão linear da equação de Euler (40) na R.O.I.:

$$(43) \quad E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} [(\sigma - \theta)\bar{C}_T(P_t - P_s) + C_{T,t}] = (1+r)B_t + E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} (Y_{T,s} - I_s).$$

Considere  $\bar{C}_T = 1$ . Após algumas manipulações algébricas, chegamos a:

$$(44) \quad \begin{aligned} \frac{1+r}{r} C_{T,t} &= (1+r)B_t + E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} (Y_{T,s} - I_s) \\ -\frac{1+r}{r} (\sigma - \theta)P_t &- (\sigma - \theta)E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} P_s \end{aligned}$$

O próximo passo é derivar uma expressão para variações na demanda,  $\Delta C_{t+1} = C_{t+1} - C_t$ . Essa expressão será usada na equação final que define o comportamento da conta de transações correntes. De acordo com os resultados de Hall (1978), o consumidor tende a suavizar o consumo, que segue um passeio aleatório. Nesse caso, as variações do consumo dependerão somente de variações não antecipadas da renda permanente, líquida dos investimentos. Aqui, variações do consumo dependerão também de variações não antecipadas dos preços:<sup>28</sup>

$$(45) \quad \begin{aligned} \Delta C_{T,t+1} &= r(E_{t+1} - E_t) \left[ \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} (Y_{T,s} - I_s) \right] \\ &- (\sigma - \theta)\Delta P_{t+1} + r(\sigma - \theta)(E_{t+1} - E_t) \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} P_s \end{aligned}$$

### 2.3 Conta Corrente e Choques Locais de Produtividade

Considere que os choques locais de produtividade seguem um processo autorregressivo de primeira ordem:

<sup>28</sup> Ver apêndice 4 para derivação da equação (45). Essa derivação foi inspirada no desenvolvimento apresentado em Romer (2001, cap. 7).

$$(46) \quad A_t^c = \rho A_{t-1}^c + \varepsilon_t, \quad 0 \leq \rho \leq 1, \quad E_{t-i}[\varepsilon_t] = 0, \quad \forall i \leq 0.$$

Para construir a relação entre conta corrente e choques de produtividade, tome  $\rho = 1$ , o que significa que a produtividade segue um caminho aleatório. A partir das equações (18), (19), (25), (45) e (46), chegaremos à equação para a conta corrente. A idéia é escrever as equações de investimento, produto e consumo em forma de variações e em função dos choques locais de produtividade.

Com a hipótese de caminho aleatório para o comportamento da produtividade, as equações de investimento, (19) e (25), podem ser escritas da seguinte forma:<sup>29</sup>

$$(47) \quad I_{T,t} = \lambda_0 I_{T,t-1} + \frac{\gamma_3 \lambda_1}{1 - \lambda_1} \Delta A_{T,t}^c.$$

$$(48) \quad I_{NT,t} = \tau_4 \Delta A_{NT,t}^c.$$

Se subtrairmos  $I_{T,t-1}$  de ambos os lados de (47) e  $I_{NT,t-1}$  de ambos os lados de (48) chegaremos a

$$(49) \quad \Delta I_{T,t} = (\lambda_0 - 1) I_{T,t-1} + \lambda_3 \Delta A_{T,t}^c, \quad \text{onde, } \lambda_3 = \gamma_3 [\lambda_1 / (1 - \lambda_1)] > 0, \text{ e}$$

$$(50) \quad \Delta I_{NT,t} = -I_{NT,t-1} + \tau_4 \Delta A_{NT,t}^c$$

Agora, vamos escrever a equação do produto  $T$ , ou variação do produto, em função dos choques de produtividade. A partir da primeira diferença de (18) e da equação (49), que elimina  $\Delta I_{T,t}$ , chegamos em:

$$(51) \quad \Delta Y_{T,t} = [\beta_I (\lambda_0 - 1) + \beta_K] I_{T,t-1} + (\beta_I \lambda_3 + \beta_A) \Delta A_{T,t}^c.$$

As equações para as variações do investimento e para as variações do produto têm os mesmos fatores determinantes, o investimento com um período de defasagem e os choques locais de produtividade. As variações em conta corrente, por definição, são compostas por variações do produto e do investimento, além de variações do estoque de ativos financeiros externos e do consumo. Dessa forma, dependerão também do investimento defasado e dos choques locais de produtividade.

O próximo passo é encontrar uma expressão que relacione  $\Delta C_{T,t}$  e  $\Delta A_{T,t}^c$ . O procedimento é colocar a equação de consumo (45) em função da renda permanente e

<sup>29</sup> Ver apêndice 5 para a derivação de (47).



depois usar as expressões para as variações do investimento e para as variações do produto.

Dessa forma, tudo ficará em função de  $\Delta A_{T,t}^c$ .<sup>30</sup>

$$(52) \quad \Delta C_{T,t} = \left\{ \frac{\lambda_3(1+r)[r(\beta_I - 1) + \beta_K]}{1+r-\lambda_0} + (1+r)\beta_A \right\} \Delta A_{T,t}^c - (\sigma - \theta)\Delta P_t + r(\sigma - \theta) \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \tilde{P}_s$$

onde  $\tilde{P}_s = (E_t - E_{t-1})P_s$ .

Considere que os preços seguem, assim como a produtividade, um processo autorregressivo de primeira ordem:

$$(53) \quad P_t = \phi P_{t-1} + \varepsilon_t, \quad E_{t-i}[\varepsilon_t] = 0, \quad \forall i \leq 0.$$

Considere, ainda, a hipótese de caminho aleatório, onde  $\phi = 1$ . Note que

$\tilde{P}_t = (E_t - E_{t-1})P_t = P_t - E_{t-1}P_t$ . Com  $\phi = 1$ ,  $E_{t-1}P_t = P_{t-1}$ . Dessa forma,

$\tilde{P}_t = P_t - P_{t-1} = \Delta P_t$ . Como resultado geral,  $\tilde{P}_{t+s} = \Delta P_t \quad \forall s$ . Substitua em (52) para chegar

na seguinte expressão:

$$(54) \quad \Delta C_{T,t} = \left\{ \frac{\lambda_3(1+r)[r(\beta_I - 1) + \beta_K]}{1+r-\lambda_0} + (1+r)\beta_A \right\} \Delta A_{T,t}^c + r(\sigma - \theta)\Delta P_t.$$

Espera-se que o coeficiente de  $\Delta A_{T,t}^c$  da equação (54) seja positivo, ou seja,  $\partial \Delta C_{T,t} / \partial \Delta A_{T,t}^c > 0$ . Para tanto, as seguintes condições devem ser observadas:  $1+r-\lambda_0 > 0$  e  $\beta_A > 0$ . A primeira condição depende de  $0 < \lambda_0 < 1$ , ou seja, os efeitos de choques passados de produtividade sobre os investimentos correntes são positivos mas pouco intensos. Além disso, o custo de ajustamento do investimento marginal,  $(1-\beta_I)$ , onde  $\beta_I < 0$ , não excede o valor presente descontado do ganho correspondente na produção, dado o aumento de capital,  $\beta_K / r$ , em virtude da convexidade da função de produção. E ainda, espera-se que  $\partial \Delta C_{T,t} / \partial \Delta A_{T,t}^c > \partial \Delta Y_{T,t} / \partial \Delta A_{T,t}^c$ . Isso ocorre, porque um aumento permanente da produtividade  $A_t^c$  estimula o investimento, o que eleva o estoque futuro de capital. Assim, a renda permanente líquida ( $\bar{y}_{T,t}$ ) sobe mais que a renda corrente bruta.

<sup>30</sup> Ver apêndice 6 para a derivação de (52).

Uma vez que os novos investimentos aumentam a lucratividade depois de um choque positivo de produtividade, a renda permanente e o consumo devem subir mais que a renda corrente ( $Y_{T,t}$ ).

Já temos todos os resultados para montar a equação estrutural para a conta de transações correntes como função dos choques locais de produtividade e dos choques de preços. Vamos reescrever a equação (3), abrindo o termos  $\Delta I$  por setores:

$$(55) \quad \Delta CA_t = rCA_{t-1} + \Delta Y_{T,t} - \Delta C_{T,t} - \Delta I_{T,t} - \Delta I_{NT,t}.$$

Finalmente, com (55) e os resultados (49), (50), (51) e (53), podemos obter a equação que relaciona variações em transações correntes com choques de produtividade e de preços:

$$(56) \quad \Delta CA_t = rCA_{t-1} + I_{NT,t-1} + \xi_1 I_{T,t-1} + \xi_2 \Delta A_{T,t}^c + \xi_3 \Delta A_{NT,t}^c + \xi_4 \Delta P_t,$$

onde  $\xi_1 = (\beta_I - 1)(\lambda_0 - 1) + \beta_K > 0$ ;

$$\xi_2 = (\beta_I - 1)\lambda_3 - r\beta_A - \frac{\lambda_3(1+r)[r(\beta_I - 1) + \beta_K]}{1+r-\lambda_0} < 0; \text{ e}$$

$$\xi_3 = -\tau_4 < 0$$

$$\xi_4 = r(\sigma - \theta) < 0, \text{ quando } |\sigma| > |\theta|.$$

Espera-se que o efeito de  $I_{T,t-1}$  sobre as variações da conta corrente seja positivo. Como os efeitos dos choques passados de produtividade sobre o investimento são pequenos,  $0 < \lambda_0 < 1$ , predomina o efeito negativo do custo de ajustamento sobre o produto,  $\beta_I < 0$ , com efeito total positivo sobre a conta corrente. Com relação aos coeficientes de  $\Delta A_{T,t}^c$  e de  $\Delta A_{NT,t}^c$ , espera-se que sejam negativos, pois choques permanentes e positivos de produtividade aumentam a demanda agregada e provocam déficits em conta corrente.

Um choque positivo e permanente de produtividade piora a conta corrente porque eleva não só o investimento, mas também o consumo. Assim,  $|\partial \Delta CA_t / \partial \Delta A_t^c| > \partial \Delta I_t / \partial \Delta A_t^c > 0$ .

O sinal do coeficiente dos preços relativos não pode ser definido *a priori*. Um aumento em  $P$  (equação 32), quando causado por um aumento nos preços dos bens  $NT$ , por exemplo, favorece o consumo de bens  $T$ , em substituição ao consumo de bens  $NT$ , deteriorando a conta corrente. Essa relação que atribui sinal negativo ao coeficiente é freqüentemente observada quando o inverso da taxa real de câmbio é utilizado como *proxy* para a variável

preços relativos, uma indicação de que  $|\sigma| > |\theta|$ , ou seja, de que a elasticidade de substituição intertemporal é maior do que a elasticidade de substituição intratemporal.

## 2.4 Investimento e Choques Globais de Produtividade no setor de Bens $T$

Suponha que a produção seja sensível também a um componente global  $A^w$  que integre os choques de produtividade, além do componente local  $A^c$ . Teríamos a seguinte função de produção para o país  $c$  (vamos omitir o índice  $T$  para simplificar a notação):

$$(57) \quad Y_t^c = (A_t^w A_t^c) K_t^\alpha \left[ 1 - \frac{g}{2} \left( \frac{I_t^2}{K_t} \right) \right]$$

A conta corrente depende só dos choques locais, pois os efeitos dos choques globais se compensam. Isso pressupõe que os países tenham preferências e tecnologias idênticas e o mesmo estoque inicial de capital.

Os investimentos de cada país, porém, são atingidos pelos choques globais de produtividade, ainda que de forma amortecida já que a taxa de juros mundial tende a subir quando há choques positivos e permanentes. A equação (49) seria reescrita da seguinte forma:

$$(58) \quad \Delta I_t = (\lambda_0 - 1)I_{t-1} + \lambda_3 \Delta A_t^c + \lambda_4 \Delta A_t^w.$$

Para  $\rho = 1$  no comportamento de  $A^c$  e  $A^w$ ,  $0 < \lambda_4 < \lambda_3$ , dado o efeito dos choques globais sobre a taxa de juros mundial.<sup>31</sup>

## 2.5 Especificação do Termo de Erro

As equações a serem estimadas, para  $\Delta I$  e para  $\Delta CA$ , terão um termo de erro. Esses termos serão uma mera combinação de termos de erro aditivos, independentes entre si, designados para as equações de produto, investimento e consumo, respectivamente  $\mu_{Y_t}$ ,  $\mu_{I_t}$  e  $\mu_{C_t}$ . Os termos de erro das equações (49) e (50) para  $\Delta I$  são  $\mu_{IT,t}$  e  $\mu_{INT,t}$ ; da equação (51) para  $\Delta Y$  é  $\beta_I \mu_{IT,t} + \Delta \mu_{Y,t}$ ; da equação (54) para  $\Delta C$  é

<sup>31</sup> No caso do setor de bens  $NT$ , o desenvolvimento seria semelhante e teríamos um termo aditivo referente à variação da produtividade global no setor de bens  $NT$  a integrar a equação de investimento do setor.

$$\left[ \frac{(\beta_I - 1)(r - 1) + \beta_K}{r - \lambda_0} \right] \mu_{IT,t} + \frac{r - 1}{r} \mu_{Y,t} + \Delta \mu_{C,t}; \text{ e da equação (56) para } \Delta CA \text{ é}$$

$$\left[ \frac{(\beta_I - 1)(1 - \lambda_0) + \beta_K}{r - \lambda_0} \right] \mu_{IT,t} + \mu_{INT,t} + \Delta \mu_{Y,t} - \frac{r - 1}{r} \mu_{Y,t} - \Delta \mu_{C,t}.$$

### 3. Estimativas para o caso brasileiro

Versões modificadas das equações (56) e (58) serão estimadas por mínimos quadrados ordinários. Como não há disponibilidade de dados sobre o investimento (formação bruta de capital fixo) nem sobre os choques locais de produtividade por setores, ou seja, separados entre bens  $T$  e  $NT$ , as estimativas consideraram o agregado. Mas antes, vamos calcular a correlação simples entre as variações da conta corrente e as variações dos investimentos, ambas medidas em termos reais<sup>32</sup>. A correlação não-estrutural, segundo Sachs (1981), pode ser causada por choques de produtividade.

Aumentos dos investimentos causam déficit (ou redução de superávit) na conta de transações correntes. No caso brasileiro, a correlação apresentou o sinal esperado, mas ficou baixa, -0,08. Os resultados apresentados em Glick e Rogoff (1995) para sete países mostraram correlações mais fortes<sup>33</sup>. No entanto, não há evidências claras que justifiquem a influência dos choques de produtividade sobre a correlação entre  $\Delta CA$  e  $\Delta I$ . Segundo Glick e Rogoff (1995), a determinação imprecisa vem da dificuldade em se identificar os choques de produtividade entre permanentes e locais. Há ainda a presença de choques fiscais que podem afetar a conta corrente sem alterar os investimentos<sup>34</sup>. Veremos que no caso brasileiro os preços relativos também cumprem um papel importante.

#### 3.1 Definição das Variáveis

A equação a ser estimada contrapõe variações em transações correntes com duas variáveis defasadas, os investimentos e as transações correntes, e também com variações na produtividade local e nos preços relativos. Como *proxy* para os preços relativos vamos usar

<sup>32</sup> Os itens da conta corrente foram deflacionados pelo PPI/WPI dos Estados Unidos (IFS-FMI, cód. 11163). Os investimentos foram deflacionados pelo deflator implícito do PIB (IBGE).

<sup>33</sup> E.U.A, Japão, Alemanha, França, Itália, Reino Unido e Canadá.

<sup>34</sup> Choques positivos de produtividade afetam positivamente os investimentos, provocando um aumento permanente da renda. Isso afeta a conta corrente de forma anti-cíclica. A equação estrutural de conta corrente e produtividade procura exprimir essas relações, que podem ser afetadas por choques fiscais. No entanto, tal comportamento não foi alterado com a inclusão de choques fiscais nos testes feitos por Glick e Rogoff (1995).

um índice de taxa real de câmbio,  $e = P/EP^*$ , onde  $E$  é a taxa nominal de câmbio (R\$/US\$),  $P^*$  é um índice internacional de preços e  $P$  é um índice local de preços.

Com relação à variável choques de produtividade, representada pela produtividade total dos fatores (PTF), seguiremos dois caminhos. No primeiro, será feito o cálculo da PTF local seguindo os procedimentos apresentados em Glick & Rogoff (1995), que exigirão o cálculo da PTF global e da PTF para o Brasil. No segundo, será utilizada a série sugerida em Gomes, Pessoa e Veloso (2003) para a PTF brasileira descontada. Chamaremos a primeira de **produtividade local** e a segunda de **produtividade descontada**. Ambas procuram descrever a mesma idéia, a de representar a evolução da produtividade brasileira devida a fatores internos.

**Produtividade Local** O procedimento adotado por Glick e Rogoff é o cálculo do resíduo de Solow a partir de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas. O resíduo assume o seguinte formato,  $\ln Y - \pi \ln L$ , onde  $\pi$  é a participação do trabalho na produção de manufaturados. A fonte de dados utilizada, *Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor (USDL-BLS)*, de onde foram extraídas as informações para o produto e para as horas trabalhadas do setor de manufaturados para o período de 1960-90, não dispõe de dados para o comportamento do capital, tratado como tendência constante. A primeira medida tomada por Glick & Rogoff foi a da produtividade global, uma média ponderada pelo PIB das medidas individuais de sete países. A produtividade local foi calculada a partir dos desvios das medidas individuais em torno dessa média.

Os cálculos foram refeitos e atualizados até 2005. As séries para os sete países iniciam-se em 1960. Para a variável produto ( $Y$ ), foi utilizada a produção de manufaturados e para a variável trabalho ( $L$ ), o total de horas trabalhadas no setor de manufaturados. Os dados foram extraídos da mesma fonte, *USDL-BLS*. O parâmetro  $\pi$  varia de país para país.<sup>35</sup> A PTF global equivale à média ponderada pelo PIB das PTF de cada país.

---

<sup>35</sup> Fonte dos dados: U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, *International Comparisons of Manufacturing Productivity and ULC Trends*, Supplementary Tables (item 44), Table 3.1 – Output in Manufacturing; Table 4.1 – Total Hours in Manufacturing, February 2007.

A participação do trabalho na produção de manufaturados ( $\pi$ ) foi extraída de Stockman and Tesar (1994): Estados Unidos, 0,66; Japão, 0,54; Alemanha, 0,64; França, 0,65; Itália, 0,48; Reino Unido, 0,68; e Canadá, 0,63.

No caso do Brasil, o cálculo da PTF utilizou o PIB em termos reais para a variável produto ( $Y$ ) e a população economicamente ativa (PEA)<sup>36</sup> para a variável trabalho ( $L$ ). A participação do trabalho na produção, extraída de Gomes, Bugarin e Ellery (2002), é de 0,4. A produtividade local do Brasil equivale ao desvio da PTF brasileira em torno da PTF global.

**Produtividade Descontada** O trabalho de Gomes, Pessoa e Veloso (2003) distingue dois determinantes para a produtividade total dos fatores. De um lado, a evolução da fronteira tecnológica, um fator global, comum a todas as economias.<sup>37</sup> Do outro, um conjunto de características específicas da economia brasileira, como ações de política econômica e instituições que interferem na formação de preços via incentivos. São feitos dois cálculos, um mede o nível da PTF e o outro, o nível da PTF descontada da evolução da fronteira tecnológica (PTFD). A evolução da fronteira tecnológica é medida pela taxa de crescimento de longo prazo do produto por trabalhador da economia americana.

A economia é reproduzida por uma função de produção homogênea de grau 1 para o capital e para o trabalho. Os parâmetros são comuns entre os países, com exceção de um termo multiplicativo, fator local, que corresponde à PTFD. A PTFD reflete diferenças nas dotações de recursos naturais, externalidades alheias ao setor privado, efeitos das atividades improdutivas, mudanças organizacionais que afetam a eficiência produtiva.

A função de produção utilizada tem o seguinte formato  $y_{it} = A_{it} k_{it}^{\alpha} (H_{it} \lambda_t)^{1-\alpha}$ , onde  $y_{it}$  é o produto por trabalhador da  $i$ -ésima economia no instante  $t$ ,  $A_{it}$  é PTFD,  $k_{it}$  é o capital por trabalhador,  $H_{it}$  é o capital humano (educação) por trabalhador e  $\lambda_t = (1 + g)^t$  equivale ao impacto da evolução da fronteira tecnológica sobre a produtividade do trabalhador. O parâmetro  $\alpha$  é a elasticidade do produto em relação ao capital, ou a participação do capital na renda em equilíbrio competitivo. A PTF divide-se em PTFD, representada pelo fator local  $A_{it}$ , e pela evolução da fronteira tecnológica comum a todos os países,  $\lambda_t^{1-\alpha}$ .

A variável educação é uma função dos anos médios de escolaridade da população economicamente ativa  $H_{it} = e^{\phi(h_{it})}$ , onde  $h_{it}$  representa os anos médios de escolaridade da

---

<sup>36</sup> PEA – urbana, IPEA – GEPS\_PEAURB. Não há dados disponíveis para a produção e horas trabalhadas no setor manufatureiro brasileiro para o período 1960-2005.

<sup>37</sup> “(...) o modelo neoclássico de crescimento supõe que todos os países têm acesso à fronteira tecnológica e, desse modo, diferenças na produtividade total dos fatores refletem diferenças no nível da PTF que independe do progresso tecnológico.” Gomes, Pessoa e Veloso (2003, p. 8).

PEA e  $\phi(h) = \frac{\theta}{1-\psi} h^{1-\psi}$ . O estoque de capital foi calculado pelo método do inventário perpétuo.

Uma das bases de dados utilizadas em Gomes, Pessoa e Veloso (2003) foi a *Penn-World Table* (PWT), dados para 30 países, para produto por trabalhador, PEA e investimento.

Alguns parâmetros foram calibrados. O cálculo da depreciação utilizou dados da economia americana. O mesmo foi feito em relação ao impacto da evolução da fronteira tecnológica sobre a produtividade do trabalhador ( $\lambda$ ). Os parâmetros  $\theta$  e  $\psi$ , para o cálculo da variável educação, foram extraídos de Bils e Klenow (2000).<sup>38</sup> A participação do capital na renda, parâmetro da função de produção Cobb-Douglass, foi considerada  $\alpha = 0,4$ .

**Comparação entre a PTF Local, a PTFD e a PTF Global** As séries para as produtividades, local e descontada, aparecem no Gráfico 1. A diferença entre elas vem principalmente de a produtividade descontada levar em consideração o fator capital humano (ou anos de escolaridade) e o fator capital físico na determinação da produtividade total dos fatores. A correlação simples entre as duas séries é de 87%. Vamos utilizar a PTFD, porque sua metodologia de cálculo proporciona uma medida mais precisa da produtividade específica do país.<sup>39</sup>

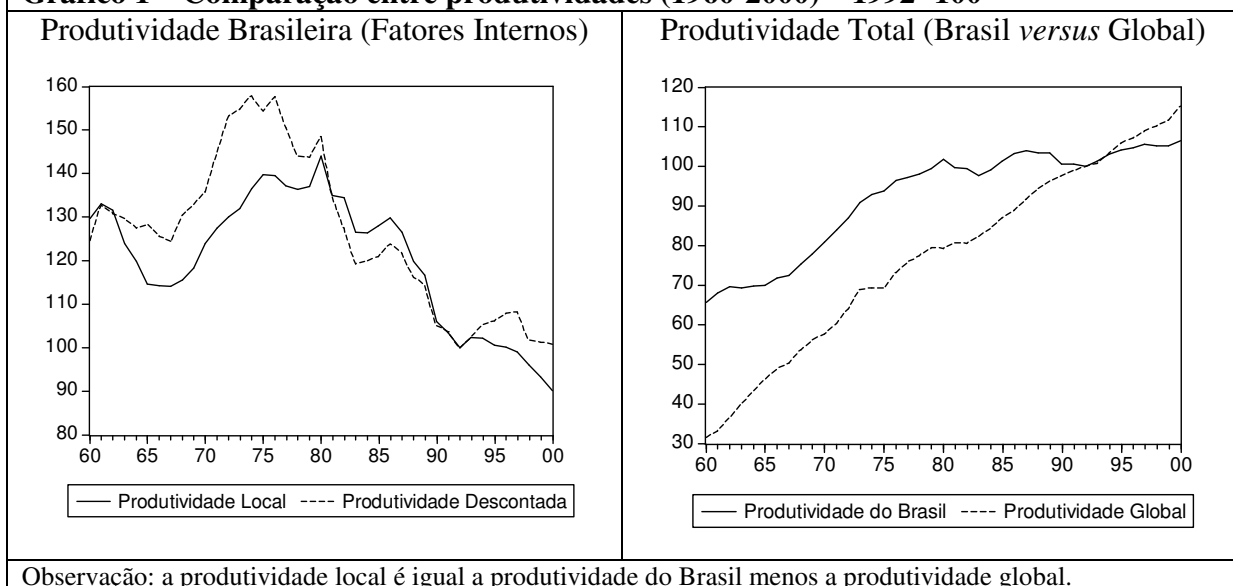
O Gráfico 1 mostra, ainda, como a produtividade brasileira praticamente estacionou a partir da década de 1980, o que provocou uma perda relativa, frente à alta constante da produtividade global. A economia brasileira parece não ter tido a capacidade de absorver os avanços que proporcionaram os ganhos de produtividade no resto do mundo. Nesse caso, não haveria a compensação e os choques de produtividade globais podem ter afetado a conta de transações correntes brasileira.

---

<sup>38</sup> M. Bils e P. Klenow (2000), “Does Schooling Cause Growth?” *American Economic Review* 90(5): 1160-1183.

<sup>39</sup> O cálculo da produtividade local foi mais simples e considerou a série da PEA na construção da produtividade total dos fatores brasileira, ao invés da série para horas trabalhadas (utilizada nos cálculos da PTF para os demais países), dados não disponíveis para o período em análise. Essa medida é apenas uma aproximação. Como o crescimento da PEA está muito associado ao crescimento vegetativo, o efeito do fator trabalho fica amortecido. Pesa também o fato de essa medida não considerar qualquer correção para a qualificação da mão-de-obra. Nesse aspecto, a medida da produtividade descontada (Gomes, Pessoa e Veloso, 2003) é mais apropriada, pois considera a evolução do capital humano e também do capital físico.

**Gráfico 1 – Comparação entre produtividades (1960-2000) – 1992=100**



### 3.2 Resultados

Foram testadas as equações para variações na conta corrente e para variações no investimento. Quanto ao modelo de conta corrente e produtividade, foram estimadas seis regressões. A primeira partiu da equação básica de Glick e Rogoff (1995), que não considera os preços relativos. Os resultados estão agrupados na Tabela 1.

O teste de estacionaridade ADF para a variável  $\Delta A_t^D$  mostrou que a hipótese de que os choques locais de produtividade assumem um comportamento de caminho aleatório,  $\rho = 1$ , pode ser considerada.<sup>40</sup>

Na primeira regressão, equação (59), ainda sem preços relativos, o coeficiente da conta corrente com um período de defasagem apresentou o sinal esperado e com grau de significância estatística de 5%. Já o coeficiente da variável  $I_{t-1}$  é estatisticamente diferente de zero, mas apresentou sinal negativo. Esperava-se que fosse positivo, pois o investimento defasado carrega o custo do ajustamento, o que inibe a produção e melhora o saldo da conta corrente. Entretanto, parece ter predominado o efeito positivo do investimento anterior

<sup>40</sup> Considere a equação  $\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{\infty} \gamma_i \Delta x_{t-i}$ , onde  $x_t = A_t^d$ . No teste ADF com intercepto e tendência,  $\beta = -0,79(-5,17)^{***}$ , o que confirma a hipótese de raiz unitária, com 1% de confiança estatística.



sobre a produção, com impacto negativo sobre as transações correntes. Quanto ao choque de produtividade, reagiu como o esperado e com grau de significância de 5%.

**Tabela 1 – Resultados das regressões para a conta corrente (1960-2000)**

Eq.	Regressões - estimativas para os parâmetros da equação (1)	R2	$NR_{\mu}^2$ (2)
(59)	$\Delta CA_t = -0,146 CA_{t-1} - 0,59 I_{t-1} - 4,82 \Delta A_t^D$ (-2,32)** (-1,7)* (-2,32)**	0,14	1,64[2]
(60)	$\Delta CA_t = -0,017 CA_{t-1} - 0,39 I_{t-1} - 5,68 \Delta A_t^D - 2,18 \Delta P_t$ (-0,18) (-1,71)* (-3,809)*** (1,95)*	0,27	1,83[2]
(61)	$\Delta CA_t = -0,367 I_{t-1} - 5,76 \Delta A_t^D - 2,25 \Delta P_t$ (-1,73)* (-4,23)*** (2,87)***	0,27	1,58[2]
(62)	$\Delta CA_t = -0,12 I_{t-1} - 6,49 \Delta A_t^D - 2,72 \Delta P_t + 24,5 \Delta A_t^G$ (-0,52) (-4,02)*** (3,77)*** (3,26)***	0,36	0,48[2]
(63)	$\Delta CA_t = -6,16 \Delta A_t^D - 2,76 \Delta P_t + 25,7 \Delta A_t^G$ (-3,96)*** (3,64)*** (4,09)***	0,36	0,46[2]
(64)	$\Delta I_t = -0,006 I_{t-1} + 0,77 \Delta A_t^D + 0,8 \Delta A_t^G$ (-0,12) (2,45)** (0,65)	0,16	2,20[2]
(65)	$\Delta CA_t = -6,45 \Delta A_t^D - 2,75 \Delta P_t + 29,7 \Delta A_t^G - 1,09 \Delta r_t^*$ (-4,26)*** (-4,27)*** (4,9)*** (-2,19)**	0,47	4,80[2]

(1) As constantes foram omitidas. Todas as regressões contaram com 40 observações. Os números entre parênteses são as estatísticas  $t$  calculadas a partir dos desvios padrão da matriz de covariância dos estimadores consistentes Newey West para heterocedasticidade e autocorrelação. Os níveis de significância de 1%, 5% e 10% são representados por \*\*\*, \*\* e \*.

(2)  $NR_{\mu}^2$  é a estatística do teste LM para correlação serial Breusch-Godfrey.  $N$  é o número de observações e  $R_{\mu}^2$  se refere à regressão  $\mu_t = \alpha X_t + \gamma_i \sum_i^n \mu_{t-i}$ , onde  $X_t$  é o vetor de variáveis explicativas e  $\mu_t$  são os resíduos de cada equação. Sob  $H_0$ : ausência de auto-correlação,  $NR_{\mu}^2$  tem distribuição assintótica  $\chi^2$ . Os números em [#] correspondem ao número de defasagens dos resíduos para o teste LM, determinado pelo teste Q de autocorrelação e correlação parcial de acordo com o correlograma dos resíduos da equação estimada.<sup>41</sup>

A segunda regressão, equação (60), incluiu o efeito dos preços relativos. O coeficiente estimado para  $\Delta P_t$  apresentou sinal negativo, conforme o esperado, e com grau de significância de 10%.<sup>42</sup> O aumento de  $R^2$ , de 14% para 27%, indica uma melhora no poder de explicação do modelo. Mas, agora, a variável  $CA_{t-1}$  perdeu sua influência na

<sup>41</sup> O cálculo da matriz de covariância dos estimadores consistentes Newey West e os testes LM e Q são opções do procedimento de regressão por mínimos quadrados ordinários disponíveis no programa econométrico EViews 4.1. As demonstrações dos cálculos dos estimadores consistentes e dos testes LM e Q, bem como as indicações de como e quando utilizar tais recursos, são feitas em Greene (2003).

<sup>42</sup> A variável preços relativos expressa a razão entre os preços dos bens  $NT$  e os preços dos bens  $T$ . Como a taxa real de câmbio,  $e = EP^* / P$ , expressa a razão inversa, utilizamos o inverso do índice da taxa real de câmbio como aproximação. Essa é a razão de o sinal ser negativo.

determinação de  $\Delta CA_t$ . Isso pode ser explicado pela possibilidade de as variáveis  $\Delta P_t$  e  $CA_{t-1}$  estarem correlacionadas. De fato, resultados passados da conta corrente podem influenciar na determinação da taxa real de câmbio. Um déficit em transações correntes é um sinal de desequilíbrio externo a ser corrigido via taxa de câmbio no futuro.<sup>43</sup> Finalmente, a variável relativa aos choques locais de produtividade apresentou sinal negativo, conforme esperado, com nível de significância de 1%.

A regressão seguinte, equação (61), exclui a variável  $CA_{t-1}$ , em virtude do baixo grau de significância e do problema de multicolinearidade com  $\Delta P_t$ . Os resultados mudaram ligeiramente, sem, contudo, interferir nas conclusões.

Listamos, no início do capítulo, algumas hipóteses básicas do modelo a serem testadas. Vimos, até aqui, que, para o caso brasileiro, (i) de fato existe uma correlação negativa e tênue entre investimentos e conta corrente; (ii) os choques locais de produtividade determinam as variações em conta corrente; e (iii) as variações dos preços relativos são mais um fator determinante significativo e sua inclusão melhora a capacidade de explicação do modelo. Resta avaliarmos o papel dos choques globais de produtividade sobre a conta corrente e o comportamento dos investimentos frente aos choques de produtividade.

A regressão (62) inclui os choques globais de produtividade,  $\Delta A_t^G$ . A equação estrutural deveria contemplar apenas os efeitos dos choques locais, pois os choques globais são comuns a todos os países e seus efeitos, nulos, ou muito pequenos. Contudo, o coeficiente da variável  $\Delta A_t^G$  apresentou-se como significativamente diferente de zero, a 1%, e seu valor, ao contrário do que se esperava, é bastante elevado, o que contraria a hipótese inicial de que os efeitos da evolução da produtividade global sobre a conta corrente seriam desprezíveis. A regressão (62) mostra também que os efeitos da produtividade local e dos preços relativos foram confirmados e que o  $R^2$  subiu, de 27% para 36%.

Aparentemente, os choques de produtividade globais não são transmitidos, ou são transmitidos parcialmente, para a produtividade total dos fatores brasileira. Além disso, os ganhos locais de produtividade não são absorvidos pelo restante da economia global. Dessa

---

<sup>43</sup> Uma regressão simples entre tais variáveis apresenta os seguintes resultados:  $\Delta P_t = 6,6 + 0,05 CA_{t-1}$ ,  $R^2=0,24$ , D.W.=2,08. (4,02)

forma, choques globais positivos, que fazem o PIB global crescer, têm efeito positivo sobre a conta corrente do Brasil.

Com a inclusão de  $\Delta A_t^G$ ,  $I_{t-1}$  perdeu completamente seu grau de significância. A regressão (63) exclui o investimento defasado da equação e seus resultados mostram que (i) os choques locais de produtividade deterioram a conta de transações correntes, em acordo com a hipótese intertemporal de que os choques permanentes elevam tanto a renda permanente quanto o consumo, reduzindo a poupança nacional; (ii) um aumento dos preços dos bens não-negociáveis em relação aos preços dos bens negociáveis (redução de  $P$ ) desloca o consumo em favor dos bens  $T$ , estimulando as importações e deteriorando a conta corrente. Finalmente, (iii) a evolução da produtividade global, representada pela evolução da produtividade de países industrializados, pouca afeta a produtividade total brasileira. Isso significa que, sob a hipótese intertemporal dos choques permanentes, um choque positivo na produtividade global acaba se transformando em crescimento permanente da economia global, o que representa maior demanda sobre as exportações brasileiras, melhorando nossas transações correntes.

A hipótese de que a produtividade total brasileira pouco absorve os ganhos globais de produtividade é confirmada pelos resultados da regressão (64), que testa a equação para as variações do investimento. Os choques locais têm efeito positivo sobre os investimentos brasileiros, com 5% de significância. Já o comportamento dos choques globais não se mostrou significativo. Outra conclusão importante é que os choques locais de produtividade afetam mais intensamente a conta corrente que afetam os investimentos, como sugerem os parâmetros do modelo. Mais uma vez, isso ocorre porque os choques permanentes afetam a renda permanente e o consumo, reduzindo a poupança nacional.

A equação (63) foi re-estimada, equação (65), com a inclusão da variação dos juros externos. O coeficiente estimado aparece com o sinal esperado e significativo ao nível de 5%. Quando os juros sobem, as despesas com juros (parte do serviço da dívida externa que compõem a conta de transações correntes) também sobem, pois parte da dívida externa foi contratada a juros flutuantes, além do que a dívida é constantemente renovada. A inclusão

dos juros externos aumentou o poder de explicação da regressão, é o que indica a melhora do  $R^2$ , de 36% (equação 63) para 60%.<sup>44</sup>

#### **4. Determinação Simultânea da Conta Corrente e da Conta Financeira**

A conta de transações correntes de um país é o espelho de sua conta financeira e da conta corrente do resto do mundo. O mesmo pode ser dito da conta financeira. A equação (63) mostra que dentre as variáveis determinantes da conta corrente que se mostraram relevantes há uma variável, preços relativos, que não é exatamente uma variável exógena. Os preços são um resultado da condição de equilíbrio entre oferta e demanda. A simultaneidade entre as contas é apenas uma expressão dessa condição nas transações internacionais donde surgem quantidades (conta corrente) e preços (preços relativos) de equilíbrio. O tratamento da simultaneidade permitirá que as variáveis endógenas,  $CA$  e  $P$ , sejam separadas em equações de determinação próprias.

Vamos testar três modelos de determinação da conta corrente e da conta financeira. O primeiro terá como ponto de partida a igualdade entre o saldo da conta corrente brasileira e o saldo da conta corrente do resto do mundo com o sinal contrário ( $\Delta CA^* = -\Delta CA$ ). O segundo, partirá do mesmo princípio, mas para a conta financeira, isto é,  $\Delta FA^* = -\Delta FA$ . Finalmente, o terceiro tratará da simultaneidade entre a conta corrente e a conta financeira,  $\Delta CA = -\Delta FA$ .

##### **4.1 Modelo de determinação simultânea da conta corrente**

Vimos que a inclusão da variável que representa os choques globais de produtividade incrementou o poder de explicação do modelo. A princípio,  $\Delta A^G$  deveria ser neutra sobre a conta corrente, mas afetou decisivamente os resultados para o caso brasileiro. A justificativa é que, tudo mais constante, o Brasil não absorve os choques globais de produtividade na mesma velocidade que os demais países e, portanto, sua produção não cresce no mesmo ritmo. Se a produção global crescer mais aceleradamente que a brasileira

---

<sup>44</sup> Existe um modelo que explica o comportamento da conta financeira a partir da teoria da alocação de *portfolio*. Esse modelo foi amplamente explorado por Hennings (1996) para avaliar os ingressos na economia brasileira de investimentos diretos, de investimentos em carteira e de créditos de médio e longo prazos. Para cada uma das três modalidades de investimento estrangeiro (direto, carteira e crédito) foi construída e estimada uma equação. Cada qual reagiu de maneira própria aos determinantes. O diferencial entre taxa de juros (local menos externa), o desempenho da economia brasileira e o desempenho da economia mundial foram os principais determinantes do capital estrangeiro no Brasil.

por causa dos choques de produtividade, haverá um excesso de demanda por nossas exportações, gerando superávit em conta corrente. O efeito de  $\Delta A^G$  sobre a conta corrente brasileira passa antes pela demanda global por nossas exportações.

O efeito indireto de  $\Delta A^G$  sobre  $\Delta CA$  pode ser representado por um sistema de equações simultâneas. São duas equações, uma representando as variações de nossa conta corrente frente às variáveis  $\Delta A^D$  e  $\Delta P$ , e outra representando a demanda por nossas exportações frente às variáveis  $\Delta A^G$  e  $\Delta P$ . Por simetria, vamos representar a demanda por nossas exportações pela conta corrente brasileira com sinal contrário, isto é,  $\Delta CA^* = -\Delta CA$ , o que nada mais é do que uma condição de equilíbrio. Dada essa condição, considere o seguinte modelo de determinação simultânea da conta corrente.

### **Equações estruturais:**

$$(66) \quad \Delta CA_t = \beta_1 \Delta A_t^D + \beta_2 \Delta P_t + \beta_5 \Delta A_t^G$$

$$(67) \quad -\Delta CA_t = \Delta CA_t^* = \beta_6 \Delta A_t^D + \beta_4 \Delta P_t + \beta_3 \Delta A_t^G$$

As equações (66) e (67) são as equações estruturais do modelo de equações simultâneas e serão submetidas às seguintes restrições  $\beta_5 = \beta_6 = 0$ . A partir dessas restrições, a equação (66) representa o modelo na versão que preserva a hipótese original de que somente os choques locais, e não os globais, impactam diretamente a conta corrente. Nesse caso, os choques positivos de produtividade deterioram  $CA$ . Os preços relativos também têm impacto direto sobre  $CA$ . Um aumento em  $P$ , por alta nos preços dos bens  $NT$ , piora  $CA$ . Assim,  $\beta_1, \beta_2 < 0$ . A equação (67) admite o impacto da produtividade global sobre a conta corrente, mas de forma indireta, por meio da conta corrente do resto do mundo. Choques positivos de produtividade global deterioram  $CA^*$ , (piora  $-CA$ ). Os preços relativos têm impacto sobre  $CA^*$ . Um aumento em  $P$ , por alta nos preços dos bens  $NT$ , melhora  $CA^*$  (melhora  $-CA$ ). Assim,  $\beta_3 < 0$  e  $\beta_4 > 0$ .

Os choques de produtividade,  $\Delta A^D$  e  $\Delta A^G$ , por definição, são variáveis exógenas. As variáveis endógenas do modelo são  $\Delta CA$  e  $\Delta P$ . Portanto, podemos escrever a forma reduzida do modelo.

**Forma reduzida:**

$$(68) \quad \Delta CA_t = \alpha_1 \Delta A_t^D + \alpha_2 \Delta A_t^G$$

$$(69) \quad \Delta P_t = \alpha_3 \Delta A_t^D + \alpha_4 \Delta A_t^G,$$

$$\text{onde } \alpha_1 = \frac{\beta_1 \beta_4}{\beta_2 + \beta_4}; \alpha_2 = -\frac{\beta_2 \beta_3}{\beta_2 + \beta_4}; \alpha_3 = -\frac{\beta_1}{\beta_2 + \beta_4} \text{ e } \alpha_4 = -\frac{\beta_3}{\beta_2 + \beta_4}.$$

A forma reduzida representa as variáveis endógenas em função somente das variáveis exógenas, o que satisfaz as condições de ortogonalidade,  $E(x'u) = 0$ , onde  $u$  é o vetor de erros das equações estruturais e  $x$  é o vetor das variáveis exógenas do modelo de equações simultâneas.

Pelos resultados da regressão (63), espera-se que os parâmetros da equação (68) se comportem da seguinte forma  $\alpha_1 < 0$  e  $\alpha_2 > 0$ , ou seja, os choques locais pioram e os choques globais melhoram CA. No entanto, se  $\beta_4 > \beta_2$ , ou  $\beta_4 < \beta_2$ , ou seja, se houver diferença entre o impacto das variações nos preços relativos sobre a demanda por nossas exportações e sobre a nossa conta corrente,  $\alpha_1, \alpha_2 < 0$ , ou  $\alpha_1, \alpha_2 > 0$ , e  $\alpha_3, \alpha_4 > 0$ , ou  $\alpha_3, \alpha_4 < 0$ . Há uma inconsistência entre os resultados do modelo de determinação simultânea, onde os sinais de  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são sempre os mesmos, e os resultados esperados, onde os sinais são contrários.

**4.2 Modelo de determinação simultânea da conta financeira**

O exercício de determinação simultânea pode ser repetido com a conta financeira. O ponto de partida é o mesmo. Vamos representar a conta financeira pela demanda interna líquida por créditos externos (ou formação de passivos externos). Por simetria, a oferta global de créditos externos é igual à conta financeira brasileira com sinal contrário, isto é,  $\Delta FA^* = -\Delta FA$ . As taxas de juros internas ( $r$ ) e externas ( $r^*$ ) são variáveis determinantes da movimentação financeira. O tomador de recursos pode optar ou por empréstimos internos ou por empréstimos externos e fará sua escolha de acordo com o custo final da operação. Se  $r > r^*$ , a opção será o financiamento externo e vice-versa. Do ponto de vista do investidor estrangeiro, quanto maior o retorno, mais atrativo é o investimento. Assim, se  $r > r^*$ , haverá ingresso de investimento estrangeiro e estímulo à permanência do investidor local

no país. Caso contrário, haverá saída de recursos do investidor estrangeiro e do investidor local.

O diferencial entre as taxas de juros ( $r - r^*$ ) é comumente utilizado como determinante da conta financeira, assim como o nível da atividade produtiva<sup>45</sup>. Um aumento de ( $r - r^*$ ) afeta positivamente a conta financeira do balanço de pagamentos, enquanto que uma queda reduz os ingressos líquidos de recursos externos. O aquecimento da atividade produtiva local estimula a captação de recursos para financiar as importações de bens e serviços.

A taxa de câmbio também cumpre um papel na determinação da conta financeira, pois interfere no custo da operação de crédito externo e na rentabilidade dos ativos internos quando ambos estão denominados em moeda local. Uma desvalorização acima da esperada aumenta o custo do crédito externo e reduz o retorno dos ativos internos. Portanto, tem efeito negativo sobre a conta financeira.

Vamos testar um modelo de determinação simultânea para a conta financeira, com as seguintes variáveis determinantes; (i) diferencial entre taxa de juros (medido em termos reais); (ii) choques de produtividade, como representantes dos níveis de atividade; e (iii) preços relativos (inverso da taxa real de câmbio), como representantes do risco cambial. A conta financeira,  $FA_t$ , será calculada a partir dos fluxos da conta financeira do balanço de pagamentos brasileiro, em termos reais<sup>46</sup> (fonte: Banco Central do Brasil, Séries Temporais). A taxa de juros local em termos reais,  $r_t$ , será calculada a partir do encadeamento de três séries de taxas de operações ativas dos bancos, (i) taxa de juros – letras de câmbio ao tomador – para o período de 1960 a 1972 (fonte: Banco Central do Brasil, Boletim Mensal), (ii) taxa de juros – crédito capital de giro – para o período de 1973 a 2003 (fonte: Fundap/DIESP) e (iii) taxas das operações de crédito com recursos livres referenciais de juros (fonte: Banco Central do Brasil, Séries Temporais 8287), deflacionadas pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas. A taxa de juros externas em

---

<sup>45</sup> Existe um modelo que explica o comportamento da conta financeira a partir da teoria da alocação de *portfolio*. Esse modelo foi amplamente explorado por Hennings (1996) para avaliar os ingressos na economia brasileira de investimentos diretos, de investimentos em carteira e de créditos de médio e longo prazos. Para cada uma das três modalidades de investimento estrangeiro (direto, carteira e crédito) foi construída e estimada uma equação. Cada qual reagiu de maneira própria aos determinantes. O diferencial entre taxa de juros (local menos externa), o desempenho da economia brasileira e o desempenho da economia mundial foram os principais determinantes do capital estrangeiro no Brasil.

<sup>46</sup> Os fluxos serão deflacionados separadamente, ativos e passivos, pelo  $PPI/WPI$  (índice de preços ao produtor dos Estados Unidos) e somados para compor os fluxos líquidos em termos reais.

termos reais,  $r_t^*$ , é a série da taxa *prime* de empréstimos bancários (*prime rate*) deflacionada pelo índice de preços ao produtor dos Estados Unidos (*PPI/WPI*) (fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais do Fundo Monetário Internacional, *IFS/IMF*).

**Equações estruturais:**

$$(70) \quad \Delta FA_t = \delta_1 \Delta A_t^D + \delta_2 \Delta P_t + \delta_3 \Delta(r_t - r_t^*) + \delta_7 \Delta A_t^G$$

$$(71) \quad -\Delta FA_t = \Delta FA_t^* = \delta_8 \Delta A_t^D + \delta_5 \Delta P_t + \delta_6 (r_t - r_t^*) + \delta_4 \Delta A_t^G$$

As restrições das equações estruturais são  $\delta_7 = 0$  e  $\delta_8 = 0$ . A equação (70) representa a conta financeira do país. Reage positivamente ao nível de atividade, representado pelos choques locais de produtividade, ao diferencial entre taxa de juros, e ao inverso da taxa real de câmbio (componente de risco):  $\delta_1, \delta_2, \delta_3 > 0$ . Por simetria, a equação (71) representa a conta financeira do resto mundo. Reage positivamente ao nível de atividade, representado pelos choques globais de produtividade,  $\delta_4 > 0$ ; e negativamente ao diferencial de juros e ao componente de risco:  $\delta_5, \delta_6 < 0$ .

Os choques de produtividade e o diferencial de juros são variáveis exógenas. As variáveis endógenas do modelo são  $\Delta FA$  e  $\Delta P$ . Portanto, podemos escrever a forma reduzida do modelo.

**Forma reduzida:**

$$(72) \quad \Delta FA_t = \gamma_1 \Delta A_t^D + \gamma_2 \Delta A_t^G + \gamma_3 \Delta(r_t - r_t^*)$$

$$(73) \quad \Delta P_t = \gamma_4 \Delta A_t^D + \gamma_5 \Delta A_t^G + \gamma_6 \Delta(r_t - r_t^*),$$

onde  $\gamma_1 = \frac{\delta_1 \delta_5}{\delta_2 + \delta_5}$ ;  $\gamma_2 = -\frac{\delta_2 \delta_4}{\delta_2 + \delta_5}$ ;  $\gamma_3 = \frac{\delta_3 \delta_5 - \delta_2 \delta_6}{\delta_2 + \delta_5}$ ;

$$\gamma_4 = -\frac{\delta_1}{\delta_2 + \delta_5}; \gamma_5 = -\frac{\delta_4}{\delta_2 + \delta_5} \text{ e } \gamma_6 = -\frac{\delta_3 - \delta_2}{\delta_2 + \delta_5}.$$

Os sinais dos coeficientes da forma reduzida não podem ser determinados *a priori*, pois dependem das magnitudes dos coeficientes da variável preços relativos,  $\delta_2$  e  $\delta_5$ . Quando  $|\delta_5| > \delta_2$ , temos uma situação em que a reação frente ao componente de risco é mais forte do lado da oferta de crédito que do lado da demanda. Assim,  $\gamma_1, \gamma_2 > 0$ , o que significa que tanto os choques locais como os choques globais de produtividade estimulam o ingresso



líquido de captais, e  $\gamma_4, \gamma_5 > 0$ , ou seja, os choques de produtividade elevam P, reduzindo os preços dos bens negociáveis em relação aos preços dos bens não-negociáveis.

### 4.3 Modelo de determinação simultânea da conta corrente e da conta financeira

Por identidade, sabemos que  $\Delta CA \equiv -\Delta FA$ , isto é, a variação do saldo da conta de transações correntes é igual à variação do saldo da conta financeira (incluindo às variações de reservas internacionais) com o sinal contrário. Essa identidade pode ser desdobrada na seguinte condição:  $\Delta CA + \Delta RES \equiv -\Delta FAN$ , onde  $\Delta RES$  representa as variações das reservas internacionais (equivale à variação de haveres do banco central e entra na conta financeira com sinal negativo no caso de aumento) e  $\Delta FAN$  é a variação da conta financeira líquida de reservas internacionais. Vamos tratar a simultaneidade entre  $\Delta CA$  e  $\Delta FAN$ , considerando essa condição.

#### Equações estruturais:

$$(66') \quad \Delta CA_t = \beta_1 \Delta A_t^D + \beta_2 \Delta P_t + \beta_5 \Delta A_t^G + \beta_{10} \Delta(r_t - r_t^*)$$

$$(74) \quad \Delta FAN_t = \beta_7 \Delta A_t^D + \beta_8 \Delta P_t + \beta_9 \Delta A_t^G + \beta_{11} \Delta(r_t - r_t^*)$$

$$(75) \quad \Delta CA + \Delta RES \equiv -\Delta FAN$$

As restrições das equações estruturais são  $\beta_5 = 0$ ,  $\beta_8 = 0$  e  $\beta_{10} = 0$ . A equação para a conta corrente repete a equação do primeiro modelo e a equação para a conta financeira é semelhante à equação do segundo modelo (os sinais dos coeficientes não mudam), mas exclui as variações de reservas do saldo. A equação (75) é a identidade que caracteriza a simultaneidade.

#### Forma reduzida:

$$(76) \quad \Delta CA_t = \kappa_1 \Delta A_t^D + \kappa_2 \Delta A_t^G + \kappa_3 \Delta(r_t - r_t^*) + \kappa_4 \Delta RES_t$$

$$(77) \quad \Delta P_t = \kappa_5 \Delta A_t^D + \kappa_6 \Delta A_t^G + \kappa_7 \Delta(r_t - r_t^*) + \kappa_8 \Delta RES_t,$$

onde  $\kappa_1 = -\beta_7$ ,  $\kappa_2 = -\beta_9$ ,  $\kappa_3 = -\beta_{11}$ ,  $\kappa_4 = -1$ ,  $\kappa_5 = -\frac{\beta_1 + \beta_7}{\beta_2}$ ,  $\kappa_6 = -\frac{\beta_9}{\beta_2}$ ,  $\kappa_7 = -\frac{\beta_{11}}{\beta_2}$  e

$$\kappa_8 = -\frac{1}{\beta_2}.$$

#### 4.4 Estimativas

As estimativas das equações estruturais podem ser feitas por mínimos quadrados em dois estágios (MQO2E) desde que estejam corretamente identificadas. Para identificarmos as equações, deve haver pelo menos uma variável exógena em cada uma delas que não esteja presente na outra. Se isso ocorrer, podemos esperar que as curvas tenham inclinações distintas.

Uma condição necessária para que a equação seja identificada é a condição de ordem que diz que o número de variáveis exógenas ( $X$ ) que não aparecem na equação deve ser igual ou maior ao número de variáveis endógenas ( $N$ ) que aparecem no lado direito da equação. Outra forma de representar a condição de ordem é a seguinte:  $J \geq G - 1$ , onde  $J$  é o posto da matriz  $R$  que representa as restrições impostas a cada equação do modelo e  $G$  é o número de equações do modelo. Outra condição necessária, e também suficiente, é a condição de posto. O posto de  $RB$  deve ser igual a  $G-1$ , onde  $B$  é a matriz com os parâmetros de cada equação.

No caso da equação (66), temos que  $X=1$  ( $\Delta A^G$ ) e  $N=1$  ( $\Delta P$ ). Como o número de restrições da equação é apenas um, o posto da matriz  $J$  é igual a 1 e coincide com o número de equações menos 1. Portanto a condição de ordem é satisfeita. Para verificarmos a condição de posto é preciso definir a restrição de normalização das equações:  $\beta_{(66)} = (-1 \ \beta_1 \ \beta_2 \ \beta_5)$  e  $\beta_{(67)} = (-1 \ \beta_6 \ \beta_4 \ \beta_3)$ . Nesse caso,  $R_{(66)}B = (\beta_5 \ \beta_3) = (0 \ \beta_3)$ , o que significa que o posto de  $RB$  coincide com o número de equações menos 1. A equação (66) é identificada, pois  $J = G - 1$  e  $\text{posto}(RB) = G - 1$ . A equação (67) é igual à equação (66) e os procedimentos de verificação bem como os resultados são equivalentes. Portanto, a equação (67) é identificada.

Com relação à equação (70), temos que  $X=1$  ( $\Delta A^G$ ) e  $N=1$  ( $\Delta P$ ). No caso da condição de posto,  $R_{(70)}B = (\delta_7 \ \delta_4) = (0 \ \delta_4)$ , o que significa que o posto de  $RB$  coincide com o número de equações menos 1. A equação (70) é identificada, pois  $J = G - 1$  e  $\text{posto}(RB) = G - 1$ . O mesmo raciocínio vale para a equação (71), que também é identificada.

O terceiro modelo, que integra a conta corrente e a conta financeira, difere dos demais porque uma das equações estruturais, a equação (74), já está na forma reduzida e, portanto, está identificada. A equação (66') exclui duas variáveis exógenas,  $\Delta A^G$  e  $\Delta(r - r^*)$ , e inclui apenas uma variável endógena do lado direito. Além disso, como

$$R_{(66')} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}, \quad \text{o } \text{posto}(R_{(66')}) = 2 > G - 1 = 1. \quad \text{E, ainda, como}$$

$$R_{(66')}B = \begin{pmatrix} \beta_5 & \beta_9 \\ \beta_{10} & \beta_{11} \end{pmatrix}, \quad \text{o } \text{posto}(R_{(66')}B) = 2 > G - 1 = 1. \quad \text{A equação (66')} \text{ é sobre-identificada}$$

nesse modelo de determinação simultânea.

Vamos estimar as equações estruturais por MQO e por MQO2E, e as equações na forma reduzida por MQO.

#### 4.5 Resultados das estimativas

As equações foram estimadas por MQO (Tabela 2) e por MQO2E (Tabela 3). As variáveis instrumentais escolhidas para os procedimentos em dois estágios foram sempre as variáveis endógenas da equação com um período de defasagem e as variáveis exógenas do modelo não incluídas na equação. Os resultados dos parâmetros não mudaram com as estimativas por MQO2E. Apenas as estatísticas  $t$  das equações (66) e (66') apresentaram alteração, mas sem afetar as conclusões de forma importante.

Os parâmetros estimados para as equações (66) e (67) apresentaram os sinais esperados e podem ser considerados diferentes de zero com nível de significância de pelo menos 5% (10% para a variável  $\Delta A^D$  na estimativa por MQO2E). Com relação à forma reduzida do modelo, a regressão (68) mostra que os choques locais de produtividade deterioram e que os choques globais de produtividade melhoram a conta corrente. Há, portanto, a confirmação dos resultados obtidos nas estimativas para o modelo de produtividade e conta corrente, regressão (63).

A equação reduzida para preços reagiu somente aos choques globais de produtividade. O sinal positivo sugere que quando os choques permanentes de produtividade aquecem a demanda global, nossas exportações aumentam mais rapidamente que nossas importações, gerando pressões para a valorização real da taxa de câmbio.

Os resultados das estimativas das equações (70) e (71) mostram que os coeficientes das variáveis que representam o nível de atividade e o risco cambial têm o sinal esperado e são significativamente diferentes de zero. Mas o modelo não reagiu ao diferencial entre taxas de juros. Na forma reduzida, equação (72) para variações do saldo da conta financeira também não reagiu ao diferencial de juros. O diferencial de juros mostrou ser significativo apenas na determinação dos preços relativos (equação 73).

**Tabela 2 – Modelo de Determinação Simultânea**

Eq.	Estimativas por MQO das Equações (66)-(74) e (76) e (77)	R2	$NR_{\mu}^2$ (2)
<b>Equações Estruturais - Conta Corrente (1960-2000)</b>			
(66)	$\Delta CA_t = -4,5 \Delta A_t^D - 2,3 \Delta P_t$ (-3,42)*** (2,5)**	0,25	1,06[2]
(67)	$-\Delta CA_t = \Delta CA_t^* = -18,5 \Delta A_t^G + 2,5 \Delta P_t$ (3,16)*** (2,76)***	0,24	0,11[2]
Formas reduzidas, $\Delta CA$ e $\Delta P$ como variáveis endógenas			
(68)	$\Delta CA_t = -4,92 \Delta A_t^D + 15,98 \Delta A_t^G$ (-2,38)*** (2,69)***	0,10	1,81[2]
(69)	$\Delta P_t = -0,45 \Delta A_t^D + 3,54 \Delta A_t^G$ (-1,17) (2,48)**	0,07	0,66[2]
<b>Equações Estruturais - Conta Financeira (1967-2000)</b>			
(70)	$\Delta FA_t = 4,02 \Delta A_t^D + 3,83 \Delta P_t - 0,31 \Delta(r_t - r_t^*)$ (2,13)** (3,15)*** (-1,10)	0,29	2,77[2]
(71)	$-\Delta FA_t = \Delta FA_t^* = 30,6 \Delta A_t^G - 4,34 \Delta P_t + 0,41 \Delta(r_t - r_t^*)$ (3,21)*** (-3,86)*** (1,61)	0,35	0,84[2]
Formas reduzidas, $\Delta FA$ e $\Delta P$ como variáveis endógenas			
(72)	$\Delta FA_t = 8,18 \Delta A_t^D - 32,7 \Delta A_t^G + 0,23 \Delta(r_t - r_t^*)$ (2,70)** (-3,34)*** (0,79)	0,13	3,38[2]
(73)	$\Delta P_t = 0,08 \Delta A_t^D + 2,24 \Delta A_t^G + 0,09 \Delta(r_t - r_t^*)$ (0,19) (1,53) (2,24)**	0,12	0,62[2]
<b>Equações Estruturais - Conta Corrente e Financeira</b>			
(74)	$\Delta FAN_t = 2,9 \Delta A_t^D - 4,27 \Delta A_t^G + 0,45 \Delta(r_t - r_t^*)$ (2,81)** (-1,03) (3,88)***	0,18	3,78[2]
Formas reduzidas, $\Delta CA$ , $\Delta FAN$ e $\Delta P$ como variáveis endógenas			
(75)	$\Delta CA_t = -6,39 \Delta A_t^D + 12,7 \Delta A_t^G - 0,52 \Delta(r_t - r_t^*) - 1,19 \Delta RES_t$ (-3,22)*** (2,30)** (-2,62)** (-3,97)***	0,38	1,16[2]
(76)	$\Delta P_t = 0,02 \Delta A_t^D + 2,92 \Delta A_t^G + 0,11 \Delta(r_t - r_t^*) + 0,09 \Delta RES_t$ (0,05) (1,79) (2,47)** (1,65)	0,17	1,75[2]
(1) As constantes foram omitidas. Todas as regressões contaram com 40 observações. Os números entre parênteses são as estatísticas $t$ calculadas a partir dos desvios padrão da matriz de covariância dos estimadores consistentes Newey West para heterocedasticidade e autocorrelação. Os níveis de significância de 1%, 5% e 10% são representados por ***, ** e *.			
(2) $NR_{\mu}^2$ é a estatística do teste LM para correlação serial Breusch-Godfrey.			

No entanto, não está claro como os juros afetam os preços relativos. A princípio, deveriam influenciar na determinação da taxa nominal de câmbio, pois um aumento do

diferencial, por exemplo, estimularia o ingresso de capitais, valorizando a moeda local reduzindo a taxa de câmbio. Mas, de acordo com os resultados, o diferencial entre taxas de juros não afeta o saldo da conta financeira.

Da forma como o modelo de determinação simultânea foi construído para a conta financeira, as variações das reservas internacionais foram incluídas para que a condição  $\Delta FA^* = -\Delta FA$  fosse satisfeita. Mas as variações das reservas são o resultado de ações de política econômica executadas pelo banco central. Portanto, não dependem das variáveis que compõem o modelo para a conta financeira. Por isso, foi construída uma equação para a conta financeira líquida da variação das reservas e desenvolvido o modelo de determinação simultânea entre a conta corrente e a conta financeira.

**Tabela 3 – Modelo de Determinação Simultânea**

Eq.	Estimativas por MQO2E das Equações (66)-(67), (70)-(71) e (66')	R2	$NR_{\mu}^2$ (2)
<b>Equações Estruturais - Conta Corrente (1960-2000)</b>			
(66)	$\Delta CA_t = -4,5 \Delta A_t^D - 2,3 \Delta P_t$ (-1,84)* (-3,10)***	0,25	1,05[2]
Instrumentos: $\Delta A_t^G$ , $\Delta A_{t-1}^D$ e $\Delta P_{t-1}$			
(67)	$-\Delta CA_t = \Delta CA_t^* = -18,5 \Delta A_t^G + 2,5 \Delta P_t$ (3,16)*** (2,76)***	0,24	0,11[2]
Instrumentos: $\Delta A_{t-1}^G$ , $\Delta A_t^D$ e $\Delta P_{t-1}$			
<b>Equações Estruturais - Conta Financeira (1967-2000)</b>			
(70)	$\Delta FA_t = 4,02 \Delta A_t^D + 3,83 \Delta P_t - 0,31 \Delta(r_t - r_t^*)$ (2,13)** (3,15)*** (-1,10)	0,29	2,77[2]
Instrumentos: $\Delta A_t^G$ , $\Delta A_{t-1}^D$ , $\Delta P_{t-1}$ e $\Delta(r_{t-1} - r_{t-1}^*)$			
(71)	$-\Delta FA_t = \Delta FA_t^* = 30,6 \Delta A_t^G - 4,34 \Delta P_t + 0,41 \Delta(r_t - r_t^*)$ (3,21)*** (-3,86)*** (1,61)	0,35	0,84[2]
Instrumentos: $\Delta A_{t-1}^G$ , $\Delta A_t^D$ , $\Delta P_{t-1}$ e $\Delta(r_{t-1} - r_{t-1}^*)$			
<b>Equações Estruturais - Conta Corrente e Financeira</b>			
(66')	$\Delta CA_t = -4,5 \Delta A_t^D - 2,3 \Delta P_t$ (-1,84)* (-3,10)***	0,38	1,16[2]
Instrumentos: $\Delta A_t^G$ , $\Delta A_{t-1}^D$ , $\Delta P_{t-1}$ e $\Delta(r_t - r_t^*)$			
(1) As constantes foram omitidas. Todas as regressões contaram com 40 observações. Os números entre parênteses são as estatísticas <i>t</i> calculadas a partir dos desvios padrão da matriz de covariância dos estimadores consistentes Newey West para heterocedasticidade e autocorrelação. Os níveis de significância de 1%, 5% e 10% são representados por ***, ** e *.			
(2) $NR_{\mu}^2$ é a estatística do teste LM para correlação serial Breusch-Godfrey.			

De acordo com os resultados das estimativas para as equações simultâneas (66) e (74), todos os coeficientes apresentaram-se como significativos. No caso da equação (74), para a

conta financeira exclusive reservas, o coeficiente do diferencial entre taxas de juros apresentou o sinal esperado com 1% de significância estatística. Na forma reduzida, a equação para a conta financeira também apresentou bons resultados, semelhantes ao da equação (74) para as variáveis choques locais de produtividade e diferencial entre taxas de juros. A novidade é que o modelo para a conta financeira em sua forma reduzida mostra a sensibilidade dos fluxos financeiros diante das variações em reservas internacionais. O sinal negativo do coeficiente estimado revela que o acúmulo acelerado de reservas internacionais estimula o ingresso líquido de investimentos externos (devemos lembrar que o acúmulo de reservas internacionais aparece no balanço de pagamentos com sinal negativo, pois são haveres de residentes no exterior).

As variações de reservas substituem os preços relativos na equação reduzida e cumprem o mesmo papel na determinação da conta financeira como componente de risco. Quanto maiores as reservas, menores as chances de uma crise cambial que costuma afetar negativamente a rentabilidade dos investidores estrangeiros e maiores os ingressos de recursos externos. Mas, seguindo esse raciocínio, poderíamos esperar que a conta corrente encontrasse espaço para déficits crescentes em momentos em que as reservas aumentam. Nesse caso,  $\kappa_4 > 0$ . No entanto, as estimativas para a equação (76) mostram que  $\kappa_4 = -1,19$ , com 1% de significância estatística. Esse resultado pode significar simplesmente que a relação que prevalece entre *CA* e *RES* é que os superávits em conta corrente transformam-se em reservas e os déficits, em perdas de reservas, o que confirma o valor teórico de  $\kappa_4 = -1$  sugerido pela forma reduzida do modelo de equações simultâneas entre conta corrente e conta financeira. O mesmo pode ser dito sobre a relação entre *FAN* e *RES*.

Com relação às outras duas variáveis que aparecem nas equações reduzidas para a conta corrente e financeira,  $\Delta A^D$  e  $\Delta(r - r^*)$ , a determinação simultânea é clara. As estimativas confirmam que um choque positivo e permanente de produtividade local tende a deteriorar a conta corrente e a estimular o ingresso líquido de investimentos externos, que financia o déficit em *CA*. Confirmam, ainda, que o um aumento do diferencial entre taxas de juros atrai recursos externos e abre espaço para déficits em transações correntes.

A estimativa para a equação reduzida de preços relativos mostra que o único determinante com alguma relevância estatística é o diferencial entre taxas de juros. Com

sinal positivo, o coeficiente de  $\Delta(r - r^*)$  diz que aumentos no diferencial aumentam os preços relativos. Isso pode ocorrer por meio da redução da taxa de câmbio (valorização da moeda local) quando há excesso de divisas no mercado de câmbio, o que costuma acontecer com ingressos crescentes de investimentos estrangeiros no país. Há, portanto, uma correspondência lógica entre os sinais de  $\Delta(r - r^*)$  nas três equações reduzidas.

## 5. Conclusões

A modificação da função utilidade do consumidor, que possibilitou a inclusão da variável preços relativos na equação estrutural para a conta corrente, foi relevante para o caso brasileiro, como indicam os resultados das regressões (60)-(63). Mas o modelo completo não obteve estimativas significativas e com avaliação teórica correta para as variáveis conta corrente defasada e investimentos defasados. O modelo foi, então, modificado com a exclusão dessas variáveis.

O passo seguinte foi incluir a produtividade global, para testar a hipótese de que apenas a produtividade local é capaz de afetar o comportamento da conta de transações correntes. No entanto, sua inclusão melhorou o resultado da regressão (61), sem interferir na importância da produtividade local e dos preços relativos na determinação da conta corrente, contrariando a hipótese inicial.

Os choques positivos de produtividade, quando transmitidos entre países, uniformizam os ganhos de renda. Se a absorção for sincronizada, as exportações e as importações de bens e serviços aumentam ao mesmo tempo e na mesma proporção, mantendo o equilíbrio comercial. Os países que não absorvem os avanços da produtividade global, ou que absorvem de forma retardada, se beneficiam indiretamente por meio da maior demanda externa. Suas exportações crescem mais que as importações, melhorando a conta corrente. Como indica o coeficiente da variável  $\Delta A_t^G$  estimado na regressão (64), os choques globais de produtividade não têm impacto sobre os investimentos brasileiros e, portanto, não afetam a expectativa de ganhos futuros de renda. Fica eliminada, assim, a possibilidade de haver impacto negativo sobre a conta corrente. Resta somente o impacto positivo decorrente do incremento de renda dos outros países, como retrata o coeficiente da variável  $\Delta A_t^G$  estimado na regressão (63). Concluímos que, de acordo com o modelo intertemporal

de conta corrente e produtividade, os choques globais de produtividade melhoram a conta de transações correntes do Brasil.

Os resultados das regressões mostraram que os choques locais de produtividade afetam negativamente a conta corrente, como esperado. Um choque de produtividade permanente provoca um aumento permanente da renda futura esperada. Isso é suficiente para estimular a demanda presente do consumidor, com impactos negativos sobre a conta corrente. O efeito renda, via choques de produtividade, tem um caráter anti-cíclico se considerarmos os choques locais, e um caráter pró-cíclico se considerarmos os choques globais. Os resultados da equação (63) mostram que nos momentos em que há choques positivos coincidentes, locais e globais, a conta de transações correntes brasileira tende para o superávit. O desempenho da economia global nos é relativamente favorável. As regressões mostraram, ainda, que os efeitos dos choques de produtividade são captados com maior intensidade do que os efeitos dos choques de preços relativos, muito embora a variabilidade dos preços seja maior.

Dentre os modelos de equações simultâneas construídas a partir das identidades do balanço de pagamentos, o que apresentou os melhores resultados foi o que expressou a identidade entre a conta corrente e a conta financeira. Aí, as variáveis exógenas mostraram que de fato as contas do balanço de pagamentos se equilibram diante de choques locais de produtividade e das variações no diferencial entre taxas de juros.

Enfim, o modelo de conta corrente e produtividade, com preços relativos, é consistente do ponto de vista teórico e, ainda que de forma parcial, permite a análise da conta de transações correntes.



## 6. Apêndices – desenvolvimento algébrico do modelo

**Apêndice 1** Derivação das equações (16) e (17). Vamos omitir o sub-índice  $T$  para simplificar a notação.

$$(A.1) \quad \text{Max}_{K_{t+1}} E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \left\{ A_s^c K_s^\alpha - A_s^c K_s^{\alpha-1} (K_{s+1} - K_s)^2 \frac{g}{2} - (K_{s+1} - K_s) \right\}$$

$$\frac{\partial \Pi_t}{\partial K_{t+1}} = 0 \Rightarrow A_t^c K_t^{\alpha-1} E_t (K_{t+1} - K_t) g + 1 =$$

$$\left( \frac{1}{1+r} \right) E_t \left[ \alpha A_{t+1}^c K_{t+1}^{\alpha-1} + (1-\alpha) A_{t+1}^c K_{t+1}^{\alpha-2} (K_{t+2} - K_{t+1})^2 \frac{g}{2} + A_{t+1}^c K_{t+1}^{\alpha-1} (K_{t+2} - K_{t+1}) g + 1 \right]$$

Rearranje os termos para chegar em (16).

Agora, vamos fazer uma aproximação linear da equação (16) em torno de  $\bar{A}$  e  $\bar{K}$ . Para simplificar a notação, vamos omitir o termo que representa a esperança matemática,  $E_t$ .

Primeiro, o lado esquerdo:

$$(A.2) \quad Q_t = Q(A_t^c, K_t, K_{t+1})$$

$$(A.3) \quad Q_t \cong \bar{Q} + \frac{\partial Q_t}{\partial A_t^c} (A_t^c - \bar{A}) + \frac{\partial Q_t}{\partial K_t} (K_t - \bar{K}) + \frac{\partial Q_t}{\partial K_{t+1}} (K_{t+1} - \bar{K})$$

$$\bar{Q} = g \bar{A} \bar{K}^{\alpha-1} (\bar{K} - \bar{K}) + 1 = 1$$

$$\frac{\partial Q_t}{\partial A_t^c} (A_t^c - \bar{A}) = g K_t^{\alpha-1} (K_{t+1} - \bar{K}) (A_t^c - \bar{A})$$

$$\frac{\partial Q_t}{\partial K_t} (K_t - \bar{K}) = [(\alpha-1) g A_t^c K_t^{\alpha-2} K_{t+1} - \alpha g A_t^c K_t^{\alpha-1}] (K_t - \bar{K})$$

$$\frac{\partial Q_t}{\partial K_{t+1}} (K_{t+1} - \bar{K}) = g A_t^c K_t^{\alpha-1} (K_{t+1} - \bar{K})$$

Agora, o lado direito:

$$(A.4) \quad M_t = M(A_{t+1}^c, K_{t+1}, K_{t+2})$$

$$(A.5) \quad M_t \cong \bar{M} + \frac{\partial M_t}{\partial A_{t+1}^c} (A_{t+1}^c - \bar{A}) + \frac{\partial M_t}{\partial K_{t+1}} (K_{t+1} - \bar{K}) + \frac{\partial M_t}{\partial K_{t+2}} (K_{t+2} - \bar{K})$$

$$\bar{M} = \frac{1}{1+r} (\alpha \bar{A} \bar{K}^{\alpha-1} + 1)$$

$$\frac{\partial M_t}{\partial A_{t+1}^c} (A_{t+1}^c - \bar{A}) = \frac{1}{1+r} \left[ \alpha K_{t+1}^{\alpha-1} + (1-\alpha) \frac{g}{2} K_{t+1}^{\alpha-2} (K_{t+2} - K_{t+1})^2 + g K_{t+1}^{\alpha-1} (K_{t+2} - K_{t+1}) \right] (A_{t+1}^c - \bar{A})$$

$$\frac{\partial M_t}{\partial K_{t+1}} (K_{t+1} - \bar{K}) = \frac{1}{1+r} \left[ \alpha(\alpha-1) A_{t+1}^c K_{t+1}^{\alpha-2} + (1-\alpha)(\alpha-2) \frac{g}{2} A_{t+1}^c K_{t+1}^{\alpha-3} (K_{t+2} - K_{t+1})^2 \right.$$

$$\left. - (1-\alpha) g A_{t+1}^c K_{t+1}^{\alpha-2} (K_{t+2} - K_{t+1}) + (\alpha-1) g A_{t+1}^c K_{t+1}^{\alpha-2} (K_{t+2} - K_{t+1}) - g A_{t+1}^c K_{t+1}^{\alpha-1} \right] (K_{t+1} - \bar{K})$$

$$\frac{\partial M_t}{\partial K_{t+2}} (K_{t+2} - \bar{K}) = \frac{1}{1+r} \left[ (1-\alpha) g A_{t+1}^c K_{t+1}^{\alpha-1} (K_{t+2} - K_{t+1}) + g A_{t+1}^c K_{t+1}^{\alpha-1} \right] (K_{t+2} - \bar{K})$$

Avalie em  $\bar{A}^c$  e  $\bar{K}$ :

$$\frac{\partial Q(\bar{A}, \bar{K})}{\partial A_t^c} (A_t^c - \bar{A}) = 0$$

$$\frac{\partial Q(\bar{A}, \bar{K})}{\partial K_t} (K_t - \bar{K}) = g \bar{A} \bar{K}^\alpha - g \bar{A} \bar{K}^{\alpha-1} K_t$$

$$\frac{\partial Q(\bar{A}, \bar{K})}{\partial K_{t+1}} (K_{t+1} - \bar{K}) = -g \bar{A} \bar{K}^\alpha - g \bar{A} \bar{K}^{\alpha-1} K_{t+1}$$

$$\frac{\partial M(\bar{A}, \bar{K})}{\partial A_{t+1}^c} (A_{t+1}^c - \bar{A}) = -\frac{1}{1+r} \alpha \bar{A} \bar{K}^{\alpha-1} + \frac{1}{1+r} \alpha \bar{K}^{\alpha-1} A_{t+1}^c$$

$$\frac{\partial M(\bar{A}, \bar{K})}{\partial K_{t+1}} (K_{t+1} - \bar{K}) = -\frac{1}{1+r} \left[ \alpha(\alpha-1) \bar{A} \bar{K}^{\alpha-1} - g \bar{A} \bar{K}^\alpha \right] + \frac{1}{1+r} \left[ \alpha(\alpha-1) \bar{A} \bar{K}^{\alpha-1} - g \bar{A} \bar{K}^{\alpha-1} \right] K_{t+1}$$

$$\frac{\partial M(\bar{A}, \bar{K})}{\partial K_{t+2}} (K_{t+2} - \bar{K}) = -\frac{1}{1+r} g \bar{A} \bar{K}^\alpha + \frac{1}{1+r} g \bar{A} \bar{K}^{\alpha-1} K_{t+2}$$

Faça  $Q_t = M_t$  em  $\bar{A}$  e  $\bar{K}$ . Após diversas manipulações, chega-se à seguinte expressão:

$$(A.6) \quad K_t = \zeta_0 + \zeta_1 K_{t+1} + \zeta_2 K_{t+2} + \zeta_3 A_{t+1},$$

$$\text{onde } \zeta_0 = \frac{1}{1+r} \frac{\alpha(\alpha-1)}{g} < 0, \quad \zeta_1 = \left[ 1 + \frac{1}{1+r} + \frac{1}{1+r} \alpha(1-\alpha) \frac{1}{g\bar{K}} \right] > 0, \quad \zeta_2 = -\frac{1}{1+r} < 0 \text{ e}$$

$$\zeta_3 = -\frac{1}{1+r} \frac{\alpha}{g\bar{A}} < 0. \text{ A equação (A.6) pode ser reescrita como:}$$

$$(A.6') \quad K_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 K_t + \gamma_2 K_{t+2} + \gamma_3 A_{t+1}, \quad 0 < \gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3 < 1,$$

e resolvida de forma recursiva:

$$(A.7) \quad K_t = cte + \lambda_0 K_{t-1} + \gamma_3 \sum_{i=0}^{\infty} \lambda_1^i E_t A_{t+i}^c + \gamma_2^T \lambda_2 K_{t+T}.$$

O termo  $\gamma_2^T \lambda_2 K_{t+T}$  pode ser omitido, pois  $\lim_{T \rightarrow \infty} \gamma_2^T = 0$ . A equação (17) omite o termo *constante*. Os parâmetros  $\lambda_0$ ,  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  são funções não-lineares de  $\gamma_0$ ,  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  que sua vez são funções não-lineares da taxa de juros mundial e dos parâmetros da função de produção,  $\alpha$  e  $g$ .

**Apêndice 2** Derivação da equação (38)

A equação de Euler entre  $t+1$  e  $t$  é assim escrita: (i)  $C_{t+1} = [\beta^\sigma (1+r)^\sigma] \left( \frac{P_t}{P_{t+1}} \right)^\sigma C_t$ . Entre  $t+2$

e  $t+1$ , (ii)  $C_{t+2} = [\beta^\sigma (1+r)^\sigma] \left( \frac{P_{t+1}}{P_{t+2}} \right)^\sigma C_{t+1}$ . Substitua (i) em (ii):

$C_{t+2} = [\beta^\sigma (1+r)^\sigma]^2 \left( \frac{P_t}{P_{t+2}} \right)^\sigma C_t$ . Seguindo o mesmo procedimento, chegamos a seguinte

expressão para o período entre  $t+T$  e  $t$ :  $C_{t+T} = [\beta^\sigma (1+r)^\sigma]^T \left( \frac{P_t}{P_{t+T}} \right)^\sigma C_t$ . Para  $s=t+T$ , temos

a equação de Euler (38).

**Apêndice 3** Derivação da equação (40)

$$(A.8) \quad C_{T,s} \cong \bar{C} + \frac{\partial C_{T,s}}{\partial P_t} (P_t - \bar{P}) + \frac{\partial C_{T,s}}{\partial P_s} (P_s - \bar{P}) + \frac{\partial C_{T,s}}{\partial C_t} (C_{T,t} - \bar{C}).$$

(A.9)

$$C_{T,s} \cong \bar{C}_T + (\sigma - \theta) \left( \frac{P_t}{P_s} \right)^{(\sigma - \theta) - 1} C_{T,s} (P_t - \bar{P}) - (\sigma - \theta) \left( \frac{P_t}{P_s} \right)^{(\sigma - \theta)} \frac{1}{P_s} C_{T,s} (P_s - \bar{P}) + \left( \frac{P_t}{P_s} \right)^{(\sigma - \theta)} (C_{T,s} - \bar{C}_T)$$

Avalie em  $P_t = P_s = \bar{P}$  e  $C_{T,t} = \bar{C}_T$ :

$$(A.10) \quad C_{T,s} \cong (\sigma - \theta) \bar{C}_T (1 - \bar{P}) + (\sigma - \theta) \bar{C}_T P_t - (\sigma - \theta) \bar{C}_T \frac{P_s}{\bar{P}} + C_{T,s}.$$

Faça  $\bar{P} = 1$  para obter (40).

**Apêndice 4** Derivação da equação (45)

Para calcularmos  $\Delta C_{T,t+1} = C_{T,t+1} + C_{T,t}$ , vamos escrever a equação de demanda (44) um período adiante (lembre-se que estamos considerando  $\bar{C}_T = 1$  e  $\bar{P} = 1$ ):

(A.11)

$$\frac{1}{r}C_{T,t+1} = B_{t+1} - \frac{1}{r}(\sigma - \theta)P_{t+1} + E_t \sum_{s=t+1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (Y_{T,s} - I_s) - (\sigma - \theta)E_t \sum_{s=t+1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} P_s.$$

Agora, vamos eliminar o termo  $B_{t+1}$  com o uso da restrição orçamentária,  $B_{t+1} = Y_{T,t} + (1+r)B_t - C_{T,t} - I_t$ , a partir da equação (35), considerando que  $R = Y_T + pY_{NT}$ ,  $PC = C_T + pC_{NT}$  e que  $pC_{NT} = pY_{NT}$ .

$$(A.12) \quad \begin{aligned} \frac{1}{r}C_{T,t+1} &= Y_{T,t} + (1+r)B_t - C_{T,t} - I_t - \frac{(\sigma - \theta)}{r}P_{t+1} \\ &+ E_{t+1} \sum_{s=t+1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (Y_{T,s} - I_s) - (\sigma - \theta)E_{t+1} \sum_{s=t+1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} P_s \end{aligned}$$

Do lado direito de (A.12), vamos somar e subtrair  $\left(\frac{1+r}{r}\right)(\sigma - \theta)P_t$ ,  $(\sigma - \theta)P_t$ ,

$E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (Y_{T,s} - I_s)$  e  $(\sigma - \theta)E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} P_s$ . Insira o termo  $(Y_{T,t} - I_t)$  no

somatório  $\sum_{s=t+1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (Y_{T,t} - I_t)$ :

(A.13)

$$\begin{aligned} \frac{1}{r}C_{T,t+1} &= (1+r)B_t - \frac{1+r}{r}(\sigma - \theta)P_t + E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (Y_{T,s} - I_s) - (\sigma - \theta)E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} P_s \\ &- C_{T,t} + Y_{T,t} - I_t + E_{t+1} \sum_{s=t+1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (Y_{T,s} - I_s) - E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (Y_{T,s} - I_s) \\ &+ (\sigma - \theta)P_t + (\sigma - \theta)E_{t+1} \sum_{s=t+1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} P_s - (\sigma - \theta)E_t \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} P_s \\ &- \frac{(\sigma - \theta)}{r}P_{t+1} + \frac{1+r}{r}(\sigma - \theta)P_t - (\sigma - \theta)P_t \end{aligned}$$

O próximo passo é simplificar a equação acima da seguinte forma: (i) os quatro primeiros termos do lado direito de (A.13) são iguais a  $\left(\frac{1+r}{r}\right)C_{T,t}$ ; (ii) as expressões  $(Y_{T,t} - I_t)$  e

$(\sigma - \theta)P_t$  são inseridas nos respectivos somatórios; e (iii) os termos da última linha são agrupados, tendo em vista que  $\Delta P_{t+1} = P_{t+1} + P_t$ :<sup>47</sup>

$$(A.14) \quad \begin{aligned} \frac{1}{r}(C_{T,t+1} - C_{T,t}) &= (E_{t+1} - E_t) \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} (Y_{T,s} - I_s) \\ &\quad - \frac{\sigma - \theta}{r} \Delta P_{t+1} + (\sigma - \theta)(E_{t+1} - E_t) \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} P_s \end{aligned}$$

Com  $\Delta C_{T,t+1} = C_{T,t+1} + C_{T,t}$ , chegamos à equação (45).

**Apêndice 5** Derivação da equação (47): combinação de (19) e (46). Vamos abrir o somatório de (19):

$$(E_{t+1}A_{t+1}^c - E_tA_t^c) + \gamma_3(E_{t+1}A_{t+2}^c - E_tA_{t+1}^c) + \gamma_3^2(E_{t+1}A_{t+3}^c - E_tA_{t+2}^c) + \dots$$

De acordo com (46), quando  $\rho = 1$ ,  $E_tA_t = E_tA_{t-1}$ , ou  $A_t = A_{t-1}$ . Um período à frente,  $E_{t+1}A_{t+1} = E_{t+1}A_t$ , ou  $A_{t+1} = A_t$ . Portanto, o 1º termo entre parênteses do somatório é igual a  $A_t - A_{t-1}$ , ou  $\Delta A_t^c$ . A solução recursiva de (46) é igual a  $A_{t+T} = A_{t-1} + \sum_{i=0}^T \varepsilon_{t+i}$ . Aplicando  $E_{t-1}$ , temos que  $E_{t-1}A_{t+i} = A_{t-1} \quad \forall i \geq 0$ . Se repetirmos esse procedimento um período à frente, chegaremos no seguinte resultado,  $E_tA_{t+i} = A_t \quad \forall i \geq 1$ . Assim, todos os termos entre parênteses do somatório podem ser escritos como  $\Delta A_t^c$ . O somatório passa a ser escrito da seguinte forma:  $\Delta A_t^c \sum_{i=0}^{\infty} \lambda_1^i = [\lambda_1/1 - \lambda_1] \Delta A_t^c$ .

**Apêndice 6** Derivação da equação (52). Este desenvolvimento é todo relativo aos bens  $T$ . Vamos omitir o sub-índice  $T$  para simplificar a notação. Reescreva (36) considerando a seguinte notação  $(E_{t+1} - E_t)Y_s = \tilde{Y}_s$ ,  $(E_{t+1} - E_t)I_s = \tilde{I}_s$  e  $(E_{t+1} - E_t)P_s = \tilde{P}_s \quad \forall s > t$ .

$$(A.15) \quad \Delta C_{t+1} = r \left[ \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} (\tilde{Y}_s - \tilde{I}_s) \right] - (\sigma - \theta) \Delta P_{t+1} + r(\sigma - \theta) \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \tilde{P}_s$$

Use (18) para eliminar  $\tilde{Y}_s$ :

(A.16)

$$\Delta C_{t+1} = r \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \left[ (\beta_l - 1) \tilde{I}_s + \beta_K \tilde{K}_s + \beta_A \tilde{A}_s^c \right] - (\sigma - \theta) \Delta P_{t+1} + r(\sigma - \theta) \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \tilde{P}_s$$

<sup>47</sup> Constante igual 1 omitida.

Como  $\tilde{A}_t = (E_t - E_{t-1})A_t = A_t - E_{t-1}A_t$  e, de acordo com (46) (com  $\rho = 1$ )  $E_{t-1}A_t = A_{t-1}$ ,  $\tilde{A}_t = \Delta A_t$ ,  $\tilde{A}_{t+s} = \Delta A_s \quad \forall s$ . De (47), chega-se a  $\tilde{I}_s = \lambda_3 \lambda_0^{s-t} \Delta A_t^c \quad \forall s$ . Até aqui, temos como eliminar  $\tilde{I}$  e  $\tilde{A}$ . Falta eliminar  $\tilde{K}$  e colocar tudo em função de  $\Delta A^c$ . Sabemos que  $K_{t+1} = I_t - K_t$ . A solução recursiva é  $K_s = \sum_{s=t}^{\infty} I_{s-1} + K_t$ . Faça  $\pm I_{t-q}$  para chegar a  $K_s = \sum_{s=t}^{\infty} I_s$ , ou  $\tilde{K}_s = \sum_{s=t}^{\infty} \tilde{I}_s$ , com  $K_{t-1} = 0$ . Use o resultado para  $\tilde{I}_s$  para chegar em  $\tilde{K}_s = (\lambda_3 / \lambda_0) \Delta A_t^c \left[ \left( \sum_{i=0}^{s-t} \lambda_0^i \right) - 1 \right]$ .

Vamos transformar (A.16) componente a componente usando os resultados acima:

$$\begin{aligned}
 \text{(i)} \quad r\beta_A \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \tilde{A}_s^c &= r\beta_A \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \Delta A_s^c = (1+r)\beta_A \Delta A_s^c; \\
 \text{(ii)} \quad r(\beta_t - 1) \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \tilde{I}_s &= r(\beta_t - 1)\lambda_3 \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \lambda_0^{s-t} \Delta A_{t+1}^c = \frac{r(1+r)\lambda_3}{1+r-\lambda_0} (\beta_t - 1) \Delta A_{t+1}^c; \\
 r\beta_K \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \tilde{K}_s &= \left( \frac{r\beta_K \lambda_3}{\lambda_0} \right) \Delta A_{t+1}^c \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \left[ \left( \sum_{i=0}^{s-t} \lambda_0^i \right) - 1 \right] \\
 &= \left( \frac{r\beta_K \lambda_3}{\lambda_0} \right) \Delta A_{t+1}^c \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \left( \frac{\lambda_0}{1-\lambda_0} \right) (1 - \lambda_0^{s-t}) \\
 \text{(iii)} \quad &= \left( \frac{r\beta_K \lambda_3}{1-\lambda_0} \right) \Delta A_{t+1}^c \left[ \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} - \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{\lambda_0}{1+r} \right)^{s-t} \right] \\
 &= \left( \frac{r\beta_K \lambda_3}{1-\lambda_0} \right) \Delta A_{t+1}^c \left[ \frac{1+r}{r} - \frac{1+r}{1+r-\lambda_0} \right] = \frac{1+r}{1+r-\lambda_0} \beta_K \lambda_3 \Delta A_{t+1}^c
 \end{aligned}$$

Substitua esses resultados em (A.16) para obter (52).

## Conclusões Finais

Os resultados dos testes de co-integração para as equações de demanda por importações e por exportações foram favoráveis ao uso do modelo dinâmico para uma análise parcial do comércio de bens e serviços brasileiro. As elasticidades estimadas se comportaram de acordo com o esperado e com significância estatística.

A demanda por importações dos principais parceiros reagiu mais às variações na renda que às variações em preços relativos. Já as importações brasileiras são mais sensíveis às variações de preços que às da renda interna. Períodos de expansão da economia mundial tendem a gerar superávits comerciais no Brasil, ainda que o País cresça no mesmo ritmo. No entanto, a situação se inverteria em períodos de recessão.

Mesmo considerando a variável renda, nas equações de demanda, líquida de exportações, os resultados foram satisfatórios. A hipótese de que as exportações determinam diretamente o comportamento da demanda por importações não foi considerada relevante.

As estimativas para o comércio brasileiro feitas a partir do modelo de substitutos imperfeitos foram flexíveis nas escolhas das variáveis explicativas, como por exemplo na inclusão das variáveis *utilização da capacidade instalada* e *tarifas*. No primeiro caso, a influência sobre a demanda por importações mostrou-se significativa apenas em séries trimestrais. Em relação às tarifas, não foi possível explicitar nos modelos o papel da proteção na determinação das importações. Nenhuma dessas variáveis foi considerada nas equações de co-integração porque são estacionárias.

Foram testados dois modelos dinâmicos para economias abertas. Embora independentes, têm pontos em comum, especialmente a variável explicativa preços relativos. Os resultados das estimativas para o primeiro modelo são uma evidência empírica da importância dessa variável para explicar os fluxos de comércio e representaram uma motivação para que o segundo modelo fosse modificado e passasse a incluir os preços relativos na equação final de conta corrente. O capítulo 2 apresentou a modificação que se deu a partir da função utilidade do consumidor e mostrou-se relevante para o caso brasileiro, como indicaram os resultados das regressões (60)-(63).

A hipótese de que apenas a produtividade local afeta o comportamento da conta de transações correntes não foi confirmada, pois a produtividade global também mostrou-se

relevante. Sua inclusão melhorou o resultado da regressão (61), sem interferir na importância da produtividade local e dos preços relativos na determinação da conta corrente.

Os choques positivos de produtividade tendem a uniformizar os ganhos de renda quando transmitidos entre países. Nesse caso, as exportações e as importações de bens e serviços aumentam ao mesmo tempo e na mesma proporção, mantendo o equilíbrio comercial. Os países que não absorvem os avanços da produtividade global, ou que absorvem de forma retardada, ficam excluídos desse equilíbrio. Suas exportações crescem mais que as importações, gerando superávits em conta corrente.

O coeficiente da variável  $\Delta A_t^G$  estimado na regressão (64) mostrou que os choques globais de produtividade não têm impacto sobre os investimentos brasileiros e, portanto, não afetam a expectativa de ganhos futuros de renda. Não há estímulos ao crescimento das importações e o impacto negativo sobre a conta corrente é pequeno. Resta somente o impacto positivo decorrente do incremento de renda dos outros países, como retratou o coeficiente da variável  $\Delta A_t^G$  estimado na regressão (63). Assim, de acordo com o modelo intertemporal de conta corrente e produtividade, os choques globais de produtividade melhoram a conta de transações correntes do Brasil.

Os resultados das regressões mostraram que os choques locais de produtividade afetam negativamente a conta corrente, como esperado. Um choque de produtividade permanente provoca um aumento permanente da renda futura esperada. Isso é suficiente para estimular a demanda presente do consumidor, com impactos negativos sobre a conta corrente. O efeito renda, via choques de produtividade, tem um caráter anti-cíclico se considerarmos os choques locais, e um caráter pró-cíclico se considerarmos os choques globais. Nos momentos em que há choques positivos coincidentes, locais e globais, a conta de transações correntes brasileira tende para o superávit. O desempenho da economia global nos é relativamente favorável. As regressões mostraram, ainda, que os efeitos dos choques de produtividade são captados com maior intensidade do que os efeitos dos choques de preços relativos, muito embora a variabilidade dos preços seja maior.

A adoção da hipótese de variável exógena foi conveniente para o desenvolvimento do modelo de conta corrente-produtividade-preços, pois possibilitou a construção de uma equação linear de fácil estimação. Mas os modelos de equações simultâneas, seguindo uma



orientação empírica, passaram a considerar os preços relativos como variáveis endógenas. No entanto, os resultados das regressões foram pouco conclusivos. Mostraram uma relação entre o comportamento dos preços e dos choques globais de produtividade, como sugere a equação (12), mas cuja determinação é frágil. Mostraram, ainda, a determinação do diferencial entre taxas de juros sobre os preços relativos, mas que pode ser meramente explicada pela influência dos juros sobre a taxa de câmbio nominal. Esses resultados não são suficientes para invalidar o tratamento de variável exógena dado aos preços relativos no modelo de conta corrente, choque de produtividade e choque de preços relativos.

## Apêndice de dados – apresentação das variáveis e das fontes do capítulo 1

Tabela 1.A

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (BRASIL)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Índice de preço de importação	Índice de preço de exportação
Unidade	R\$(mil)	US\$(mil)	US\$(mil)	2000=100	2000=100
Fonte (1)	IBGE	BCB	BCB	Funcex	Funcex
Período	PIB	X <sup>US\$</sup>	M <sup>US\$</sup>	PM	Px
1947	6,49455E-08	1.216.308	1.341.119	20,34	18,13
1948	7,53818E-08	1.244.461	1.247.016	21,81	18,82
1949	8,79273E-08	1.158.468	1.189.400	22,72	19,61
1950	1,024E-07	1.396.467	1.191.883	20,47	29,34
1951	1,26873E-07	1.829.002	2.163.794	26,84	34,62
1952	1,492E-07	1.483.117	2.085.250	29,01	34,27
1953	0,000000178	1.648.221	1.480.103	27,56	33,69
1954	2,44145E-07	1.655.336	1.751.187	25,88	40,02
1955	2,96255E-07	1.540.146	1.450.390	25,42	31,78
1956	3,74182E-07	1.631.169	1.501.932	24,60	30,98
1957	4,54364E-07	1.585.007	1.743.488	24,80	30,74
1958	5,65455E-07	1.404.785	1.558.277	24,20	28,95
1959	8,43491E-07	1.437.569	1.621.600	22,07	25,48
1960	1,15716E-06	1.455.572	1.783.500	23,88	25,89
1961	1,69189E-06	1.532.970	1.627.533	25,03	27,05
1962	2,70989E-06	1.292.885	1.585.800	24,98	25,24
1963	4,86393E-06	1.496.980	1.566.200	25,56	25,54
1964	9,53222E-06	1.542.890	1.328.300	24,74	30,32
1965	1,55135E-05	1.742.379	1.278.400	24,84	30,77
1966	2,28324E-05	1.867.742	1.701.000	25,86	29,48
1967	3,01029E-05	1.810.537	1.875.766	26,37	29,36
1968	4,18804E-05	2.066.744	2.373.900	27,45	29,07
1969	5,50545E-05	2.566.703	2.625.610	28,30	31,37
1970	7,06601E-05	3.051.989	3.293.230	29,61	36,07
1971	9,39259E-05	3.263.278	4.178.374	31,44	36,11
1972	0,000126029	4.395.617	5.379.463	33,77	38,96
1973	0,000186122	6.792.901	7.812.832	40,86	52,71
1974	0,000270959	8.759.937	14.990.961	61,70	66,31
1975	0,000381643	9.702.277	14.693.973	66,23	67,85
1976	0,000594168	11.097.226	14.940.965	69,32	79,31
1977	0,000906537	13.220.078	14.623.395	74,06	98,82
1978	0,001315362	13.901.595	16.695.375	80,24	92,43
1979	0,002167722	16.610.569	21.770.517	96,25	102,13
1980	0,004548293	21.797.407	27.659.291	129,36	110,64

(1) Funcex: Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior;

IBGE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística;  
BCB: Banco Central do Brasil.

Tabela 1.A (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (BRASIL)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Índice de preço de importação	Índice de preço de exportação
Unidade	R\$(mil)	US\$(mil)	US\$(mil)	2000=100	2000=100
Fonte (1)	IBGE	BCB	BCB	Funcex	Funcex
Período	PIB	X <sup>US\$</sup>	M <sup>US\$</sup>	PM	PX
1981	0,008733014	25.453.479	27.069.716	141,50	106,62
1982	0,017702079	21.914.828	24.625.385	138,30	101,30
1983	0,039776849	23.532.536	19.372.334	132,78	96,22
1984	0,126504005	28.875.247	17.443.391	129,58	99,53
1985	0,475534042	27.672.505	16.780.863	125,72	92,55
1986	1,273683928	24.147.023	18.400.133	102,43	95,86
1987	4,037805735	28.170.470	19.255.248	115,12	96,10
1988	29,37563025	36.044.756	19.756.178	118,76	106,97
1989	425,5953104	37.506.760	24.054.404	127,37	109,46
1990	11548,79455	35.165.934	28.009.741	137,86	107,09
1991	60285,99927	34.916.619	28.136.500	127,81	105,08
1992	640958,7676	39.873.045	27.818.041	121,30	101,65
1993	14097114,18	42.509.133	34.455.923	110,82	93,97
1994	349204679	47.936.995	43.127.790	107,40	104,02
1995	646191517	51.435.062	62.383.630	109,82	118,20
1996	778886727	52.784.612	67.064.770	110,38	118,20
1997	870743034	59.870.162	77.269.083	104,75	119,03
1998	914187877	59.037.149	75.722.174	99,23	110,99
1999	973845966	55.205.691	63.381.465	99,78	96,81
2000	1101255078	64.583.820	72.443.598	100,00	100,00
2001	1198736188	67.544.575	72.653.421	96,80	96,45
2002	1346027553	69.913.134	61.749.027	93,60	92,08
2003	1556182114	83.531.130	63.668.313	99,34	96,34
2004	1766621034	109.058.771	80.095.752	109,38	106,74
2005	1937598291	134.355.859	97.961.584	121,63	119,74

(1) Funcex: Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior;

IBGE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística;

BCB: Banco Central do Brasil.

Tabela 1.B

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (BRASIL)

Variável	Deflator implícito do PIB	Taxa de câmbio (venda)	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB
Unidade	2000=100	R\$/US\$	US\$(mil) de 2000	US\$(mil) de 2000	R\$(mil) de 2000
Fonte (1)	IBGE	BCB	$X^{US\$}/P_X$	$M^{US\$}/P_M$	PIB/P
Período	P	$E^v$	X	M	PIB
1947	9,58895E-14	6,80727E-15	6.781.521	6.276.137	67729479,87
1948	1,01457E-13	6,80727E-15	6.648.890	5.144.214	74299239,42
1949	1,09881E-13	6,80727E-15	5.964.747	4.983.883	80020280,86
1950	1,1982E-13	6,80727E-15	4.803.102	5.583.686	85461659,96
1951	1,41521E-13	6,80727E-15	5.264.835	7.821.627	89649281,29
1952	1,55104E-13	6,80727E-15	4.603.655	7.456.480	96193678,83
1953	1,76737E-13	1,43808E-14	2.493.139	2.513.592	100714781,7
1954	2,24873E-13	2,17395E-14	1.922.318	2.959.908	108570534,7
1955	2,50798E-13	2,59736E-14	2.803.014	3.068.130	118124741,8
1956	3,07841E-13	2,56006E-14	3.283.952	3.452.439	121550359,3
1957	3,47082E-13	2,69922E-14	3.130.632	4.177.371	130909736,9
1958	3,8984E-13	4,63129E-14	2.465.164	3.071.947	145047988,5
1959	5,29622E-13	5,50362E-14	3.661.380	4.570.473	159262691,4
1960	6,64146E-13	6,78067E-14	3.587.125	4.571.391	174233384,4
1961	8,94152E-13	9,81088E-14	3.794.693	4.265.966	189217455,5
1962	1,34349E-12	1,39758E-13	5.265.033	6.227.370	201705807,5
1963	2,39701E-12	2,09121E-13	8.132.290	8.210.641	202916042,4
1964	4,54315E-12	4,55455E-13	4.660.029	4.753.344	209815187,8
1965	7,22057E-12	6,90424E-13	5.627.244	4.887.893	214850752,3
1966	9,95978E-12	8,07273E-13	6.281.976	6.316.488	229245752,7
1967	1,2602E-11	9,68515E-13	6.092.563	6.809.985	238874074,3
1968	1,59676E-11	1,23488E-12	6.999.698	8.301.124	262283733,6
1969	1,91694E-11	1,48173E-12	7.989.060	8.817.952	287200688,3
1970	2,22854E-11	1,67036E-12	8.297.183	10.644.184	317069559,9
1971	2,66053E-11	1,92276E-12	8.791.714	12.729.857	353034512,7
1972	3,1891E-11	2,15782E-12	10.962.884	15.323.374	395188062,5
1973	4,13245E-11	2,22755E-12	12.514.566	18.426.872	450390783,5
1974	5,56251E-11	2,46239E-12	12.804.893	23.710.572	487115371,8
1975	7,44984E-11	2,95515E-12	13.816.813	21.482.568	512282913,7
1976	1,05194E-10	3,88109E-12	13.615.147	20.766.520	564828435,7
1977	1,52951E-10	5,14327E-12	12.995.632	18.824.564	592698923,8
1978	2,1142E-10	6,57082E-12	14.575.119	19.670.506	622155453,9
1979	3,26361E-10	9,7983E-12	15.768.431	21.436.994	664210425,9
1980	6,27076E-10	1,91688E-11	19.296.205	20.530.518	725317785

(1) Funcex: Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior;

IBGE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística;

BCB: Banco Central do Brasil.

Tabela 1.B (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (BRASIL)

Variável	Deflator implícito do PIB	Taxa de câmbio (venda)	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB
Unidade	2000=100	R\$/US\$	US\$(mil) de 2000	US\$(mil) de 2000	R\$(mil) de 2000
Fonte (1)	IBGE	BCB	$X^{US\$}/P_X$	$M^{US\$}/P_M$	PIB/P
Período	P	$E^v$	X	M	PIB
1981	1,25747E-09	3,38636E-11	23.391.591	18.243.541	694491779,2
1982	2,52794E-09	6,52779E-11	21.255.175	16.844.659	700256060,9
1983	5,85179E-09	2,09834E-10	24.240.614	13.786.068	679738558,4
1984	1,76572E-08	6,72011E-10	28.580.134	12.776.203	716444440,5
1985	6,1543E-08	2,25469E-09	29.637.373	12.584.259	772685329,1
1986	1,53353E-07	4,96491E-09	24.790.957	16.638.706	830559460,2
1987	4,69579E-07	1,4269E-08	29.085.575	15.815.109	859878209,2
1988	3,41831E-06	9,54124E-08	33.747.432	15.813.157	859362282,3
1989	4,80075E-05	1,03052E-06	33.868.864	17.707.551	886518130,4
1990	0,0014	2,48367E-05	35.796.893	23.470.174	847954591,7
1991	0,0070	0,000147858	33.718.931	25.247.423	856701110
1992	0,0752	0,001640945	41.762.111	27.000.559	852044255,4
1993	1,58	0,03216321	48.990.631	35.976.432	894005442,9
1994	36,90	0,639312639	50.091.216	46.596.940	946330494,4
1995	65,52	0,9176	46.109.614	60.843.158	986301533,1
1996	76,93	1,005075	45.853.393	62.478.312	1012523244
1997	83,27	1,077991667	50.972.442	76.163.606	1045642879
1998	87,31	1,160516667	52.720.823	76.217.949	1047022251
1999	92,29	1,814725	57.023.429	63.595.727	1055246338
2000	100,00	1,830208333	64.186.587	73.258.735	1101255078
2001	107,44	2,350433333	69.937.974	74.895.983	1115681520
2002	118,36	2,92115	77.531.994	66.036.711	1137214173
2003	136,10	3,078283333	85.955.058	64.997.110	1143411476
2004	147,24	2,925916667	101.975.333	73.714.355	1199853273
2005	157,89	2,435191667	111.490.485	81.051.304	1227171184

(1) Funcex: Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior;  
 IBGE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística;  
 BCB: Banco Central do Brasil.

Tabela 1.C

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (BRASIL)

Variável	Taxa de câmbio real	PIB menos Exportações	Importação - tarifa média	Câmbio real com tarifa
Unidade	R\$/US\$ de 2000		%	R\$/US\$ de 2000
Fonte	$E^v P_M/P$		(2)	$RE^*(1+t)$
Período	RE	PIBX	t	RET
1947	1,44411494	61.021.257	8,20	1,562532365
1948	1,463138123	67.687.011	7,90	1,578726035
1949	1,407705327	74.113.065	8,20	1,523137164
1950	1,163138534	80.701.759	8,30	1,259679032
1951	1,291044776	84.366.053	7,50	1,387873134
1952	1,273403893	91.866.295	7,00	1,362542165
1953	2,242829579	95.822.494	5,50	2,366185206
1954	2,502176147	104.434.671	4,10	2,604765369
1955	2,632234229	113.278.317	3,70	2,729626895
1956	2,046049186	116.285.898	2,80	2,103338563
1957	1,928674684	125.753.006	3,20	1,990392274
1958	2,875528118	140.196.196	12,50	3,234969132
1959	2,293922989	153.620.622	11,90	2,566899825
1960	2,438559109	168.610.623	11,00	2,706800611
1961	2,746515282	183.550.714	12,00	3,076097116
1962	2,598709675	196.583.355	11,40	2,894962578
1963	2,229558346	197.055.288	11,10	2,477039323
1964	2,480017752	204.726.313	10,00	2,728019527
1965	2,374897701	209.188.836	1,80	2,41764586
1966	2,095665431	222.910.380	12,80	2,363910606
1967	2,02683495	232.708.077	10,80	2,245733124
1968	2,123182806	255.174.097	12,00	2,377964743
1969	2,187869327	279.017.644	12,40	2,459165123
1970	2,219135183	308.608.507	10,60	2,454363513
1971	2,27234111	343.996.739	9,70	2,492758198
1972	2,28490504	383.905.551	9,90	2,511110639
1973	2,202551549	437.504.033	8,70	2,394173534
1974	2,731303974	473.905.199	6,30	2,903376124
1975	2,626973283	497.983.042	7,00	2,810861412
1976	2,557362361	550.837.000	11,00	2,838672221
1977	2,490475553	579.320.711	10,00	2,739523109
1978	2,493901332	607.116.132	10,00	2,743291465
1979	2,889623227	647.945.910	7,00	3,091896853
1980	3,95435197	705.616.283	7,00	4,231156608

(2) Fontes: de 1947 a 1975, Malan (1980); de 1976 a 1995, Dezouart D. de Melo (1999); de 1996 a 2005, André Lacerda (2007), Dissertação de Mestrado, Universidade de Brasília.

Obs.: Alíquota média: valor arrecadado do imposto dividido pelo valor das importações.

Tabela 1.C (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (BRASIL)

Variável	Taxa de câmbio real	PIB menos Exportações	Importação - tarifa média	Câmbio real com tarifa
Unidade	R\$/US\$ de 2000		%	R\$/US\$ de 2000
Fonte	$E^v P_M/P$		(2)	$RE^*(1+t)$
Período	RE	PIBX	t	RET
1981	3,810619663	670.618.561	7,00	4,077363039
1982	3,571261926	678.622.520	7,00	3,821250261
1983	4,76130168	655.280.910	5,00	4,999366765
1984	4,93167227	687.432.019	5,00	5,178255883
1985	4,605779773	742.786.301	6,00	4,882126559
1986	3,31619561	805.370.334	8,00	3,581491259
1987	3,498164669	830.564.288	7,00	3,743036196
1988	3,314958528	825.667.405	8,00	3,58015521
1989	2,734152793	852.251.695	10,00	3,007568073
1990	2,513989679	815.117.527	9,00	2,74024875
1991	2,685572602	823.473.371	7,00	2,873562684
1992	2,64603463	812.820.307	7,00	2,831257054
1993	2,260345598	848.769.309	8,00	2,441173246
1994	1,860632977	900.245.610	9,00	2,028089945
1995	1,538143107	942.787.471	11,00	1,707338849
1996	1,442118578	967.867.462	7,86	1,555472631
1997	1,355959736	995.344.809	7,97	1,464009964
1998	1,318874069	993.832.232	9,76	1,447631358
1999	1,962070639	998.220.679	8,84	2,13542066
2000	1,830208333	1.036.671.258	8,31	1,982271731
2001	2,11756113	1.045.653.688	7,02	2,266161095
2002	2,309988547	1.061.287.971	5,79	2,44380245
2003	2,246803181	1.056.703.088	5,50	2,370309495
2004	2,1736627	1.097.678.610	5,02	2,282685791
2005	1,875978911	1.114.964.810	5,10	1,971732357

(2) Fontes: de 1947 a 1975, Malan (1980); de 1976 a 1995, Dezouart D. de Melo (1999); de 1996 a 2005, André Lacerda (2007), Dissertação de Mestrado, Universidade de Brasília.

Obs.: Alíquota média: valor arrecadado do imposto dividido pelo valor das importações.

Tabela 2.A

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Alemanha)

Variável	PIB	Exportações de bens	Importações de bens	Índice de preço de exportação	Índice de preço de importação	Deflator implícito do PIB
Unidade	EU\$(bi)	EU\$(bi)	EU\$(bi)	2000=100	2000=100	2000=100
Período	GDP	$X^{EU\$}$	$M^{EU\$}$	$P_X$	$P_M$	$P$
1960	154,7	24,5	20,4	40,89	46,78	25,10
1961	169,5	26,1	21,2	40,76	44,84	26,27
1962	184,5	27,1	23,7	40,85	44,52	27,30
1963	195,7	29,8	24,8	40,91	45,39	28,14
1964	214,6	33,2	27,8	41,91	46,20	28,99
1965	234,3	36,6	33,7	42,81	47,37	30,07
1966	249,4	41,2	34,8	43,68	48,20	31,10
1967	252,7	44,5	33,5	43,64	47,17	31,60
1968	272,8	50,9	38,9	43,18	46,77	32,33
1969	305,5	58,1	47,5	44,95	47,57	33,67
1970	345,3	64,1	52,6	46,32	47,11	36,26
1971	383,0	69,5	57,6	47,85	47,27	39,07
1972	420,7	76,2	62,2	48,89	47,02	41,15
1973	469,1	91,2	70,4	52,04	53,04	43,76
1974	503,7	117,9	87,9	60,85	68,17	46,85
1975	525,5	113,3	90,5	63,18	67,02	49,50
1976	571,4	131,2	109,7	65,68	71,12	51,30
1977	610,6	139,9	116,4	66,82	72,23	53,22
1978	656,0	145,7	120,5	67,87	69,51	55,47
1979	709,9	160,8	144,5	71,06	77,60	57,58
1980	752,1	179,1	169,4	75,49	89,27	60,41

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).



Tabela 2.A (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Alemanha)

Variável	PIB	Exportações de bens	Importações de bens	Índice de preço de exportação	Índice de preço de importação	Deflator implícito do PIB
Unidade	EU\$(bi)	EU\$(bi)	EU\$(bi)	2000=100	2000=100	2000=100
Período	GDP	$X^{EU\$}$	$M^{EU\$}$	$P_x$	$P_M$	P
1981	785,1	202,9	182,7	79,88	101,44	62,97
1982	811,4	218,7	186,7	83,35	103,75	65,77
1983	852,4	221,0	193,5	84,80	103,41	67,91
1984	894,5	249,6	215,5	87,73	109,61	69,31
1985	933,6	274,6	230,7	90,12	111,15	70,73
1986	985,7	269,1	206,0	88,46	93,74	72,98
1987	1.018,1	269,6	204,3	87,64	88,66	74,36
1988	1.070,8	290,2	219,0	89,50	89,74	75,49
1989	1.136,9	327,8	252,3	91,97	93,75	77,31
1990	1.243,1	337,8	277,6	92,00	91,65	79,94
1991	1.534,6	340,6	321,7	93,00	92,37	87,17
1992	1.646,6	336,7	313,2	93,62	90,13	91,49
1993	1.694,4	323,2	284,5	93,65	88,73	94,91
1994	1.780,8	355,2	309,8	94,47	89,51	97,17
1995	1.848,4	383,2	330,4	95,79	89,73	98,99
1996	1.876,2	403,4	343,4	95,80	90,11	99,48
1997	1.915,6	454,4	384,1	97,21	93,30	99,77
1998	1.965,4	488,1	412,0	97,15	90,40	100,33
1999	2.012,0	510,0	432,7	96,62	89,93	100,68
2000	2.062,5	597,4	523,7	100,00	100,00	100,00
2001	2.113,2	638,3	528,0	100,97	100,63	101,20
2002	2.145,0	651,3	504,4	100,85	98,09	102,67
2003	2.163,4	664,5	519,3	100,94	96,32	103,74
2004	2.215,7	733,5	531,8	101,50	97,37	104,54
2005	2.245,5	786,2	539,0	102,75	101,55	105,02

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 2.B

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Alemanha)

Variável	Exportações de bens	Importações de bens	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	2000=100
Período	$X^{EU\$}/P_x$	$M^{EU\$}/P_M$	GDP/P	GDPX	$P_M/P$
1960	60,0	43,6	616,2	556,2	186,37
1961	63,9	47,3	645,4	581,4	170,69
1962	66,3	53,1	675,7	609,4	163,08
1963	72,9	54,7	695,5	622,7	161,30
1964	79,2	60,2	740,4	661,2	159,37
1965	85,6	71,2	779,1	693,5	157,53
1966	94,4	72,2	801,8	707,4	154,98
1967	102,0	71,1	799,6	697,6	149,27
1968	117,9	83,2	843,9	726,0	144,66
1969	129,2	99,8	907,5	778,3	141,28
1970	138,3	111,6	952,2	813,9	129,92
1971	145,3	121,9	980,3	835,0	120,99
1972	155,8	132,4	1.022,5	866,6	114,26
1973	175,3	132,8	1.071,9	896,6	121,21
1974	193,7	128,9	1.075,1	881,3	145,51
1975	179,3	135,1	1.061,5	882,2	135,39
1976	199,8	154,3	1.113,8	914,0	138,64
1977	209,4	161,2	1.147,3	937,9	135,72
1978	214,6	173,4	1.182,6	968,0	125,31
1979	226,3	186,2	1.232,9	1.006,6	134,77
1980	237,3	189,8	1.245,0	1.007,7	147,77

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 2.B (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Alemanha)

Variável	Exportações de bens	Importações de bens	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	2000=100
Período	$X^{EU\$}/P_x$	$M^{EU\$}/P_M$	GDP/P	GDPX	$P_M/P$
1981	254,0	180,1	1.246,8	992,7	161,09
1982	262,4	180,0	1.233,6	971,3	157,75
1983	260,6	187,1	1.255,2	994,5	152,28
1984	284,5	196,6	1.290,6	1.006,1	158,14
1985	304,8	207,5	1.320,0	1.015,2	157,15
1986	304,2	219,8	1.350,7	1.046,4	128,45
1987	307,7	230,4	1.369,1	1.061,5	119,23
1988	324,3	244,1	1.418,5	1.094,2	118,88
1989	356,4	269,1	1.470,5	1.114,1	121,27
1990	367,2	302,9	1.555,0	1.187,8	114,65
1991	366,2	348,2	1.760,5	1.394,2	105,97
1992	359,6	347,5	1.799,8	1.440,2	98,51
1993	345,2	320,6	1.785,2	1.440,1	93,49
1994	376,0	346,1	1.832,6	1.456,7	92,12
1995	400,1	368,2	1.867,3	1.467,2	90,65
1996	421,1	381,1	1.886,0	1.464,9	90,58
1997	467,4	411,7	1.920,0	1.452,6	93,52
1998	502,4	455,7	1.958,9	1.456,5	90,10
1999	527,9	481,1	1.998,4	1.470,6	89,32
2000	597,4	523,7	2.062,5	1.465,1	100,00
2001	632,1	524,7	2.088,1	1.456,0	99,44
2002	645,8	514,2	2.089,2	1.443,4	95,54
2003	658,3	539,1	2.085,4	1.427,1	92,85
2004	722,6	546,2	2.119,4	1.396,8	93,14
2005	765,1	530,8	2.138,2	1.373,0	96,70

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 3.A

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Canadá)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Índice de preço de exportação	Índice de preço de importação	Deflator implícito do PIB
Unidade	CAN\$(bi)	CAN\$(bi)	CAN\$(bi)	2000=100	2000=100	2000=100
Período	GDP	$X^{CAN\$}$	$M^{CAN\$}$	$P_X$	$P_M$	$P$
1950	19,1	4,0	3,9	13,4	15,2	12,0
1951	22,3	4,9	5,1	15,3	17,4	13,3
1952	25,2	5,4	4,9	15,1	15,2	13,9
1953	26,4	5,2	5,3	14,7	15,1	13,9
1954	26,5	4,9	5,0	14,3	15,1	14,1
1955	29,3	5,5	5,8	14,6	15,2	14,2
1956	32,9	6,1	7,0	15,0	15,6	14,7
1957	34,5	6,2	7,0	15,0	16,0	15,0
1958	35,7	6,1	6,6	15,0	16,0	15,2
1959	37,9	6,4	7,2	15,2	15,8	15,6
1960	39,5	6,7	7,2	15,3	15,9	15,8
1961	41,2	7,3	7,5	15,4	16,4	15,9
1962	44,7	7,9	8,0	15,9	17,2	16,2
1963	48,0	8,8	8,4	16,0	17,8	16,5
1964	52,6	10,1	9,6	16,2	18,0	17,0
1965	57,9	10,7	10,8	16,4	18,0	17,6
1966	64,8	12,6	12,6	17,1	18,3	18,4
1967	69,7	14,2	13,5	17,4	18,4	19,3
1968	76,1	16,2	15,2	17,9	18,8	20,1
1969	83,8	17,8	17,7	18,3	19,3	21,0
1970	90,2	20,1	17,8	18,8	19,6	22,0
1971	98,4	21,2	19,5	19,0	20,0	23,0
1972	109,9	23,7	22,8	19,6	20,5	24,4
1973	129,0	29,8	28,0	22,7	22,3	26,7
1974	154,0	37,8	37,4	31,0	28,5	30,8
1975	173,6	39,0	41,4	34,5	32,9	34,1
1976	200,0	44,3	45,3	35,9	33,7	37,3
1977	221,0	51,2	51,3	39,1	38,6	39,9
1978	244,9	61,2	60,1	42,8	43,8	42,5
1979	279,6	75,1	73,3	53,1	51,7	46,7
1980	314,4	87,6	81,9	66,4	61,8	51,5

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 3.A (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Canadá)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Índice de preço de exportação	Índice de preço de importação	Deflator implícito do PIB
Unidade	CAN\$(bi)	CAN\$(bi)	CAN\$(bi)	2000=100	2000=100	2000=100
Período	GDP	$X^{CAN\$}$	$M^{CAN\$}$	$P_x$	$P_M$	$P$
1981	360,5	96,9	93,0	70,9	70,4	57,0
1982	379,9	96,7	82,6	71,4	73,5	61,8
1983	411,4	103,4	89,8	71,4	73,0	65,2
1984	449,6	126,0	110,6	74,4	77,2	67,3
1985	485,7	134,9	123,4	75,1	79,9	69,4
1986	512,5	138,1	133,4	73,7	79,4	71,5
1987	559,0	145,4	140,5	75,0	78,4	74,8
1988	613,1	159,3	156,4	75,4	77,1	78,2
1989	657,7	163,9	166,1	77,2	77,3	81,7
1990	679,9	168,9	171,1	76,6	78,7	84,3
1991	685,4	172,2	176,1	73,9	77,6	86,8
1992	700,5	189,8	192,4	75,6	80,9	88,0
1993	727,2	219,7	219,7	79,1	85,3	89,2
1994	770,9	262,1	253,0	84,7	90,7	90,3
1995	810,4	302,5	276,6	91,4	94,1	92,3
1996	836,9	321,3	287,6	92,0	93,7	93,8
1997	882,7	348,6	331,3	91,6	94,3	94,9
1998	915,0	377,4	360,3	97,3	94,2	94,5
1999	982,4	418,5	386,0	105,8	95,7	96,2
2000	1.075,6	484,3	428,9	100,0	100,0	100,0
2001	1.107,5	482,1	418,8	102,0	103,0	101,0
2002	1.155,0	474,3	424,0	100,5	103,8	102,0
2003	1.214,6	459,6	410,0	99,7	96,2	105,5
2004	1.290,2	492,6	438,4	100,7	94,5	108,7
2005	1.368,7	518,3	464,0	100,7	94,5	112,2

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 3.B

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Canadá)

Variável	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	CAN\$(bi) de 2000	CAN\$(bi) de 2000	CAN\$(bi) de 2000	CAN\$(bi) de 2000	2000=100
Período	$X^{CAN\$}/P_X$	$M^{CAN\$}/P_M$	GDP/P	GDPX	$P_M/P$
1950	30,0	25,9	160,1	130,1	127,1
1951	32,2	29,1	167,1	134,9	130,4
1952	35,6	32,0	181,1	145,5	109,4
1953	35,2	35,3	190,1	154,8	108,4
1954	34,6	33,3	188,0	153,4	106,9
1955	38,0	38,1	205,8	167,9	107,1
1956	40,8	45,1	223,7	182,8	105,8
1957	41,0	43,7	229,3	188,4	106,7
1958	40,6	40,9	234,2	193,6	105,2
1959	42,0	45,5	243,4	201,4	101,2
1960	44,1	45,4	250,5	206,3	101,0
1961	47,5	45,4	258,4	210,9	103,0
1962	50,0	46,4	276,4	226,4	106,4
1963	54,8	47,1	291,2	236,4	108,2
1964	62,2	53,1	310,0	247,9	106,3
1965	65,3	60,1	329,7	264,4	102,5
1966	73,4	68,7	351,7	278,3	99,3
1967	81,2	73,2	361,9	280,7	95,4
1968	90,6	80,8	379,5	288,9	93,7
1969	97,8	92,0	398,6	300,9	91,5
1970	106,6	90,8	410,7	304,1	89,4
1971	111,5	97,7	427,6	316,1	86,8
1972	120,9	111,3	451,0	330,1	84,0
1973	131,1	125,8	482,3	351,2	83,3
1974	122,0	131,3	500,1	378,1	92,4
1975	113,0	125,9	509,3	396,3	96,4
1976	123,4	134,5	535,7	412,3	90,2
1977	130,8	132,9	554,2	423,4	96,7
1978	142,8	137,2	576,2	433,4	103,0
1979	141,3	141,8	598,2	456,8	110,6
1980	131,9	132,6	611,1	479,2	120,1

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 3.B (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Canadá)

Variável	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	CAN\$(bi) de 2000	CAN\$(bi) de 2000	CAN\$(bi) de 2000	CAN\$(bi) de 2000	2000=100
Período	$X^{CAN\$}/P_X$	$M^{CAN\$}/P_M$	GDP/P	GDPX	$P_M/P$
1981	136,7	132,1	632,5	495,8	123,6
1982	135,3	112,5	614,4	479,1	118,8
1983	144,8	123,0	631,1	486,2	112,0
1984	169,4	143,3	667,7	498,3	114,6
1985	179,6	154,5	699,7	520,1	115,0
1986	187,4	167,9	716,6	529,2	111,1
1987	194,0	179,2	747,2	553,2	104,8
1988	211,4	202,9	784,3	572,9	98,6
1989	212,4	214,9	804,9	592,5	94,6
1990	220,6	217,4	806,4	585,8	93,4
1991	233,0	226,8	789,5	556,5	89,4
1992	251,0	237,8	796,5	545,4	92,0
1993	277,7	257,5	815,0	537,3	95,6
1994	309,7	279,0	854,1	544,5	100,5
1995	330,8	294,1	878,2	547,4	101,9
1996	349,1	306,8	892,4	543,2	99,9
1997	380,7	351,2	930,1	549,4	99,4
1998	387,9	382,4	968,2	580,3	99,7
1999	395,8	403,3	1.021,8	626,0	99,6
2000	484,3	428,9	1.075,6	591,2	100,0
2001	472,7	406,6	1.096,2	623,5	101,9
2002	472,2	408,6	1.132,2	660,0	101,7
2003	461,2	426,2	1.151,5	690,3	91,2
2004	489,0	463,8	1.187,0	698,1	87,0
2005	514,5	490,9	1.219,6	705,1	84,2

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 4.A

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Espanha)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Índice de preço de exportação	Índice de preço de importação	Deflator implícito do PIB
Unidade	EU\$(bi)	EU\$(bi)	EU\$(bi)	2000=100	2000=100	2000=100
Período	GDP	$X^{EU\$}$	$M^{EU\$}$	$P_x$	$P_M$	P
1954	2,0	0,1	0,1	13,2	12,0	2,5
1955	2,3	0,1	0,2	12,7	12,5	2,3
1956	2,6	0,1	0,2	12,6	12,7	2,4
1957	3,0	0,2	0,2	13,3	13,0	2,7
1958	3,5	0,2	0,3	13,1	12,6	3,0
1959	3,6	0,3	0,3	12,3	11,6	3,0
1960	3,7	0,4	0,3	11,6	11,3	3,1
1961	4,2	0,5	0,4	11,2	11,2	3,1
1962	4,9	0,6	0,6	12,3	11,3	3,3
1963	5,8	0,6	0,8	12,9	11,2	3,6
1964	7,2	0,4	0,8	12,3	11,5	4,2
1965	8,4	0,5	1,1	13,0	12,0	4,6
1966	9,7	0,6	1,4	13,6	11,7	5,0
1967	10,9	0,7	1,3	14,4	11,7	5,3
1968	12,2	0,9	1,6	15,7	12,6	5,6
1969	13,9	1,7	2,0	15,4	12,9	5,9
1970	15,8	2,1	2,2	15,5	13,6	6,4
1971	17,8	2,5	2,4	15,3	14,4	6,9
1972	20,9	3,0	3,0	15,8	14,3	7,5
1973	25,2	3,7	3,9	18,0	16,4	8,4
1974	30,9	4,4	5,9	22,1	23,3	9,7
1975	36,3	4,9	6,3	23,2	24,9	11,3
1976	43,7	6,0	7,9	24,5	27,6	13,2
1977	55,4	8,0	9,1	28,9	32,7	16,3
1978	67,8	10,3	9,7	32,4	35,9	19,6
1979	79,3	11,9	11,6	35,5	36,8	22,9
1980	95,3	14,1	16,4	42,2	50,1	27,2

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).



Tabela 4.A (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Espanha)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Índice de preço de exportação	Índice de preço de importação	Deflator implícito do PIB
Unidade	EU\$(bi)	EU\$(bi)	EU\$(bi)	2000=100	2000=100	2000=100
Período	GDP	$X^{EU\$}$	$M^{EU\$}$	$P_x$	$P_M$	P
1981	107,0	18,0	20,3	46,7	67,4	30,6
1982	123,0	21,6	23,9	52,0	75,5	34,7
1983	140,1	27,7	28,8	60,8	92,5	38,8
1984	158,1	34,9	31,8	68,5	103,5	43,0
1985	175,6	37,9	34,9	73,2	104,8	46,7
1986	201,1	37,9	34,2	70,4	70,4	51,8
1987	224,8	41,3	41,5	72,2	72,2	54,9
1988	250,3	44,9	48,3	76,0	76,0	58,2
1989	280,5	48,2	57,9	79,6	79,6	62,2
1990	312,4	50,9	61,7	78,0	78,0	66,7
1991	342,6	55,9	67,1	77,3	76,1	71,4
1992	369,0	61,9	72,5	78,1	75,1	76,2
1993	381,7	70,0	72,9	82,0	79,0	79,6
1994	406,0	85,4	86,0	85,5	83,6	82,7
1995	447,2	100,1	100,0	91,1	87,3	86,8
1996	473,8	112,0	109,5	92,0	87,6	89,8
1997	503,9	132,6	128,3	95,0	90,8	91,9
1998	528,0	143,9	143,5	95,1	88,7	94,7
1999	580,0	154,6	165,5	94,2	88,6	96,7
2000	630,3	183,0	202,7	100,0	100,0	100,0
2001	679,8	194,0	210,6	100,5	99,0	104,2
2002	729,0	199,0	213,9	99,5	95,9	108,8
2003	780,6	205,8	223,3	98,0	94,6	113,1
2004	837,3	216,9	248,4	99,0	96,9	117,7
2005	902,7	225,8	274,7	103,6	101,8	122,8

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 4.B

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Espanha)

Variável	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	2000=100
Período	$X^{EU\$}/P_X$	$M^{EU\$}/P_M$	GDP/P	GDPX	$P_M/P$
1954	0,8	0,9	80,0	79,2	474,7
1955	0,9	1,2	99,9	99,0	553,1
1956	1,1	1,5	107,2	106,1	526,4
1957	1,2	1,6	111,8	110,6	479,0
1958	1,5	2,0	116,9	115,5	421,7
1959	2,0	2,4	119,3	117,3	382,6
1960	3,6	2,7	121,9	118,3	367,6
1961	4,1	3,9	136,6	132,5	360,8
1962	4,5	5,4	149,2	144,8	342,9
1963	4,7	6,8	162,3	157,6	314,8
1964	3,6	7,4	172,0	168,4	273,3
1965	3,7	9,5	182,8	179,1	259,8
1966	4,5	11,6	196,1	191,6	235,7
1967	4,6	11,6	204,6	200,0	218,2
1968	5,9	12,8	218,3	212,4	225,3
1969	11,0	15,4	237,6	226,6	220,3
1970	13,5	16,5	247,8	234,3	213,5
1971	16,5	16,6	259,3	242,7	208,6
1972	19,3	21,0	280,3	261,0	191,6
1973	20,4	23,6	302,2	281,8	196,2
1974	20,1	25,5	319,3	299,2	240,6
1975	21,1	25,2	320,9	299,7	220,5
1976	24,4	28,8	331,6	307,2	209,3
1977	27,8	28,0	341,0	313,2	201,2
1978	31,8	27,2	346,0	314,3	183,0
1979	33,5	31,6	346,2	312,7	160,6
1980	33,5	32,6	350,6	317,2	184,3

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 4.B (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Espanha)

Variável	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	2000=100
Período	$X^{EU\$}/P_X$	$M^{EU\$}/P_M$	GDP/P	GDPX	$P_M/P$
1981	38,7	30,1	350,1	311,5	220,6
1982	41,6	31,6	354,5	312,9	217,6
1983	45,5	31,1	360,8	315,3	238,2
1984	50,9	30,7	367,2	316,3	240,5
1985	51,9	33,3	375,7	323,9	224,3
1986	53,8	48,6	388,0	334,2	135,9
1987	57,2	57,5	409,5	352,3	131,4
1988	59,0	63,5	430,4	371,4	130,7
1989	60,6	72,8	451,2	390,6	128,0
1990	65,2	79,1	468,2	403,0	116,9
1991	72,3	88,2	480,1	407,8	106,6
1992	79,2	96,6	484,5	405,3	98,6
1993	85,3	92,4	479,6	394,2	99,2
1994	99,9	102,9	491,0	391,1	101,1
1995	109,9	114,6	515,4	405,5	100,6
1996	121,7	125,1	527,8	406,1	97,6
1997	139,6	141,3	548,2	408,7	98,7
1998	151,3	161,9	557,3	406,0	93,6
1999	164,1	186,8	600,0	435,9	91,7
2000	183,0	202,7	630,3	447,3	100,0
2001	193,0	212,6	652,6	459,6	95,1
2002	200,0	222,9	670,1	470,1	88,2
2003	209,9	236,1	690,2	480,3	83,6
2004	219,1	256,4	711,5	492,4	82,4
2005	218,0	269,8	735,4	517,5	82,9

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 5.A

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (França)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Taxa de câmbio	IPC França	IPC industrializados
Unidade	EU\$(bi)	EU\$(bi)	EU\$(bi)	EU\$/US\$	2000=100	2000=100
Período	GDP	$X^{EU\$}$	$M^{EU\$}$	E	IPC	IPC*
1950	15,4	2,4	2,2	0,5	7,1	11,7
1951	18,8	2,8	2,8	0,5	8,4	12,7
1952	22,2	3,3	3,4	0,5	9,4	13,0
1953	23,1	3,3	3,2	0,5	9,2	13,1
1954	24,5	3,7	3,3	0,5	9,3	13,1
1955	26,2	3,9	3,5	0,5	9,4	13,1
1956	29,1	3,7	4,1	0,5	9,8	13,3
1957	32,4	4,1	4,6	0,6	9,7	13,7
1958	37,3	4,7	4,9	0,6	11,2	14,1
1959	40,7	5,2	4,3	0,8	11,8	14,2
1960	45,2	6,3	5,1	0,8	12,3	14,4
1961	49,3	6,6	5,5	0,8	12,6	14,6
1962	55,1	6,8	6,1	0,8	13,3	14,8
1963	61,7	7,4	7,1	0,8	13,9	14,9
1964	68,5	8,3	8,3	0,8	14,4	15,1
1965	73,7	9,3	8,6	0,8	14,7	15,4
1966	79,8	10,1	9,8	0,8	15,1	15,9
1967	86,2	10,9	10,6	0,8	15,5	16,3
1968	93,7	12,0	11,8	0,8	16,3	17,0
1969	106,8	14,5	15,2	0,8	17,2	17,8
1970	121,0	19,1	18,5	0,8	18,2	18,8
1971	134,8	22,1	20,7	0,8	19,2	19,8
1972	150,6	25,2	23,6	0,8	20,4	20,8
1973	172,2	30,3	28,8	0,7	21,9	22,5
1974	198,6	41,1	43,1	0,7	24,9	25,7
1975	223,8	42,7	40,0	0,7	27,8	28,7
1976	259,3	50,8	52,7	0,7	30,5	31,4
1977	292,4	59,9	59,5	0,7	33,4	34,4
1978	346,1	69,4	66,4	0,7	36,4	37,2
1979	393,4	81,3	81,0	0,6	40,3	40,9
1980	443,9	93,2	102,4	0,6	45,8	46,2

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 5.A (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (França)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Taxa de câmbio	IPC França	IPC industrializados
Unidade	EU\$(bi)	EU\$(bi)	EU\$(bi)	EU\$/US\$	2000=100	2000=100
Período	GDP	$X^{EU\$}$	$M^{EU\$}$	E	IPC	IPC*
1981	500,0	110,2	121,5	0,8	51,9	51,2
1982	575,0	123,3	142,1	1,0	58,1	55,4
1983	642,1	142,8	150,0	1,2	63,6	58,4
1984	699,6	166,6	169,2	1,3	68,5	61,6
1985	752,0	175,3	181,0	1,4	72,5	64,4
1986	806,9	165,3	167,8	1,1	74,3	66,3
1987	848,3	167,6	176,9	0,9	76,8	68,6
1988	914,1	187,7	195,7	0,9	78,8	71,1
1989	980,5	214,7	225,4	1,0	81,6	74,5
1990	1.028,7	219,5	233,4	0,8	84,3	78,4
1991	1.065,1	231,0	242,2	0,9	87,1	82,0
1992	1.107,0	239,1	236,9	0,8	89,1	84,5
1993	1.115,4	234,4	224,2	0,9	91,0	86,8
1994	1.155,5	252,3	242,3	0,8	92,5	88,9
1995	1.194,8	272,1	258,5	0,8	94,2	91,0
1996	1.227,8	284,6	266,2	0,8	96,0	93,1
1997	1.268,5	325,8	289,0	0,9	97,2	95,0
1998	1.324,6	347,4	313,5	0,9	97,9	96,3
1999	1.366,5	357,6	329,0	0,9	98,3	97,7
2000	1.441,4	411,7	398,7	1,1	100,0	100,0
2001	1.497,2	421,0	403,8	1,1	101,7	102,2
2002	1.548,6	420,0	393,4	1,1	103,6	103,7
2003	1.585,2	407,7	390,2	0,9	105,8	105,6
2004	1.648,4	428,2	424,0	0,8	108,0	107,8
2005	1.696,8	443,1	456,8	0,8	109,9	110,3

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 5.B

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (França)

Variável	Deflator implícito do PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	2000=100	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	Câmbio real
Período	P	$X^{EU\$}/IPC$	$M^{EU\$}/IPC$	GDP/P	GDPX	$E^*(IPC^*)/P$
1950	6,6	33,5	31,4	231,7	198,1	0,9
1951	7,7	33,7	33,6	245,3	211,7	0,9
1952	8,8	34,7	36,2	251,7	217,0	0,8
1953	8,9	35,4	34,4	259,1	223,8	0,8
1954	9,0	40,3	35,4	271,6	231,3	0,8
1955	9,1	42,2	37,0	287,0	244,8	0,8
1956	9,7	38,2	42,5	301,1	263,0	0,7
1957	10,2	42,4	47,9	319,2	276,7	0,7
1958	11,4	42,2	44,2	327,2	285,0	0,8
1959	11,5	44,4	36,8	355,1	310,7	0,9
1960	11,9	51,1	41,7	380,5	329,4	0,9
1961	12,3	52,5	43,4	401,6	349,1	0,9
1962	12,9	51,0	45,7	428,5	377,5	0,9
1963	13,7	53,5	51,2	451,2	397,7	0,8
1964	14,3	58,0	57,9	480,6	422,6	0,8
1965	14,6	63,3	58,2	503,5	440,2	0,8
1966	15,1	66,8	65,1	529,8	463,0	0,8
1967	15,5	69,8	68,0	554,7	484,8	0,8
1968	16,2	73,6	72,8	578,3	504,6	0,8
1969	17,3	84,3	88,2	618,5	534,2	0,8
1970	18,2	104,8	101,3	663,2	558,4	0,9
1971	19,4	115,2	107,6	695,2	580,0	0,9
1972	20,8	123,4	115,8	725,8	602,4	0,8
1973	22,5	138,3	131,4	765,5	627,2	0,7
1974	25,2	165,2	173,2	789,2	624,0	0,7
1975	28,4	153,5	143,9	786,9	633,4	0,7
1976	31,6	166,6	172,8	820,4	653,8	0,7
1977	34,5	179,5	178,5	846,7	667,2	0,7
1978	39,6	190,4	182,3	875,1	684,7	0,6
1979	44,0	201,6	200,8	895,0	693,4	0,6
1980	48,7	203,6	223,8	911,6	708,0	0,6

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 5.B (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (França)

Variável	Deflator implícito do PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	2000=100	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	Câmbio real
Período	P	$X^{EU\$}/IPC$	$M^{EU\$}/IPC$	GDP/P	GDPX	$E^*(IPC^*)/P$
1981	54,0	212,3	234,2	926,1	713,7	0,8
1982	60,3	212,3	244,5	953,1	740,9	0,9
1983	66,1	224,6	235,8	972,2	747,6	1,0
1984	70,8	243,2	247,1	988,4	745,2	1,2
1985	74,6	241,9	249,8	1.007,5	765,7	1,2
1986	78,3	222,5	225,8	1.030,8	808,3	0,9
1987	80,6	218,4	230,4	1.052,6	834,2	0,8
1988	83,2	238,0	248,2	1.098,4	860,4	0,8
1989	86,0	263,2	276,2	1.140,5	877,3	0,8
1990	87,9	260,3	276,7	1.171,0	910,7	0,7
1991	89,9	265,3	278,2	1.185,3	920,0	0,8
1992	91,6	268,3	265,8	1.208,2	939,9	0,7
1993	93,2	257,6	246,4	1.196,3	938,6	0,8
1994	94,6	272,7	261,9	1.221,2	948,5	0,8
1995	95,6	289,0	274,5	1.249,9	961,0	0,7
1996	97,2	296,3	277,1	1.263,7	967,3	0,7
1997	98,0	335,2	297,3	1.294,0	958,8	0,9
1998	100,5	355,0	320,4	1.318,6	963,7	0,9
1999	98,7	363,7	334,5	1.385,0	1.021,4	0,9
2000	100,0	411,7	398,7	1.441,4	1.029,6	1,1
2001	101,8	414,1	397,2	1.471,0	1.056,9	1,1
2002	104,0	405,3	379,7	1.488,8	1.083,6	1,1
2003	105,6	385,5	368,9	1.500,8	1.115,3	0,9
2004	107,3	396,4	392,5	1.535,7	1.139,3	0,8
2005	108,8	403,1	415,6	1.559,2	1.156,1	0,8

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 6.A

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Itália)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Índice de preço de exportação	Índice de preço de importação	Deflator implícito do PIB
Unidade	EU\$(bi)	EU\$(bi)	EU\$(bi)	2000=100	2000=100	2000=100
Período	GDP	$X^{EU\$}$	$M^{EU\$}$	$P_X$	$P_M$	$P$
1951	5,5	0,6	0,7	8,3	8,2	3,6
1952	6,0	0,6	0,8	7,8	7,9	3,6
1953	6,6	0,7	0,8	7,4	7,2	3,7
1954	7,0	0,8	0,8	7,2	6,9	3,8
1955	7,8	0,9	0,9	7,0	7,0	3,9
1956	8,4	1,0	1,1	6,8	7,2	4,0
1957	9,1	1,2	1,3	7,4	7,5	4,1
1958	9,7	1,2	1,2	7,1	6,6	4,2
1959	10,3	1,3	1,2	6,5	6,2	4,2
1960	12,0	1,5	1,7	6,5	6,0	4,2
1961	13,3	1,7	1,9	6,4	5,9	4,4
1962	15,0	1,8	2,1	6,3	5,8	4,5
1963	17,2	2,0	2,7	6,5	5,9	4,9
1964	18,8	2,4	2,6	6,6	6,1	5,2
1965	20,2	2,8	2,6	6,5	6,2	5,4
1966	20,6	3,1	3,1	6,5	6,3	5,6
1967	22,5	3,4	3,5	6,5	6,3	5,7
1968	24,3	4,0	3,7	6,4	6,3	5,8
1969	26,7	4,6	4,5	6,7	6,4	6,0
1970	34,8	5,6	5,6	6,9	6,6	6,3
1971	37,9	6,3	6,0	7,3	7,0	6,7
1972	41,4	7,2	6,9	7,5	7,2	7,1
1973	49,9	8,6	9,6	8,8	9,2	8,0
1974	63,1	12,6	15,2	12,5	15,9	9,6
1975	72,0	14,5	14,7	14,2	16,9	11,2
1976	90,4	19,7	20,8	17,1	21,1	13,2
1977	109,8	25,5	24,4	20,4	24,7	15,7
1978	129,2	30,3	27,6	21,9	25,8	17,8
1979	158,1	38,2	36,6	25,7	30,6	20,6
1980	198,5	42,9	48,7	31,2	39,8	25,1

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).



Tabela 6.A (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Itália)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Índice de preço de exportação	Índice de preço de importação	Deflator implícito do PIB
Unidade	EU\$(bi)	EU\$(bi)	EU\$(bi)	2000=100	2000=100	2000=100
Período	GDP	$X^{EU\$}$	$M^{EU\$}$	$P_X$	$P_M$	P
1981	238,2	54,8	60,0	38,4	51,5	29,8
1982	280,8	63,1	67,0	44,3	58,0	34,9
1983	327,1	70,8	69,3	47,6	60,8	40,2
1984	374,8	83,7	85,3	52,1	67,6	44,8
1985	420,3	94,4	96,5	56,3	72,7	48,8
1986	465,0	92,3	86,1	53,7	59,8	52,7
1987	508,5	97,5	95,0	54,2	58,9	55,9
1988	564,4	105,9	105,5	57,0	61,4	59,7
1989	618,1	121,6	122,8	60,6	66,0	63,6
1990	682,2	134,7	134,4	61,9	65,6	68,8
1991	744,0	137,9	138,2	63,7	65,1	74,0
1992	805,7	147,4	148,2	64,2	64,7	77,4
1993	829,8	176,8	151,2	71,5	72,3	80,4
1994	877,7	200,5	170,7	74,1	75,2	83,3
1995	947,3	243,8	207,8	81,0	84,4	87,4
1996	1.003,8	248,2	201,4	84,5	84,5	92,0
1997	1.048,8	264,5	224,1	87,2	85,9	94,3
1998	1.091,4	274,9	241,3	90,2	84,6	96,7
1999	1.127,1	275,8	254,9	92,6	86,0	98,0
2000	1.191,1	322,3	311,1	100,0	100,0	100,0
2001	1.218,5	345,9	328,4	103,6	102,7	100,5
2002	1.260,6	340,4	327,4	105,0	102,2	103,6
2003	1.300,9	336,1	328,4	105,8	101,9	106,7
2004	1.351,3	360,0	349,0	110,3	106,7	109,4

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 6.B

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Itália)

Variável	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	2000=100
Período	$X^{EU\$}/P_X$	$M^{EU\$}/P_M$	GDP/P	GDPX	$P_M/P$
1951	7,8	9,0	156,1	148,3	229,8
1952	7,7	10,1	165,2	157,6	217,9
1953	9,3	11,8	180,3	171,1	195,9
1954	10,5	12,2	186,2	175,7	181,9
1955	12,2	13,4	199,2	187,0	179,1
1956	14,4	15,2	210,6	196,1	179,4
1957	16,1	17,0	222,9	206,8	184,8
1958	17,2	17,8	232,7	215,5	156,7
1959	20,6	19,7	247,1	226,5	148,1
1960	22,3	27,9	282,5	260,2	140,7
1961	26,0	31,8	305,8	279,8	134,2
1962	29,5	36,9	331,0	301,6	128,4
1963	31,0	44,8	352,2	321,2	121,9
1964	35,6	42,0	363,9	328,3	118,6
1965	43,2	42,7	375,3	332,1	114,6
1966	48,3	48,8	370,2	321,9	112,8
1967	52,8	55,2	392,6	339,8	110,6
1968	61,8	58,8	415,1	353,3	108,1
1969	69,0	70,3	447,9	379,0	107,0
1970	80,6	84,2	556,3	475,7	105,4
1971	85,9	86,6	566,4	480,5	103,9
1972	95,5	96,6	584,4	488,9	100,8
1973	97,4	104,5	622,8	525,4	114,4
1974	100,4	95,6	655,9	555,5	165,1
1975	102,7	87,2	642,1	539,5	150,5
1976	115,4	98,7	684,3	568,9	159,7
1977	124,5	98,8	700,4	575,9	157,5
1978	138,6	106,9	725,8	587,3	144,9
1979	148,6	119,8	766,0	617,4	148,2
1980	137,5	122,2	792,5	655,1	159,0

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 6.B (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Itália)

Variável	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	2000=100
Período	$X^{EU\$}/P_X$	$M^{EU\$}/P_M$	GDP/P	GDPX	$P_M/P$
1981	142,7	116,4	798,7	655,9	172,8
1982	142,5	115,5	803,8	661,3	166,0
1983	148,9	114,1	813,8	664,9	151,1
1984	160,6	126,2	836,2	675,6	150,9
1985	167,6	132,8	861,1	693,6	148,9
1986	171,9	144,0	882,9	711,0	113,6
1987	179,7	161,3	909,2	729,5	105,3
1988	185,6	171,9	945,1	759,5	102,7
1989	200,6	185,9	972,3	771,7	103,9
1990	217,5	205,0	991,5	774,0	95,3
1991	216,4	212,4	1.005,2	788,7	87,9
1992	229,6	229,2	1.041,1	811,4	83,6
1993	247,4	209,2	1.031,8	784,4	89,8
1994	270,5	227,0	1.054,1	783,6	90,3
1995	301,0	246,1	1.083,9	782,9	96,6
1996	293,8	238,4	1.091,7	797,9	91,9
1997	303,4	260,8	1.112,2	808,8	91,1
1998	304,8	285,3	1.128,1	823,3	87,4
1999	297,9	296,3	1.149,9	851,9	87,7
2000	322,3	311,1	1.191,1	868,8	100,0
2001	333,9	319,9	1.212,1	878,2	102,1
2002	324,1	320,4	1.216,7	892,6	98,6
2003	317,6	322,4	1.219,8	902,2	95,5
2004	326,4	327,0	1.234,8	908,3	97,5

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 7.A

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Japão)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Índice de preço de exportação	Índice de preço de importação	Deflator implícito do PIB
Unidade	¥\$(bi)	¥\$(bi)	¥\$(bi)	2000=100	2000=100	2000=100
Período	GDP	X <sup>¥\$</sup>	M <sup>¥\$</sup>	P <sub>X</sub>	P <sub>M</sub>	P
1955	8.370	921	876	115,7	71,1	17,1
1956	9.422	1.128	1.172	120,7	71,1	15,3
1957	10.858	1.277	1.504	116,8	71,4	16,4
1958	11.538	1.269	1.108	106,3	63,0	16,3
1959	13.190	1.481	1.337	110,7	61,0	17,1
1960	16.010	1.714	1.641	111,2	60,3	18,4
1961	19.337	1.791	2.100	106,6	60,5	19,9
1962	21.943	2.066	2.031	103,4	58,7	20,7
1963	25.113	2.266	2.471	105,7	60,3	21,9
1964	29.541	2.800	2.852	107,2	61,3	23,1
1965	32.866	3.451	2.991	106,6	59,8	27,1
1966	38.170	4.031	3.434	106,3	61,0	28,4
1967	44.731	4.311	4.211	106,5	60,3	30,2
1968	52.975	5.348	4.757	106,6	60,5	31,8
1969	62.229	6.558	5.567	109,5	61,8	33,3
1970	73.345	7.926	6.985	114,3	63,9	35,9
1971	80.701	9.452	7.254	112,6	63,9	37,9
1972	92.394	9.779	7.645	109,0	61,1	40,0
1973	112.498	11.291	11.261	120,2	74,1	45,2
1974	134.244	18.258	19.257	160,9	124,2	54,5
1975	148.327	18.982	18.919	154,4	133,4	58,7
1976	166.573	22.582	21.247	153,3	140,3	62,9
1977	185.622	24.308	21.267	146,1	133,9	66,6
1978	204.404	22.729	19.174	136,4	110,5	69,8
1979	221.547	25.627	27.629	151,2	142,1	71,9
1980	243.235	32.817	35.036	164,2	205,8	76,2

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 7.A (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Japão)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Índice de preço de exportação	Índice de preço de importação	Deflator implícito do PIB
Unidade	¥\$(bi)	¥\$(bi)	¥\$(bi)	2000=100	2000=100	2000=100
Período	GDP	X <sup>¥\$</sup>	M <sup>¥\$</sup>	P <sub>X</sub>	P <sub>M</sub>	P
1981	261.028	37.846	35.927	166,2	209,1	79,4
1982	274.050	39.191	37.341	172,6	225,5	81,1
1983	285.579	39.125	34.258	162,3	208,0	83,2
1984	304.859	44.901	36.866	163,3	200,9	86,1
1985	325.792	46.176	35.137	161,0	196,0	87,6
1986	340.948	38.058	24.777	136,7	125,8	89,0
1987	355.837	36.180	25.619	129,8	115,5	89,5
1988	381.579	37.431	29.191	126,8	110,2	89,9
1989	409.602	42.273	36.036	132,4	118,4	91,6
1990	440.125	45.863	41.690	135,2	128,7	93,5
1991	468.234	46.668	39.121	127,9	118,2	96,3
1992	480.492	47.288	36.891	123,3	111,0	97,9
1993	484.234	44.109	33.344	113,4	99,5	98,5
1994	490.005	44.270	34.387	110,3	94,0	100,8
1995	496.922	45.230	38.272	107,9	93,9	100,8
1996	509.984	49.561	47.022	113,0	103,0	101,3
1997	520.937	56.074	50.316	115,1	110,7	102,4
1998	514.882	55.051	45.607	116,7	105,3	103,2
1999	507.496	51.144	43.251	104,9	95,5	101,9
2000	511.760	55.256	47.940	100,0	100,0	100,0
2001	506.165	52.567	49.393	103,0	102,5	98,5
2002	498.208	55.829	49.417	101,9	101,0	96,8
2003	497.798	58.882	50.907	97,8	100,1	94,8
2004	505.185	66.286	56.660	96,4	104,3	93,6

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 7.B

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Japão)

Variável	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	¥\$(bi) de 2000	¥\$(bi) de 2000	¥\$(bi) de 2000	¥\$(bi) de 2000	2000=100
Período	$X^{¥\$}/P_X$	$M^{¥\$}/P_M$	GDP/P	GDPX	$P_M/P$
1955	8	12	49.002	48.994	416,5
1956	9	16	61.503	61.493	464,4
1957	11	21	66.209	66.198	435,5
1958	12	18	70.614	70.602	385,6
1959	13	22	77.091	77.078	356,3
1960	15	27	87.199	87.183	328,2
1961	17	35	97.364	97.347	304,6
1962	20	35	105.952	105.932	283,2
1963	21	41	114.882	114.861	276,0
1964	26	47	128.051	128.025	265,7
1965	32	50	121.501	121.469	221,0
1966	38	56	134.212	134.174	214,4
1967	40	70	148.114	148.074	199,7
1968	50	79	166.745	166.695	190,4
1969	60	90	186.930	186.870	185,6
1970	69	109	204.474	204.405	178,1
1971	84	114	213.157	213.073	168,6
1972	90	125	230.986	230.896	152,7
1973	94	152	249.165	249.071	164,2
1974	113	155	246.139	246.025	227,7
1975	123	142	252.557	252.435	227,1
1976	147	151	264.654	264.506	222,8
1977	166	159	278.628	278.462	200,9
1978	167	174	292.842	292.676	158,3
1979	170	194	308.046	307.877	197,6
1980	200	170	319.248	319.048	270,1

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 7.B (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Japão)

Variável	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	¥\$(bi) de 2000	¥\$(bi) de 2000	¥\$(bi) de 2000	¥\$(bi) de 2000	2000=100
Período	$X^{¥}/P_X$	$M^{¥}/P_M$	GDP/P	GDPX	$P_M/P$
1981	228	172	328.792	328.564	263,4
1982	227	166	337.916	337.689	278,1
1983	241	165	343.450	343.209	250,1
1984	275	183	353.993	353.718	233,3
1985	287	179	371.951	371.664	223,7
1986	278	197	383.174	382.895	141,3
1987	279	222	397.450	397.171	129,0
1988	295	265	424.590	424.295	122,6
1989	319	304	447.017	446.698	129,3
1990	339	324	470.521	470.181	137,6
1991	365	331	486.224	485.859	122,7
1992	384	332	490.849	490.465	113,4
1993	389	335	491.858	491.469	101,0
1994	401	366	485.971	485.570	93,2
1995	419	408	492.831	492.412	93,1
1996	439	456	503.390	502.951	101,7
1997	487	455	508.877	508.390	108,1
1998	472	433	499.062	498.590	102,0
1999	488	453	497.887	497.399	93,7
2000	553	479	511.760	511.207	100,0
2001	510	482	513.717	513.206	104,0
2002	548	489	514.465	513.917	104,3
2003	602	508	525.380	524.778	105,7
2004	688	543	539.555	538.867	111,4

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 8.A

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Países Baixos)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Índice de preço de exportação	Índice de preço de importação	Deflator implícito do PIB
Unidade	EU\$(bi)	EU\$(bi)	EU\$(bi)	2000=100	2000=100	2000=100
Período	GDP	$X^{EU\$}$	$M^{EU\$}$	$P_x$	$P_M$	$P$
1956	14,5	7,0	7,5	42,0	39,4	16,0
1957	15,7	7,7	8,1	43,2	41,4	16,9
1958	15,9	7,8	7,3	41,5	39,1	17,2
1959	17,0	8,5	7,9	41,4	37,9	17,6
1960	19,0	9,6	9,2	41,1	37,8	18,4
1961	20,1	9,7	9,6	40,2	37,0	18,9
1962	21,6	10,2	10,2	40,0	36,7	19,5
1963	23,4	11,1	11,3	40,7	37,2	20,4
1964	27,5	12,7	13,3	41,6	38,0	22,3
1965	30,8	14,0	14,2	42,5	38,3	23,6
1966	33,5	14,8	15,3	42,5	38,5	25,0
1967	36,8	15,8	16,1	42,2	38,2	26,0
1968	40,7	17,7	17,7	41,9	37,5	27,1
1969	51,9	21,7	22,0	42,8	38,7	30,6
1970	58,1	25,6	26,8	44,5	41,4	32,5
1971	65,6	29,1	29,5	45,4	43,1	35,3
1972	73,5	32,5	31,0	45,8	42,6	38,7
1973	84,2	39,0	36,9	49,0	46,5	42,2
1974	95,5	50,3	48,2	62,5	62,5	46,1
1975	105,4	51,2	48,6	65,6	65,1	50,8
1976	119,8	59,9	56,8	69,5	69,0	55,3
1977	131,0	61,1	60,5	71,8	71,7	58,7
1978	141,3	62,7	63,6	70,7	70,2	61,7
1979	149,8	72,9	74,5	76,8	77,6	65,5
1980	160,7	82,9	84,6	87,3	89,8	68,0

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).



Tabela 8.A (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Países Baixos)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Índice de preço de exportação	Índice de preço de importação	Deflator implícito do PIB
Unidade	EU\$(bi)	EU\$(bi)	EU\$(bi)	2000=100	2000=100	2000=100
Período	GDP	$X^{EU\$}$	$M^{EU\$}$	$P_x$	$P_M$	P
1981	168,5	95,8	91,1	101,0	103,5	72,5
1982	175,4	99,0	92,6	104,5	105,8	76,2
1983	182,2	102,0	96,2	104,5	106,9	77,8
1984	190,5	115,5	107,1	112,5	112,6	79,1
1985	199,1	123,1	115,4	114,8	113,7	80,0
1986	205,5	106,5	100,2	97,6	93,9	80,1
1987	207,8	104,7	100,8	88,4	88,2	79,9
1988	216,0	113,4	107,1	88,4	87,8	81,0
1989	229,0	126,7	120,7	95,3	96,5	82,0
1990	243,6	132,7	123,7	94,4	93,5	83,9
1991	256,5	140,3	130,2	92,9	93,2	86,5
1992	266,5	139,9	130,6	89,7	91,2	88,1
1993	273,2	143,5	128,3	86,8	85,6	89,7
1994	287,5	158,1	140,5	87,0	85,7	88,5
1995	302,2	173,6	155,7	88,6	85,8	90,3
1996	315,1	182,5	164,4	88,8	86,6	91,3
1997	333,7	203,8	184,1	94,3	91,8	93,2
1998	354,2	215,9	196,7	91,3	89,5	95,9
1999	374,1	225,4	209,1	88,9	89,4	96,2
2000	402,3	271,4	250,4	100,0	100,0	100,0
2001	447,7	301,2	275,3	102,6	104,2	90,3
2002	465,2	298,5	268,1	97,3	99,0	93,7
2003	476,4	301,4	268,3	94,6	95,9	96,1
2004	488,6	328,1	292,6	93,7	97,1	96,9

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 8.B

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Países Baixos)

Variável	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	2000=100
Período	$X^{EU\$}/P_X$	$M^{EU\$}/P_M$	GDP/P	GDPX	$P_M/P$
1956	16,6	18,9	91,0	74,3	247,1
1957	17,8	19,5	93,4	75,6	245,6
1958	18,7	18,7	92,6	73,9	227,2
1959	20,4	21,0	96,3	75,8	214,7
1960	23,4	24,4	103,0	79,6	205,0
1961	24,0	26,0	106,2	82,2	196,0
1962	25,6	27,7	110,5	84,9	188,0
1963	27,4	30,4	114,6	87,2	181,8
1964	30,6	35,0	123,5	93,0	170,6
1965	32,9	37,1	130,4	97,5	162,2
1966	34,8	39,7	134,1	99,3	154,2
1967	37,4	42,2	141,4	104,0	147,1
1968	42,2	47,3	150,6	108,3	138,4
1969	50,7	56,9	169,3	118,5	126,3
1970	57,5	64,8	178,9	121,4	127,4
1971	64,2	68,4	185,7	121,5	121,8
1972	71,0	72,6	190,2	119,2	110,3
1973	79,6	79,3	199,4	119,8	110,2
1974	80,4	77,2	207,0	126,6	135,5
1975	78,0	74,6	207,6	129,5	128,2
1976	86,1	82,4	216,9	130,8	124,9
1977	85,0	84,4	223,2	138,3	122,2
1978	88,6	90,6	229,2	140,6	113,8
1979	94,8	96,0	228,8	134,0	118,6
1980	95,0	94,2	236,2	141,2	132,1

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 8.B (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Países Baixos)

Variável	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	EU\$(bi) de 2000	2000=100
Período	$X^{EU\$}/P_X$	$M^{EU\$}/P_M$	GDP/P	GDPX	$P_M/P$
1981	94,9	88,0	232,6	137,7	142,8
1982	94,7	87,6	230,1	135,3	138,8
1983	97,6	90,0	234,2	136,6	137,4
1984	102,7	95,1	240,9	138,2	142,4
1985	107,3	101,5	248,8	141,5	142,1
1986	109,1	106,7	256,5	147,3	117,2
1987	118,5	114,4	260,0	141,6	110,3
1988	128,3	122,0	266,7	138,4	108,3
1989	133,0	125,1	279,1	146,1	117,6
1990	140,5	132,2	290,3	149,8	111,5
1991	151,0	139,7	296,8	145,8	107,8
1992	156,0	143,2	302,6	146,7	103,6
1993	165,4	149,9	304,6	139,2	95,4
1994	181,7	164,1	325,0	143,3	96,8
1995	196,0	181,5	334,8	138,8	95,0
1996	205,4	189,8	345,0	139,6	94,8
1997	216,1	200,4	358,3	142,2	98,6
1998	236,5	219,7	369,3	132,8	93,3
1999	253,5	233,8	388,8	135,3	93,0
2000	271,4	250,4	402,3	130,9	100,0
2001	293,6	264,3	496,1	202,5	115,4
2002	306,6	270,9	496,4	189,8	105,6
2003	318,6	279,8	495,8	177,2	99,8
2004	350,3	301,3	504,3	154,0	100,2

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 9.A

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Reino Unido)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Taxa de câmbio	Índice de preço de exportação	Índice de preço de importação
Unidade	£\$(bi)	£\$(bi)	£\$(bi)	US\$/£\$	2000=100	2000=100
Período	GDP	X <sup>£\$</sup>	M <sup>£\$</sup>	E	P <sub>X</sub> (US\$)	P <sub>M</sub> (US\$)
1950	13,2	3,0	3,1	2,8	16,7	19,7
1951	14,7	3,6	4,3	2,8	19,6	26,2
1952	15,9	3,8	3,9	2,8	20,6	25,7
1953	17,0	3,7	3,8	2,8	19,8	23,5
1954	18,0	3,8	3,9	2,8	19,6	23,2
1955	19,3	4,2	4,4	2,8	19,9	24,0
1956	20,7	4,6	4,5	2,8	20,7	24,5
1957	21,8	4,8	4,7	2,8	21,5	24,9
1958	22,8	4,7	4,5	2,8	21,3	22,8
1959	24,1	4,8	4,8	2,8	21,2	22,7
1960	25,7	5,1	5,5	2,8	21,5	22,8
1961	27,2	5,4	5,5	2,8	21,6	22,3
1962	28,5	5,5	5,6	2,8	21,9	22,1
1963	30,3	5,9	6,0	2,8	22,6	19,9
1964	33,1	6,2	6,8	2,8	22,9	20,4
1965	35,8	6,6	6,9	2,8	23,7	20,4
1966	38,1	7,2	7,2	2,8	24,4	20,7
1967	40,2	7,4	7,8	2,8	24,4	20,6
1968	43,5	9,0	9,3	2,4	22,9	20,1
1969	46,9	10,1	9,9	2,4	23,7	20,7
1970	51,5	11,5	11,1	2,4	25,3	21,3
1971	57,5	12,9	12,1	2,4	27,1	22,7
1972	64,3	13,6	13,7	2,5	29,2	24,2
1973	74,0	17,1	18,8	2,5	32,3	30,4
1974	83,7	22,9	27,0	2,3	39,2	42,3
1975	105,8	26,9	28,7	2,2	45,6	45,6
1976	125,1	35,1	36,5	1,8	44,4	45,4
1977	145,5	43,3	42,3	1,8	50,9	51,0
1978	167,8	47,5	45,2	1,9	61,5	58,2
1979	197,4	54,9	54,2	2,1	75,3	68,3
1980	230,7	62,6	57,5	2,3	96,4	90,5

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 9.A (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Reino Unido)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Taxa de câmbio	Índice de preço de exportação	Índice de preço de importação
Unidade	£\$(bi)	£\$(bi)	£\$(bi)	US\$/£\$	2000=100	2000=100
Período	GDP	X <sup>£\$</sup>	M <sup>£\$</sup>	E	P <sub>X</sub> (US\$)	P <sub>M</sub> (US\$)
1981	253,0	67,4	60,2	2,0	90,8	85,0
1982	277,1	72,7	67,6	1,8	84,4	80,2
1983	302,8	79,9	77,4	1,5	78,4	75,8
1984	324,4	91,7	92,6	1,3	74,2	72,6
1985	355,0	102,1	98,7	1,3	75,4	73,5
1986	381,3	97,7	100,9	1,5	77,6	80,0
1987	419,6	106,6	111,5	1,6	89,6	91,9
1988	468,4	107,6	124,7	1,8	98,5	99,0
1989	514,2	121,6	142,7	1,6	94,7	95,0
1990	557,3	133,9	148,3	1,8	106,4	105,5
1991	586,0	135,9	142,1	1,8	107,2	106,1
1992	610,6	144,1	151,7	1,8	108,8	106,5
1993	641,7	163,6	170,1	1,5	104,5	100,1
1994	680,4	180,5	185,3	1,5	108,8	105,6
1995	718,4	203,5	207,1	1,6	116,1	115,9
1996	763,6	224,2	227,5	1,6	115,5	114,4
1997	810,6	232,9	232,0	1,6	114,9	112,0
1998	860,5	231,0	239,0	1,7	110,6	106,5
1999	905,4	239,5	254,9	1,6	105,7	103,6
2000	953,6	267,4	286,6	1,5	100,0	100,0
2001	996,8	273,1	300,1	1,4	93,6	94,3
2002	1.048,5	275,0	306,5	1,5	97,4	95,7
2003	1.105,9	282,2	313,2	1,6	108,0	103,5
2004	1.164,9	294,0	332,9	1,8	121,4	115,4
2005	1.210,4	315,9	357,1	1,8	125,6	119,2

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 9.B

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Reino Unido)

Variável	Deflator implícito do PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	2000=100	£\$(bi) de 2000	£\$(bi) de 2000	£\$(bi) de 2000	£\$(bi) de 2000	Câmbio real
Período	P	$E \cdot X^{\text{£\$}} / P_X$	$E \cdot M^{\text{£\$}} / P_M$	GDP/P	GDPX	$((P_M)/E)/(P)$
1950	4,8	50,3	43,3	272,5	222,2	1,5
1951	5,2	52,0	45,9	280,8	228,8	1,8
1952	5,7	51,0	42,4	281,1	230,1	1,6
1953	5,8	52,1	45,2	291,6	239,5	1,4
1954	5,9	54,8	47,3	303,5	248,7	1,4
1955	6,2	58,6	51,8	313,2	254,6	1,4
1956	6,5	62,2	51,6	316,5	254,3	1,3
1957	6,8	62,8	53,3	322,0	259,2	1,3
1958	7,0	61,6	55,7	323,2	261,6	1,2
1959	7,1	64,1	59,7	337,3	273,2	1,1
1960	7,2	66,8	67,5	356,2	289,4	1,1
1961	7,5	69,5	68,6	364,7	295,2	1,1
1962	7,7	70,4	70,2	368,9	298,5	1,0
1963	7,8	72,5	84,2	388,0	315,4	0,9
1964	8,1	75,4	93,0	409,4	334,0	0,9
1965	8,5	78,1	95,2	419,0	340,9	0,9
1966	8,9	82,0	97,5	426,9	344,9	0,8
1967	9,2	83,6	104,9	437,7	354,1	0,8
1968	9,5	93,7	111,5	456,2	362,4	0,9
1969	10,1	101,8	114,7	465,8	364,0	0,9
1970	10,8	109,0	124,5	476,6	367,6	0,8
1971	11,8	115,8	129,6	486,0	370,3	0,8
1972	12,8	116,2	140,9	503,7	387,5	0,8
1973	13,7	129,3	152,1	539,5	410,2	0,9
1974	15,7	136,5	149,6	532,3	395,8	1,1
1975	20,0	130,7	139,4	529,4	398,6	1,0
1976	23,0	143,0	145,3	543,7	400,7	1,1
1977	26,1	148,8	145,0	556,9	408,2	1,1
1978	29,2	148,3	149,3	575,2	427,0	1,0
1979	33,4	154,5	168,1	590,7	436,2	1,0
1980	39,9	151,3	147,9	578,6	427,3	1,0

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 9.B (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (Reino Unido)

Variável	Deflator implícito do PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	2000=100	£\$(bi) de 2000	£\$(bi) de 2000	£\$(bi) de 2000	£\$(bi) de 2000	Câmbio real
Período	P	$E \cdot X^{\text{£\$}} / P_X$	$E \cdot M^{\text{£\$}} / P_M$	GDP/P	GDPX	$((P_M)/E)/(P)$
1981	44,4	150,7	143,9	570,3	419,6	0,9
1982	47,7	150,7	147,6	581,1	430,4	1,0
1983	50,3	154,9	155,2	601,8	446,9	1,0
1984	52,6	165,5	170,9	617,2	451,7	1,0
1985	55,5	176,0	174,7	639,2	463,2	1,0
1986	57,4	184,9	185,3	664,4	479,5	0,9
1987	60,4	195,1	198,9	694,8	499,7	0,9
1988	64,2	194,3	224,1	729,2	534,9	0,9
1989	69,0	210,7	246,4	745,1	534,4	0,8
1990	74,2	223,9	250,1	750,7	526,7	0,8
1991	79,1	224,5	237,0	740,5	515,9	0,8
1992	82,3	234,4	252,1	741,9	507,5	0,7
1993	84,5	234,9	254,9	759,2	524,3	0,8
1994	85,8	253,9	268,4	792,8	538,9	0,8
1995	88,1	277,0	282,3	815,4	538,4	0,8
1996	91,1	302,8	310,4	838,3	535,6	0,8
1997	93,6	332,4	339,8	865,8	533,5	0,7
1998	96,4	346,9	372,7	892,7	545,8	0,7
1999	98,6	366,9	398,7	918,1	551,2	0,6
2000	100,0	406,4	435,6	953,6	547,2	0,7
2001	102,2	420,3	458,1	975,5	555,2	0,6
2002	105,6	423,5	480,3	992,8	569,3	0,6
2003	109,0	425,8	493,3	1.014,7	588,9	0,6
2004	111,4	443,1	528,0	1.045,9	602,8	0,6
2005	114,7	457,8	545,1	1.055,1	597,3	0,6

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 10.A

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (EUA)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Índice de preço de exportação	Índice de preço de importação	Deflator implícito do PIB
Unidade	US\$(bi)	US\$(bi)	US\$(bi)	2000=100	2000=100	2000=100
Período	GDP	$X^{US\$}$	$M^{US\$}$	$P_X$	$P_M$	P
1950	293,8	12,4	11,6	19,4	16,1	16,5
1951	339,3	17,1	14,6	22,2	20,2	17,7
1952	358,4	16,5	15,3	22,1	19,1	18,0
1953	379,4	15,3	16,0	21,9	18,4	18,2
1954	380,4	15,8	15,5	21,6	18,7	18,4
1955	414,8	17,7	17,2	21,8	18,7	18,7
1956	437,5	21,3	18,9	22,6	18,9	19,4
1957	461,1	24,0	20,0	23,4	19,3	20,0
1958	467,2	20,6	20,0	23,2	18,3	20,5
1959	506,6	22,8	22,3	23,2	18,0	20,8
1960	526,4	27,0	22,9	23,3	18,3	21,0
1961	544,7	27,6	22,7	23,8	18,0	21,3
1962	585,6	29,1	25,0	23,6	17,6	21,6
1963	617,8	31,1	26,2	23,6	17,7	21,8
1964	663,6	35,0	28,1	23,8	18,2	22,1
1965	719,1	37,2	31,5	24,6	18,4	22,5
1966	787,8	40,9	37,1	25,3	18,9	23,2
1967	832,6	43,5	39,9	25,8	19,0	23,9
1968	910,0	47,9	46,6	26,2	19,2	24,9
1969	984,6	51,9	50,5	27,0	19,8	26,2
1970	1.038,5	59,7	55,8	28,5	21,2	27,5
1971	1.127,1	63,0	62,4	29,4	22,3	28,9
1972	1.238,8	70,9	74,2	30,4	23,9	30,2
1973	1.382,7	95,3	91,2	35,4	28,4	31,9
1974	1.500,0	126,7	127,5	45,1	42,0	34,7
1975	1.638,3	138,7	122,7	50,5	45,8	38,0
1976	1.825,3	149,5	151,1	52,2	47,2	40,2
1977	2.030,9	159,4	182,4	54,1	51,1	42,8
1978	2.294,7	186,9	212,3	57,8	55,1	45,8
1979	2.563,3	230,2	252,7	65,7	65,7	49,6
1980	2.789,5	280,8	293,8	74,6	82,5	54,0

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).



Tabela 10.A (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (EUA)

Variável	PIB	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	Índice de preço de exportação	Índice de preço de importação	Deflator implícito do PIB
Unidade	US\$(bi)	US\$(bi)	US\$(bi)	2000=100	2000=100	2000=100
Período	GDP	X <sup>US\$</sup>	M <sup>US\$</sup>	P <sub>X</sub>	P <sub>M</sub>	P
1981	3.128,4	305,2	317,8	81,5	87,0	59,1
1982	3.255,0	283,2	303,2	82,4	85,6	62,7
1983	3.536,7	277,0	328,7	83,3	82,0	65,2
1984	3.933,2	302,4	405,1	84,4	83,5	67,7
1985	4.220,3	302,0	417,3	83,8	81,4	69,7
1986	4.462,8	320,6	453,3	84,6	78,7	71,3
1987	4.739,5	363,9	509,1	86,1	84,4	73,2
1988	5.103,8	444,1	554,5	92,1	88,5	75,7
1989	5.484,4	503,3	591,5	94,5	91,2	78,6
1990	5.803,1	552,4	630,3	95,4	94,1	81,6
1991	5.995,9	596,8	624,3	96,3	94,1	84,4
1992	6.337,8	635,3	668,6	96,3	94,9	86,4
1993	6.657,4	655,8	720,9	96,9	94,6	88,4
1994	7.072,2	720,9	814,5	98,9	96,2	90,3
1995	7.397,7	812,2	903,6	103,9	100,6	92,1
1996	7.816,8	868,6	964,8	104,5	101,6	93,9
1997	8.304,3	955,4	1.056,9	103,1	99,1	95,4
1998	8.747,0	955,9	1.115,9	99,7	93,1	96,5
1999	9.268,4	991,3	1.251,8	98,4	93,9	97,9
2000	9.817,0	1.096,3	1.475,8	100,0	100,0	100,0
2001	10.127,9	1.032,8	1.399,9	99,2	96,5	102,4
2002	10.469,6	1.005,9	1.430,3	98,2	94,1	104,2
2003	10.971,2	1.045,7	1.546,5	99,7	96,9	106,3
2004	11.734,3	1.173,8	1.797,8	103,6	102,3	109,1
2005	12.485,7	1.301,6	2.028,6	106,9	110,0	112,1

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 10.B

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (EUA)

Variável	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	US\$(bi) de 2000	US\$(bi) de 2000	US\$(bi) de 2000	US\$(bi) de 2000	2000=100
Período	$X^{US\$}/P_X$	$M^{US\$}/P_M$	GDP/P	GDPX	$P_M/P$
1950	63,8	72,0	1.777,4	1.713,6	97,5
1951	77,0	72,3	1.915,0	1.837,9	114,0
1952	74,4	80,0	1.988,6	1.914,2	106,2
1953	70,1	87,1	2.079,8	2.009,6	100,7
1954	73,4	82,4	2.065,1	1.991,8	101,7
1955	80,9	92,0	2.213,2	2.132,3	99,8
1956	94,2	100,2	2.256,2	2.162,0	97,4
1957	102,9	103,6	2.300,8	2.197,9	96,1
1958	88,8	109,5	2.279,0	2.190,3	89,3
1959	98,3	124,3	2.441,3	2.343,1	86,6
1960	115,9	125,1	2.501,8	2.385,9	86,8
1961	116,1	126,2	2.559,7	2.443,6	84,5
1962	123,2	142,1	2.715,0	2.591,8	81,5
1963	131,9	147,5	2.833,7	2.701,9	81,3
1964	147,1	154,7	2.998,8	2.851,7	82,1
1965	151,2	171,7	3.190,5	3.039,3	81,5
1966	161,7	196,3	3.398,6	3.237,0	81,4
1967	168,3	209,8	3.485,1	3.316,7	79,6
1968	183,0	242,1	3.653,0	3.469,9	77,2
1969	192,1	254,8	3.765,2	3.573,1	75,8
1970	209,7	263,6	3.772,3	3.562,6	76,8
1971	214,2	280,0	3.898,7	3.684,4	77,0
1972	233,2	311,1	4.104,6	3.871,4	79,1
1973	269,5	321,6	4.341,4	4.071,8	89,0
1974	280,6	303,6	4.319,0	4.038,3	120,9
1975	274,8	268,1	4.311,4	4.036,6	120,4
1976	286,7	320,2	4.540,5	4.253,8	117,4
1977	294,8	357,1	4.750,7	4.455,9	119,5
1978	323,4	385,1	5.014,6	4.691,2	120,5
1979	350,1	384,4	5.173,2	4.823,0	132,7
1980	376,2	356,4	5.162,0	4.785,8	152,6

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 10.B (continuação)

Variáveis utilizadas na equação de demanda por importações (EUA)

Variável	Exportações de bens e serviços	Importações de bens e serviços	PIB	PIB menos Exportações	Índice de preço relativo de importação
Unidade	US\$(bi) de 2000	US\$(bi) de 2000	US\$(bi) de 2000	US\$(bi) de 2000	2000=100
Período	$X^{US\$}/P_X$	$M^{US\$}/P_M$	GDP/P	GDPX	$P_M/P$
1981	374,5	365,3	5.291,7	4.917,2	147,1
1982	343,6	354,4	5.188,9	4.845,4	136,4
1983	332,6	400,6	5.423,5	5.090,9	125,8
1984	358,1	485,1	5.814,0	5.455,9	123,5
1985	360,5	512,5	6.054,0	5.693,5	116,8
1986	378,9	576,1	6.263,6	5.884,7	110,4
1987	422,9	603,4	6.474,7	6.051,8	115,3
1988	482,1	626,8	6.743,0	6.260,8	116,9
1989	532,5	648,9	6.981,1	6.448,6	116,0
1990	579,1	669,9	7.112,5	6.533,4	115,3
1991	620,1	663,4	7.100,8	6.480,7	111,4
1992	659,5	704,9	7.336,2	6.676,7	109,8
1993	677,0	761,8	7.532,7	6.855,7	107,1
1994	728,6	846,4	7.835,4	7.106,8	106,6
1995	781,5	898,5	8.031,3	7.249,8	109,2
1996	831,2	949,8	8.329,1	7.497,8	108,2
1997	926,8	1.066,7	8.703,8	7.777,0	103,8
1998	959,0	1.198,4	9.067,0	8.108,0	96,5
1999	1.007,2	1.332,9	9.470,1	8.463,0	96,0
2000	1.096,3	1.475,8	9.817,0	8.720,7	100,0
2001	1.041,6	1.451,2	9.890,5	8.848,9	94,2
2002	1.024,6	1.520,3	10.048,6	9.024,0	90,3
2003	1.048,5	1.596,8	10.321,0	9.272,5	91,1
2004	1.133,2	1.757,2	10.755,5	9.622,4	93,8
2005	1.217,8	1.844,3	11.135,0	9.917,2	98,1

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais - Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

## Apêndice de dados – apresentação das variáveis e das fontes do capítulo 2

Tabela 1 - Balanço de Pagamentos do Brasil  
 Conta de Transações Correntes - 1960-1980  
 Cálculo do Índice de Transações Correntes em Termos Reais (1992=100) - **CA**

Período	Transações Correntes US\$ milhões			IPP-EUA 2000=100 (b)	Transações Correntes US\$ milhões de 2000			<b>CA<sub>t</sub></b> 1992=100 (d)
	Receitas	Despesas	Saldo		Receitas	Despesas	Saldo	
	(a)	(a)	(a)		(c)	(c)	(c)	
1960	1.493	-2.011	-518	23,9	6.252	-8.421	-2.169	-31,4
1961	1.570	-1.833	-263	23,8	6.599	-7.704	-1.105	-16,0
1962	1.355	-1.808	-453	23,9	5.682	-7.580	-1.898	-27,4
1963	1.562	-1.733	-171	23,8	6.568	-7.285	-717	-10,4
1964	1.607	-1.526	81	23,8	6.745	-6.404	342	4,9
1965	1.842	-1.558	284	24,3	7.575	-6.408	1.168	16,9
1966	1.975	-2.006	-31	25,1	7.864	-7.987	-123	-1,8
1967	1.945	-2.222	-276	25,2	7.729	-8.826	-1.097	-15,9
1968	2.161	-2.742	-582	25,8	8.374	-10.629	-2.255	-32,6
1969	2.683	-3.048	-364	26,8	10.008	-11.367	-1.359	-19,6
1970	3.203	-4.042	-839	27,8	11.531	-14.550	-3.019	-43,6
1971	3.420	-5.049	-1.630	28,7	11.915	-17.594	-5.678	-82,1
1972	4.652	-6.340	-1.688	30,0	15.522	-21.154	-5.632	-81,4
1973	7.272	-9.357	-2.085	33,9	21.445	-27.595	-6.150	-88,9
1974	9.647	-17.151	-7.504	40,3	23.943	-42.568	-18.625	-269,2
1975	10.235	-17.235	-6.999	44,0	23.257	-39.161	-15.904	-229,9
1976	11.523	-17.949	-6.426	46,1	25.017	-38.968	-13.951	-201,7
1977	13.737	-18.563	-4.826	48,9	28.103	-37.976	-9.874	-142,7
1978	14.833	-21.816	-6.983	52,7	28.157	-41.413	-13.256	-191,6
1979	18.109	-28.817	-10.708	59,3	30.543	-48.603	-18.061	-261,1
1980	23.510	-36.249	-12.739	67,7	34.748	-53.576	-18.828	-272,2

(a) Fonte: Banco Central do Brasil

(b) Índice de Preços ao Produtor (PPI/WPI) dos Estados Unidos. Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais, Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

(c) Conta corrente deflacionada pelo PPI/WPI.

(d) Série utilizada nas regressões.

Tabela 1 (continuação) - Balanço de Pagamentos do Brasil  
 Conta de Transações Correntes - 1981-2005  
 Cálculo do Índice de Transações Correntes em Termos Reais (1992=100) - **CA**

Período	Transações Correntes US\$ milhões			IPP-EUA 2000=100 (b)	Transações Correntes US\$ milhões de 2000			<b>CA<sub>t</sub></b> 1992=100 (d)
	Receitas	Despesas	Saldo		Receitas	Despesas	Saldo	
	(a)	(a)	(a)		(c)	(c)	(c)	
1981	27.171	-38.877	-11.706	73,8	36.797	-52.651	-15.853	-229,1
1982	23.585	-39.858	-16.273	75,3	31.309	-52.912	-21.603	-312,3
1983	24.397	-31.170	-6.773	76,3	31.987	-40.867	-8.880	-128,4
1984	30.313	-30.218	95	78,1	38.819	-38.697	122	1,8
1985	29.504	-29.752	-248	77,7	37.962	-38.281	-320	-4,6
1986	25.249	-30.572	-5.323	75,5	33.455	-40.509	-7.053	-102,0
1987	28.892	-30.330	-1.438	77,5	37.300	-39.156	-1.856	-26,8
1988	36.943	-32.764	4.180	80,6	45.852	-40.665	5.188	75,0
1989	39.081	-38.049	1.032	84,6	46.211	-44.991	1.220	17,6
1990	37.199	-40.982	-3.784	87,6	42.474	-46.794	-4.320	-62,4
1991	37.420	-38.828	-1.407	87,8	42.630	-44.233	-1.603	-23,2
1992	43.266	-37.157	6.109	88,3	48.999	-42.081	6.918	100,0
1993	45.524	-46.200	-676	89,6	50.814	-51.568	-754	-10,9
1994	52.774	-54.585	-1.811	90,8	58.153	-60.149	-1.996	-28,8
1995	58.666	-77.049	-18.384	94,0	62.410	-81.968	-19.557	-282,7
1996	60.722	-84.224	-23.502	96,2	63.120	-87.551	-24.430	-353,1
1997	67.165	-97.617	-30.452	96,1	69.861	-101.536	-31.675	-457,8
1998	65.451	-98.867	-33.416	93,8	69.814	-105.458	-35.644	-515,2
1999	61.110	-86.444	-25.335	94,5	64.639	-91.437	-26.798	-387,4
2000	70.032	-94.257	-24.225	100,0	70.032	-94.257	-24.225	-350,2
2001	72.758	-95.972	-23.215	101,1	71.959	-94.919	-22.960	-331,9
2002	75.835	-83.472	-7.637	98,8	76.764	-84.494	-7.730	-111,7
2003	90.002	-85.825	4.177	104,1	86.482	-82.468	4.014	58,0
2004	115.800	-104.120	11.679	110,5	104.796	-94.227	10.569	152,8
2005	141.601	-127.616	13.985	118,6	119.424	-107.630	11.794	170,5

(a) Fonte: Banco Central do Brasil

(b) Índice de Preços ao Produtor (PPI/WPI) dos Estados Unidos. Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais, Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

(c) Conta corrente deflacionada pelo PPI/WPI.

(d) Série utilizada nas regressões.

Tabela 2 - Contas Nacionais do Brasil  
Investimentos - Formação Bruta de Capital Fixo (1960-2005)  
Cálculo do Índice de Investimentos em Termos Reais (1992=100) - I

Período	Capital fixo - formação bruta - IBGE/SCN 2000 Anual - SCN_FBKFN	PIB - deflator implícito - índice encadeado - IBGE/SCN 2000 Anual - SCN_DIPIB	PIB - deflator implícito - índice encadeado - IBGE/SCN 2000 Anual - SCN_DIPIB	FBKF em termos reais, deflacionado pelo deflator implícito do PIB	I <sub>t</sub>
	R\$ milhões	1980=100	1992=100	R\$ bi de 1992	
1960	1,81927E-10	0,105911541	8,83548E-10	20,59	17,4
1961	2,21745E-10	0,142590648	1,18954E-09	18,64	15,8
1962	4,20436E-10	0,21424628	1,78731E-09	23,52	19,9
1963	8,28764E-10	0,38225271	3,18887E-09	25,99	22,0
1964	1,42869E-09	0,724497575	6,04399E-09	23,64	20,0
1965	2,28247E-09	1,151467071	9,60591E-09	23,76	20,1
1966	3,63429E-09	1,588288745	1,325E-08	27,43	23,2
1967	4,87578E-09	2,00964494	1,67651E-08	29,08	24,6
1968	7,82516E-09	2,546355117	2,12425E-08	36,84	31,2
1969	1,05183E-08	3,056944745	2,5502E-08	41,24	34,9
1970	1,33084E-08	3,553854525	2,96474E-08	44,89	38,0
1971	1,86982E-08	4,242754479	3,53944E-08	52,83	44,7
1972	2,56244E-08	5,085666404	4,24263E-08	60,40	51,1
1973	3,79105E-08	6,590024666	5,49761E-08	68,96	58,4
1974	5,9192E-08	8,870559047	7,4001E-08	79,99	67,7
1975	8,90327E-08	11,88028977	9,91092E-08	89,83	76,1
1976	1,33201E-07	16,77539969	1,39946E-07	95,18	80,6
1977	1,93505E-07	24,39110508	2,03478E-07	95,10	80,5
1978	2,92867E-07	33,7152419	2,81263E-07	104,13	88,2
1979	5,06396E-07	52,04485684	4,34175E-07	116,63	98,8
1980	1,07153E-06	100	8,34232E-07	128,45	108,8
1981	2,12291E-06	200,5288771	1,67288E-06	126,90	107,5
1982	4,06909E-06	403,1320144	3,36306E-06	120,99	102,5
1983	7,92945E-06	933,1862939	7,78494E-06	101,86	86,3
1984	2,39138E-05	2815,798956	2,34903E-05	101,80	86,2
1985	8,56502E-05	9814,288715	8,18739E-05	104,61	88,6
1986	0,000254909	24455,17771	0,000204013	124,95	105,8
1987	0,000935626	74883,88388	0,000624705	149,77	126,8
1988	0,007145575	545118,3336	0,004547551	157,13	133,1
1989	0,114326463	7655773,848	0,063866911	179,01	151,6
1990	2,386394909	217192059,2	1,81188555	131,71	111,5
1991	10,91723927	1122191612	9,361680965	116,62	98,8
1992	118,0855047	11987073864	100	118,09	100,0
1993	2718,362909	2,5189E+11	2101,348192	129,36	109,6
1994	72453,282	5,92367E+12	49417,16161	146,62	124,2
1995	129296,705	1,14637E+13	95633,70265	135,20	114,5
1996	142381,826	1,34222E+13	111972,5322	127,16	107,7
1997	163133,8518	1,44483E+13	120532,2773	135,34	114,6
1998	166174,056	1,50603E+13	125638,1365	132,26	112,0
1999	166746,3619	1,63372E+13	136289,9801	122,35	103,6
2000	198151	1,73464E+13	144709,048	136,93	116,0
2001	221772	1,8902E+13	157686,6875	140,64	119,1
2002	242162	2,08968E+13	174328,1874	138,91	117,6
2003	259714	2,37653E+13	198257,5569	131,00	110,9
2004	312516	2,56755E+13	214193,1462	145,90	123,6
2005	349462,923	2,75934E+13	230193,2075	151,81	128,6

Fonte: IBGE - Sistema de Contas Nacionais (SCN).

Tabela 3 - Preços Relativos  
Taxa de Câmbio (1947-1980)

Cálculo do Índice de Taxa Real de Câmbio (1992=100) -  $P_t$

Período	Taxa de câmbio (venda)	Índice de Preços de Importações - Funcex	Deflator Implícito do PIB - IBGE/SCN	Taxa real de câmbio	$P_t$ 1992=100
	R\$/US\$	1980=100	1980=100	R\$/US\$ de 2000	
	Ev	Pm	Pd	$P=Ev*Pm/PDd$	
1947	6,80727E-15	20,34	9,58895E-14	1,44	54,6
1948	6,80727E-15	21,81	1,01457E-13	1,46	55,3
1949	6,80727E-15	22,72	1,09881E-13	1,41	53,2
1950	6,80727E-15	20,47	1,1982E-13	1,16	44,0
1951	6,80727E-15	26,84	1,41521E-13	1,29	48,8
1952	6,80727E-15	29,01	1,55104E-13	1,27	48,1
1953	1,43808E-14	27,56	1,76737E-13	2,24	84,8
1954	2,17395E-14	25,88	2,24873E-13	2,50	94,6
1955	2,59736E-14	25,42	2,50798E-13	2,63	99,5
1956	2,56006E-14	24,60	3,07841E-13	2,05	77,3
1957	2,69922E-14	24,80	3,47082E-13	1,93	72,9
1958	4,63129E-14	24,20	3,8984E-13	2,88	108,7
1959	5,50362E-14	22,07	5,29622E-13	2,29	86,7
1960	6,78067E-14	23,88	6,64146E-13	2,44	92,2
1961	9,81088E-14	25,03	8,94152E-13	2,75	103,8
1962	1,39758E-13	24,98	1,34349E-12	2,60	98,2
1963	2,09121E-13	25,56	2,39701E-12	2,23	84,3
1964	4,55455E-13	24,74	4,54315E-12	2,48	93,7
1965	6,90424E-13	24,84	7,22057E-12	2,37	89,8
1966	8,07273E-13	25,86	9,95978E-12	2,10	79,2
1967	9,68515E-13	26,37	1,2602E-11	2,03	76,6
1968	1,23488E-12	27,45	1,59676E-11	2,12	80,2
1969	1,48173E-12	28,30	1,91694E-11	2,19	82,7
1970	1,67036E-12	29,61	2,22854E-11	2,22	83,9
1971	1,92276E-12	31,44	2,66053E-11	2,27	85,9
1972	2,15782E-12	33,77	3,1891E-11	2,28	86,4
1973	2,22755E-12	40,86	4,13245E-11	2,20	83,2
1974	2,46239E-12	61,70	5,56251E-11	2,73	103,2
1975	2,95515E-12	66,23	7,44984E-11	2,63	99,3
1976	3,88109E-12	69,32	1,05194E-10	2,56	96,6
1977	5,14327E-12	74,06	1,52951E-10	2,49	94,1
1978	6,57082E-12	80,24	2,1142E-10	2,49	94,3
1979	9,7983E-12	96,25	3,26361E-10	2,89	109,2
1980	1,91688E-11	129,36	6,27076E-10	3,95	149,4

Fontes: Banco Central do Brasil para Ev; Funcex para Pm; e IBGE para Pd.

Tabela 3 - Preços Relativos (continuação)

Taxa de Câmbio (1981-2005)

Cálculo do Índice de Taxa Real de Câmbio (1992=100) -  $P$ 

Período	Taxa de câmbio (venda)	Índice de Preços de Importações - Funcex	Deflator Implícito do PIB - IBGE/SCN	Taxa real de câmbio	$P_t$ 1992=100
	R\$/US\$	1980=100	1980=100	R\$/US\$ de 2000	
	Ev	Pm	Pd	$P=Ev \cdot Pm / P_{Dd}$	
1981	3,38636E-11	141,50	1,25747E-09	3,81	144,0
1982	6,52779E-11	138,30	2,52794E-09	3,57	135,0
1983	2,09834E-10	132,78	5,85179E-09	4,76	179,9
1984	6,72011E-10	129,58	1,76572E-08	4,93	186,4
1985	2,25469E-09	125,72	6,1543E-08	4,61	174,1
1986	4,96491E-09	102,43	1,53353E-07	3,32	125,3
1987	1,4269E-08	115,12	4,69579E-07	3,50	132,2
1988	9,54124E-08	118,76	3,41831E-06	3,31	125,3
1989	1,03052E-06	127,37	4,80075E-05	2,73	103,3
1990	2,48367E-05	137,86	0,001361959	2,51	95,0
1991	0,000147858	127,81	0,007036993	2,69	101,5
1992	0,001640945	121,30	0,075225995	2,65	100,0
1993	0,03216321	110,82	1,576848809	2,26	85,4
1994	0,639312639	107,40	36,90092215	1,86	70,3
1995	0,9176	109,82	65,51662908	1,54	58,1
1996	1,005075	110,38	76,92531818	1,44	54,5
1997	1,077991667	104,75	83,2734628	1,36	51,2
1998	1,160516667	99,23	87,31312785	1,32	49,8
1999	1,814725	99,78	92,28612611	1,96	74,2
2000	1,830208333	100,00	100	1,83	69,2
2001	2,350433333	96,80	107,444299	2,12	80,0
2002	2,92115	93,60	118,3618341	2,31	87,3
2003	3,078283333	99,34	136,0999208	2,25	84,9
2004	2,925916667	109,38	147,2364225	2,17	82,1
2005	2,435191667	121,63	157,891443	1,88	70,9

Fontes: Banco Central do Brasil para Ev; Funcex para Pm; e IBGE para Pd.



Tabela 4 - Produção de Manufaturados, 7 Países (1960-2005) - *Y\_IND*  
 Índice: 1992=100

Período	Estados Unidos	Canadá	Japão	França	Alemanha	Itália	Reino Unido
1960	35,5	33,9	10,8	27,5	41,5	19,9	67,4
1961	35,5	35,3	13,0	29,5	44,0	22,0	67,6
1962	38,8	39,2	14,1	31,7	46,2	24,4	67,8
1963	42,0	41,9	15,7	34,1	47,1	25,9	70,1
1964	45,0	45,8	18,2	37,3	51,2	26,3	76,5
1965	49,5	50,3	18,9	39,1	55,0	27,6	78,6
1966	53,8	53,7	21,5	42,7	55,9	30,2	80,1
1967	53,4	54,8	25,7	44,8	54,7	33,2	80,6
1968	56,4	58,0	29,7	47,2	60,3	36,2	86,7
1969	57,8	61,8	34,6	52,9	67,4	38,6	89,9
1970	54,5	59,9	39,4	56,9	70,9	41,7	90,3
1971	56,0	63,6	41,2	60,4	71,6	42,0	89,3
1972	61,0	69,1	45,0	63,3	73,8	44,8	91,3
1973	67,3	76,2	50,7	68,1	78,5	50,9	99,7
1974	64,3	77,7	49,4	69,4	77,7	55,5	98,4
1975	59,8	71,6	46,8	68,0	74,1	54,3	91,6
1976	66,2	77,6	50,9	72,0	79,8	62,8	93,4
1977	71,4	80,1	52,5	75,3	81,3	66,0	95,1
1978	75,0	84,6	54,0	77,0	82,8	68,7	95,7
1979	77,6	87,3	58,7	78,8	87,1	75,6	95,5
1980	73,6	85,0	60,8	80,0	85,3	81,0	87,3
1981	77,1	86,6	62,9	80,7	84,4	79,6	81,8
1982	71,4	78,7	64,6	81,7	81,5	78,5	81,7
1983	77,0	82,5	65,8	84,4	82,7	78,4	83,5
1984	84,1	91,8	69,3	84,9	85,2	81,1	86,6
1985	86,4	96,9	76,2	87,0	88,3	83,9	89,0
1986	86,3	96,8	75,9	88,3	89,7	85,9	90,3
1987	92,7	100,7	78,6	87,5	88,0	88,9	94,6
1988	98,0	108,5	84,9	91,2	90,9	95,1	101,4
1989	99,3	111,3	90,4	95,2	94,0	99,3	105,4
1990	98,2	106,0	97,1	97,7	99,1	100,5	105,3
1991	96,8	99,0	102,0	99,2	102,8	100,2	100,1
1992	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1993	104,2	105,9	96,3	95,9	91,8	97,6	101,4
1994	112,2	114,1	94,9	100,6	93,5	104,1	106,2
1995	117,3	119,6	98,9	106,2	93,7	109,1	107,9
1996	121,6	119,6	103,0	106,3	92,5	107,8	108,6
1997	129,0	127,7	106,1	113,3	95,8	109,6	110,6
1998	137,7	134,0	99,2	119,0	100,7	109,9	111,3
1999	143,7	145,0	99,9	123,1	101,7	109,6	112,3
2000	152,7	159,4	105,1	128,7	108,6	112,9	115,0
2001	144,2	152,7	99,3	130,0	110,4	111,8	113,5
2002	148,2	154,2	97,5	129,9	108,2	110,4	110,5
2003	149,9	152,9	102,7	132,3	109,0	107,8	110,7
2004	159,6	155,9	107,5	134,5	112,7	108,6	113,0
2005	163,0	157,0	108,7	136,5	116,3	106,4	111,7

Fonte: *USDL/BLS* (Ministério do Trabalho dos Estados Unidos, Divisão de Estatísticas do Trabalho)

U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, *International Comparisons of Manufacturing Productivity and ULC Trends*, Tabelas Suplementares (item 44), Tabela 3.1 – Produção de Manufaturados; Tabela 4.1 – Horas Trabalhadas em Manufaturados, February 2007.

Tabela 5 - Horas Trabalhadas no Setor de Manufaturados, 7 Países (1960-2005) - **H\_IND**  
Índice: 1992=100

Período	Estados Unidos	Canadá	Japão	França	Alemanha	Itália	Reino Unido
1960	91,1	88,3	77,7	140,3	142,3	93,6	213,7
1961	88,7	87,2	82,4	142,0	143,9	95,5	213,8
1962	92,6	90,3	84,9	143,0	140,8	95,4	209,7
1963	93,8	92,6	87,6	146,3	138,1	98,9	206,1
1964	95,9	97,2	89,7	148,1	138,0	99,2	211,0
1965	101,4	101,9	89,4	145,2	140,0	93,6	210,7
1966	108,3	106,8	92,4	146,7	136,7	94,2	207,6
1967	107,5	107,9	98,2	144,6	125,9	98,6	199,7
1968	109,2	108,2	101,3	137,8	128,3	99,9	199,4
1969	110,5	109,7	102,9	145,6	133,8	102,6	202,1
1970	104,0	107,1	104,3	147,5	136,3	104,0	198,7
1971	100,3	107,4	103,1	148,2	132,5	102,9	187,4
1972	104,9	110,8	102,5	148,4	128,7	101,6	181,2
1973	110,2	114,9	105,9	149,2	128,4	104,7	184,7
1974	107,8	115,5	100,6	148,8	122,9	104,5	179,4
1975	96,9	111,1	92,8	140,8	112,5	104,0	170,7
1976	101,8	111,1	95,0	140,5	113,1	104,4	166,6
1977	105,8	108,8	94,3	138,7	111,8	105,0	168,3
1978	110,3	112,8	93,3	135,9	110,1	105,1	166,9
1979	112,6	116,2	93,8	133,7	111,0	105,9	165,5
1980	107,5	114,6	95,5	132,3	110,5	107,6	152,3
1981	106,8	113,2	95,9	126,1	107,1	105,3	136,7
1982	98,2	102,0	95,0	119,4	103,4	103,1	129,9
1983	99,0	100,7	96,7	116,2	100,1	100,6	123,6
1984	105,5	103,4	99,8	112,8	99,7	96,5	122,6
1985	105,1	106,4	100,3	109,3	99,1	94,0	121,8
1986	103,3	110,5	99,4	107,6	100,1	96,2	119,0
1987	103,8	114,7	98,5	105,8	99,9	97,7	118,7
1988	107,0	121,2	101,5	105,1	99,3	99,8	120,6
1989	107,6	120,2	102,4	105,7	99,3	102,3	120,8
1990	105,0	113,5	102,9	105,5	100,1	103,3	116,9
1991	100,5	103,9	103,1	102,9	100,9	103,8	106,2
1992	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1993	101,4	100,1	94,7	94,8	91,3	95,0	97,5
1994	103,8	103,0	91,9	91,9	86,7	96,8	99,6
1995	104,6	106,4	89,1	91,6	84,3	98,2	102,7
1996	104,2	109,0	88,8	91,0	80,4	95,8	104,4
1997	106,0	111,8	87,9	90,1	78,6	96,7	105,0
1998	105,7	112,1	82,4	89,7	79,3	97,7	104,1
1999	105,1	116,5	79,9	88,7	78,1	97,4	99,9
2000	103,4	120,9	79,8	86,8	77,9	97,3	96,3
2001	96,6	118,4	77,1	86,3	77,2	96,2	92,0
2002	89,8	117,1	73,3	82,5	75,0	96,7	87,2
2003	85,4	117,0	72,2	80,6	72,9	96,8	83,7
2004	84,9	119,2	71,5	79,1	72,8	96,6	80,9
2005	84,0	115,8	70,5	77,2	71,3	94,5	78,0

Fonte: *USDL/BLS* (Ministério do Trabalho dos Estados Unidos, Divisão de Estatísticas do Trabalho)

U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, *International Comparisons of Manufacturing Productivity and ULC Trends*, Tabelas Suplementares (item 44), Tabela 3.1 – Produção de Manufaturados; Tabela 4.1 – Horas Trabalhadas em Manufaturados, February 2007.

Tabela 6 - Produtividade Total dos Fatores, 8 Países (1960-2005)

Cálculo do resíduo de Solow -  $a$  $y\_ind = \ln(Y\_IND)$  e  $h\_ind = \ln(H\_IND)$  $a = y\_ind - \pi * h\_ind$ 

Período	EUA ( $\pi=0,66$ )			Japão ( $\pi=0,54$ )			ALE ( $\pi=0,64$ )			França ( $\pi=0,65$ )		
	y_ind	h_ind	a	y_ind	h_ind	a	y_ind	h_ind	a	y_ind	h_ind	a
1960	3,57	4,51	0,59	2,38	4,35	0,03	3,73	4,96	0,55	3,31	4,94	0,15
1961	3,57	4,49	0,61	2,56	4,41	0,18	3,78	4,97	0,60	3,38	4,96	0,21
1962	3,66	4,53	0,67	2,65	4,44	0,25	3,83	4,95	0,67	3,46	4,96	0,28
1963	3,74	4,54	0,74	2,75	4,47	0,34	3,85	4,93	0,70	3,53	4,99	0,34
1964	3,81	4,56	0,79	2,90	4,50	0,47	3,94	4,93	0,78	3,62	5,00	0,42
1965	3,90	4,62	0,85	2,94	4,49	0,51	4,01	4,94	0,84	3,67	4,98	0,48
1966	3,99	4,68	0,89	3,07	4,53	0,62	4,02	4,92	0,88	3,75	4,99	0,56
1967	3,98	4,68	0,89	3,25	4,59	0,77	4,00	4,84	0,91	3,80	4,97	0,62
1968	4,03	4,69	0,93	3,39	4,62	0,90	4,10	4,85	0,99	3,85	4,93	0,70
1969	4,06	4,71	0,95	3,54	4,63	1,04	4,21	4,90	1,08	3,97	4,98	0,78
1970	4,00	4,64	0,93	3,67	4,65	1,16	4,26	4,91	1,12	4,04	4,99	0,85
1971	4,03	4,61	0,98	3,72	4,64	1,22	4,27	4,89	1,14	4,10	5,00	0,90
1972	4,11	4,65	1,04	3,81	4,63	1,31	4,30	4,86	1,19	4,15	5,00	0,95
1973	4,21	4,70	1,11	3,93	4,66	1,41	4,36	4,86	1,26	4,22	5,01	1,02
1974	4,16	4,68	1,07	3,90	4,61	1,41	4,35	4,81	1,27	4,24	5,00	1,04
1975	4,09	4,57	1,07	3,85	4,53	1,40	4,31	4,72	1,28	4,22	4,95	1,05
1976	4,19	4,62	1,14	3,93	4,55	1,47	4,38	4,73	1,35	4,28	4,95	1,11
1977	4,27	4,66	1,19	3,96	4,55	1,51	4,40	4,72	1,38	4,32	4,93	1,16
1978	4,32	4,70	1,21	3,99	4,54	1,54	4,42	4,70	1,41	4,34	4,91	1,20
1979	4,35	4,72	1,23	4,07	4,54	1,62	4,47	4,71	1,45	4,37	4,90	1,23
1980	4,30	4,68	1,21	4,11	4,56	1,65	4,45	4,71	1,43	4,38	4,89	1,26
1981	4,35	4,67	1,26	4,14	4,56	1,68	4,44	4,67	1,44	4,39	4,84	1,30
1982	4,27	4,59	1,24	4,17	4,55	1,71	4,40	4,64	1,43	4,40	4,78	1,34
1983	4,34	4,60	1,31	4,19	4,57	1,72	4,42	4,61	1,47	4,44	4,76	1,39
1984	4,43	4,66	1,36	4,24	4,60	1,75	4,45	4,60	1,50	4,44	4,73	1,42
1985	4,46	4,65	1,39	4,33	4,61	1,84	4,48	4,60	1,54	4,47	4,69	1,46
1986	4,46	4,64	1,40	4,33	4,60	1,85	4,50	4,61	1,55	4,48	4,68	1,49
1987	4,53	4,64	1,47	4,36	4,59	1,89	4,48	4,60	1,53	4,47	4,66	1,49
1988	4,58	4,67	1,50	4,44	4,62	1,95	4,51	4,60	1,57	4,51	4,65	1,53
1989	4,60	4,68	1,51	4,50	4,63	2,00	4,54	4,60	1,60	4,56	4,66	1,57
1990	4,59	4,65	1,52	4,58	4,63	2,07	4,60	4,61	1,65	4,58	4,66	1,60
1991	4,57	4,61	1,53	4,62	4,64	2,12	4,63	4,61	1,68	4,60	4,63	1,63
1992	4,61	4,61	1,57	4,61	4,61	2,12	4,61	4,61	1,66	4,61	4,61	1,66
1993	4,65	4,62	1,60	4,57	4,55	2,11	4,52	4,51	1,63	4,56	4,55	1,65
1994	4,72	4,64	1,66	4,55	4,52	2,11	4,54	4,46	1,68	4,61	4,52	1,72
1995	4,76	4,65	1,70	4,59	4,49	2,17	4,54	4,43	1,70	4,67	4,52	1,77
1996	4,80	4,65	1,73	4,63	4,49	2,21	4,53	4,39	1,72	4,67	4,51	1,78
1997	4,86	4,66	1,78	4,66	4,48	2,25	4,56	4,36	1,77	4,73	4,50	1,85
1998	4,93	4,66	1,85	4,60	4,41	2,21	4,61	4,37	1,81	4,78	4,50	1,90
1999	4,97	4,65	1,90	4,60	4,38	2,24	4,62	4,36	1,83	4,81	4,49	1,94
2000	5,03	4,64	1,97	4,65	4,38	2,29	4,69	4,36	1,90	4,86	4,46	2,00
2001	4,97	4,57	1,95	4,60	4,35	2,25	4,70	4,35	1,92	4,87	4,46	2,01
2002	5,00	4,50	2,03	4,58	4,29	2,26	4,68	4,32	1,92	4,87	4,41	2,04
2003	5,01	4,45	2,07	4,63	4,28	2,32	4,69	4,29	1,95	4,89	4,39	2,08
2004	5,07	4,44	2,14	4,68	4,27	2,37	4,72	4,29	1,98	4,90	4,37	2,10
2005	5,09	4,43	2,17	4,69	4,26	2,39	4,76	4,27	2,03	4,92	4,35	2,13

A participação do trabalho na produção de manufaturados ( $\pi$ ) foi extraída de Stockman and Tesar (1994)

Tabela 6 (cont.) - Produtividade Total dos Fatores, 8 Países (1960-2005)

Cálculo do resíduo de Solow -  $a$  $y\_ind = \ln(Y\_IND)$  e  $h\_ind = \ln(H\_IND)$  $a = y\_ind - \pi * h\_ind$ 

Período	Itália ( $\pi=0,48$ )			UK ( $\pi=0,68$ )			Canadá ( $\alpha=0,63$ )			Brasil ( $\alpha=0,4$ )†		
	y_ind	h_ind	a	y_ind	h_ind	a	y_ind	h_ind	a	y	h	a
1960	2,99	4,54	0,81	4,21	5,36	0,56	3,52	4,48	0,70	3,02	3,00	1,82
1961	3,09	4,56	0,90	4,21	5,37	0,57	3,56	4,47	0,75	3,10	3,05	1,88
1962	3,19	4,56	1,01	4,22	5,35	0,58	3,67	4,50	0,83	3,16	3,10	1,93
1963	3,25	4,59	1,05	4,25	5,33	0,63	3,74	4,53	0,88	3,17	3,14	1,91
1964	3,27	4,60	1,06	4,34	5,35	0,70	3,82	4,58	0,94	3,20	3,18	1,93
1965	3,32	4,54	1,14	4,36	5,35	0,73	3,92	4,62	1,00	3,23	3,23	1,94
1966	3,41	4,55	1,23	4,38	5,34	0,76	3,98	4,67	1,04	3,29	3,27	1,98
1967	3,50	4,59	1,30	4,39	5,30	0,79	4,00	4,68	1,05	3,33	3,32	2,00
1968	3,59	4,60	1,38	4,46	5,30	0,86	4,06	4,68	1,11	3,43	3,36	2,08
1969	3,65	4,63	1,43	4,50	5,31	0,89	4,12	4,70	1,16	3,52	3,41	2,15
1970	3,73	4,64	1,50	4,50	5,29	0,90	4,09	4,67	1,15	3,62	3,46	2,23
1971	3,74	4,63	1,51	4,49	5,23	0,93	4,15	4,68	1,21	3,72	3,52	2,32
1972	3,80	4,62	1,58	4,51	5,20	0,98	4,24	4,71	1,27	3,84	3,58	2,41
1973	3,93	4,65	1,70	4,60	5,22	1,05	4,33	4,74	1,34	3,97	3,64	2,51
1974	4,02	4,65	1,78	4,59	5,19	1,06	4,35	4,75	1,36	4,05	3,70	2,56
1975	3,99	4,64	1,77	4,52	5,14	1,02	4,27	4,71	1,30	4,10	3,77	2,59
1976	4,14	4,65	1,91	4,54	5,12	1,06	4,35	4,71	1,38	4,19	3,83	2,66
1977	4,19	4,65	1,96	4,55	5,13	1,07	4,38	4,69	1,43	4,24	3,89	2,69
1978	4,23	4,65	2,00	4,56	5,12	1,08	4,44	4,73	1,46	4,29	3,95	2,71
1979	4,33	4,66	2,09	4,56	5,11	1,09	4,47	4,76	1,47	4,36	4,01	2,75
1980	4,39	4,68	2,15	4,47	5,03	1,05	4,44	4,74	1,46	4,44	4,07	2,81
1981	4,38	4,66	2,14	4,40	4,92	1,06	4,46	4,73	1,48	4,40	4,11	2,76
1982	4,36	4,64	2,14	4,40	4,87	1,09	4,37	4,62	1,45	4,41	4,15	2,75
1983	4,36	4,61	2,15	4,42	4,82	1,15	4,41	4,61	1,51	4,38	4,19	2,70
1984	4,40	4,57	2,20	4,46	4,81	1,19	4,52	4,64	1,60	4,43	4,23	2,74
1985	4,43	4,54	2,25	4,49	4,80	1,22	4,57	4,67	1,63	4,51	4,27	2,80
1986	4,45	4,57	2,26	4,50	4,78	1,25	4,57	4,71	1,61	4,58	4,31	2,85
1987	4,49	4,58	2,29	4,55	4,78	1,30	4,61	4,74	1,62	4,61	4,35	2,87
1988	4,55	4,60	2,35	4,62	4,79	1,36	4,69	4,80	1,66	4,61	4,39	2,86
1989	4,60	4,63	2,38	4,66	4,79	1,40	4,71	4,79	1,70	4,64	4,46	2,86
1990	4,61	4,64	2,38	4,66	4,76	1,42	4,66	4,73	1,68	4,60	4,55	2,78
1991	4,61	4,64	2,38	4,61	4,67	1,43	4,60	4,64	1,67	4,61	4,58	2,78
1992	4,61	4,61	2,39	4,61	4,61	1,47	4,61	4,61	1,70	4,61	4,61	2,76
1993	4,58	4,55	2,40	4,62	4,58	1,50	4,66	4,61	1,76	4,65	4,63	2,80
1994	4,65	4,57	2,45	4,67	4,60	1,54	4,74	4,63	1,82	4,71	4,66	2,85
1995	4,69	4,59	2,49	4,68	4,63	1,53	4,78	4,67	1,84	4,75	4,68	2,88
1996	4,68	4,56	2,49	4,69	4,65	1,53	4,78	4,69	1,83	4,78	4,71	2,89
1997	4,70	4,57	2,50	4,71	4,65	1,54	4,85	4,72	1,88	4,81	4,73	2,92
1998	4,70	4,58	2,50	4,71	4,65	1,55	4,90	4,72	1,92	4,81	4,76	2,91
1999	4,70	4,58	2,50	4,72	4,60	1,59	4,98	4,76	1,98	4,82	4,78	2,91
2000	4,73	4,58	2,53	4,74	4,57	1,64	5,07	4,79	2,05	4,86	4,80	2,94
2001	4,72	4,57	2,52	4,73	4,52	1,66	5,03	4,77	2,02	4,87	4,83	2,94
2002	4,70	4,57	2,51	4,71	4,47	1,67	5,04	4,76	2,04	4,89	4,84	2,96
2003	4,68	4,57	2,49	4,71	4,43	1,70	5,03	4,76	2,03	4,90	4,88	2,95
2004	4,69	4,57	2,49	4,73	4,39	1,74	5,05	4,78	2,04	4,95	4,90	2,99
2005	4,67	4,55	2,48	4,72	4,36	1,75	5,06	4,75	2,06	4,97	4,90	3,01

A participação do trabalho na produção de manufaturados ( $\pi$ ) foi extraída de Stockman and Tesar (1994)

† Y corresponde ao PIB em termos reais e H corresponde à PEA.

Tabela 7 - Produtividade Total dos Fatores Global (1960-2005) - *a\_g*Cálculo da *ptf\_global*Média ponderada pelo PIB das *ptf* de cada país

Período	Participação % na soma dos PIB (US\$) dos 8 países†								<i>a_g</i>
	EUA	Japão	Alemanha	França	Itália	UK	Canadá	Brasil	
1960	61%	5%	8%	7%	4%	8%	5%	2%	0,57
1961	59%	6%	9%	7%	4%	8%	4%	2%	0,60
1962	59%	6%	9%	7%	5%	8%	4%	2%	0,65
1963	58%	7%	9%	8%	5%	8%	4%	2%	0,72
1964	57%	7%	9%	8%	5%	8%	4%	2%	0,77
1965	57%	7%	9%	8%	5%	8%	4%	2%	0,83
1966	57%	8%	9%	8%	5%	8%	4%	2%	0,88
1967	57%	8%	8%	8%	5%	8%	4%	2%	0,90
1968	57%	9%	8%	8%	5%	7%	4%	2%	0,97
1969	56%	10%	9%	8%	5%	6%	4%	2%	1,01
1970	54%	11%	10%	7%	6%	6%	4%	2%	1,04
1971	53%	11%	10%	7%	6%	7%	5%	2%	1,09
1972	50%	12%	10%	8%	6%	7%	5%	2%	1,15
1973	47%	14%	12%	9%	6%	6%	4%	3%	1,24
1974	46%	14%	12%	8%	6%	6%	5%	3%	1,25
1975	45%	14%	11%	9%	6%	6%	5%	4%	1,24
1976	46%	14%	11%	9%	5%	6%	5%	4%	1,32
1977	45%	15%	11%	9%	5%	6%	5%	4%	1,36
1978	42%	18%	12%	9%	5%	6%	4%	4%	1,39
1979	41%	16%	12%	10%	6%	7%	4%	4%	1,43
1980	41%	16%	12%	10%	7%	8%	4%	3%	1,42
1981	44%	17%	10%	9%	6%	7%	4%	4%	1,45
1982	46%	16%	9%	8%	6%	7%	4%	4%	1,45
1983	48%	16%	9%	8%	6%	6%	5%	3%	1,48
1984	51%	17%	8%	7%	5%	6%	4%	2%	1,52
1985	51%	17%	8%	7%	5%	6%	4%	3%	1,56
1986	45%	20%	9%	8%	6%	6%	4%	3%	1,60
1987	42%	22%	10%	8%	7%	6%	4%	2%	1,65
1988	40%	23%	9%	8%	7%	7%	4%	2%	1,70
1989	41%	22%	9%	8%	7%	6%	4%	3%	1,73
1990	39%	21%	10%	8%	7%	7%	4%	3%	1,76
1991	38%	22%	12%	8%	7%	7%	4%	3%	1,78
1992	38%	22%	12%	8%	7%	6%	3%	2%	1,80
1993	38%	25%	12%	7%	6%	6%	3%	3%	1,81
1994	38%	26%	12%	7%	6%	6%	3%	3%	1,86
1995	36%	26%	12%	8%	6%	6%	3%	3%	1,91
1996	38%	23%	12%	8%	6%	6%	3%	4%	1,93
1997	41%	21%	11%	7%	6%	7%	3%	4%	1,96
1998	43%	19%	11%	7%	6%	7%	3%	4%	1,98
1999	44%	21%	10%	7%	6%	7%	3%	3%	2,01
2000	45%	22%	9%	6%	5%	7%	3%	3%	2,07
2001	48%	20%	9%	6%	5%	7%	3%	2%	2,05
2002	48%	18%	9%	7%	5%	7%	3%	2%	2,08
2003	45%	18%	10%	7%	6%	7%	4%	2%	2,12
2004	44%	18%	10%	8%	6%	8%	4%	2%	2,17
2005	44%	18%	10%	8%	6%	8%	4%	3%	2,20

† A conversão para o US\$ foi feita com o uso da taxa de câmbio de cada país.

Tabela 8 - Produtividade Total dos Fatores Descontada do Brasil (1960-2000) - *ptfd*  
 Índice: 1992=100

Período	Brasil <i>ptfd</i>
1960	124,7
1961	132,7
1962	130,8
1963	129,6
1964	127,5
1965	128,3
1966	125,6
1967	124,3
1968	130,5
1969	132,9
1970	135,7
1971	144,7
1972	153,2
1973	154,8
1974	157,8
1975	154,4
1976	157,7
1977	150,5
1978	144,0
1979	143,7
1980	148,5
1981	134,8
1982	127,4
1983	119,3
1984	119,9
1985	121,0
1986	123,9
1987	121,7
1988	116,1
1989	114,3
1990	105,0
1991	103,6
1992	100,0
1993	102,4
1994	105,2
1995	106,1
1996	108,0
1997	108,3
1998	101,8
1999	101,3
2000	100,7

Fonte: Gomes, Pessoa e Veloso (2003)

Tabela 9 - Balanço de Pagamentos do Brasil

Conta Financeira - 1947-2005

Cálculo do Passivo Externo Líquido em Termos Reais (1992=100) - **FA**

Período	Conta financeira US\$ bilhões - (a)		PPI/WPI índice - (b) 2000=100	Conta financeira US\$ bilhões de 2000			Passivo externo líquido em termos reais - <b>FA</b> - (c)	
	ativos	passivos		ativos	passivos	líquido	US\$ bilhões	1992=100
1947	0	349		0	349	349	349	0,1
1948	-37	-15	20,9	-177	-72	-249	100	0,0
1949	0	72	19,8	0	363	363	463	0,2
1950	0	-111	20,6	0	-539	-539	-76	0,0
1951	0	266	22,9	0	1.160	1.160	1.084	0,4
1952	0	708	22,3	0	3.175	3.175	4.258	1,7
1953	0	41	22,0	0	186	186	4.445	1,8
1954	0	236	22,0	0	1.071	1.071	5.516	2,2
1955	0	34	22,1	0	154	154	5.669	2,3
1956	0	190	22,8	0	833	833	6.502	2,7
1957	0	309	23,5	0	1.315	1.315	7.817	3,2
1958	0	425	23,8	0	1.786	1.786	9.603	3,9
1959	0	345	23,9	0	1.447	1.447	11.050	4,5
1960	-57	550	23,9	-239	2.303	2.064	13.114	5,3
1961	-26	416	23,8	-109	1.749	1.639	14.754	6,0
1962	-20	492	23,9	-84	2.063	1.979	16.733	6,8
1963	-15	225	23,8	-63	946	883	17.615	7,2
1964	78	56	23,8	327	235	562	18.178	7,4
1965	-221	186	24,3	-908	764	-144	18.034	7,4
1966	-217	264	25,1	-864	1.051	187	18.221	7,4
1967	-107	156	25,2	-423	618	195	18.415	7,5
1968	-71	751	25,8	-276	2.911	2.636	21.051	8,6
1969	-33	969	26,8	-123	3.616	3.492	24.544	10,0
1970	-141	1.423	27,8	-509	5.121	4.612	29.155	11,9
1971	-197	2.370	28,7	-687	8.258	7.571	36.726	15,0
1972	-266	4.058	30,0	-887	13.541	12.654	49.381	20,1
1973	-627	4.738	33,9	-1.848	13.971	12.123	61.503	25,1
1974	-500	7.031	40,3	-1.241	17.452	16.211	77.714	31,7
1975	-79	6.453	44,0	-180	14.663	14.483	92.197	37,6
1976	-727	9.226	46,1	-1.579	20.031	18.452	110.649	45,1
1977	-559	6.710	48,9	-1.143	13.728	12.584	123.234	50,2
1978	-1.395	13.280	52,7	-2.648	25.208	22.560	145.793	59,4
1979	-874	8.491	59,3	-1.474	14.320	12.847	158.640	64,7
1980	-913	10.498	67,7	-1.349	15.515	14.166	172.806	70,4

(a) Fonte: Banco Central do Brasil

(b) Índice de Preços ao Produtor (PPI/WPI) dos Estados Unidos. Fonte: Estatísticas Financeiras

Internacionais, Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF). (c) Resultado líquido da conta financeira acumulado a partir de 1947.

Tabela 9 - Balanço de Pagamentos do Brasil (continuação)

Conta Financeira - 1947-2005

Cálculo do Passivo Externo Líquido em Termos Reais (1992=100) - **FA**

Período	Conta financeira US\$ bilhões - (a)		PPI/WPI índice - (b)	Conta financeira US\$ bilhões de 2000			Passivo externo líquido em termos reais - <b>FA</b> - (c)	
	ativos	passivos	2000=100	ativos	passivos	líquido	US\$ bilhões	1992=100
1981	-1.569	14.302	73,8	-2.125	19.369	17.244	190.050	77,5
1982	-815	12.910	75,3	-1.082	17.137	16.055	206.105	84,0
1983	-189	7.611	76,3	-248	9.979	9.731	215.837	88,0
1984	-15	6.535	78,1	-20	8.369	8.349	224.186	91,4
1985	723	-533	77,7	930	-685	245	224.431	91,5
1986	1.158	267	75,5	1.534	354	1.888	226.319	92,3
1987	-592	3.846	77,5	-764	4.965	4.200	230.519	94,0
1988	3.178	-5.279	80,6	3.944	-6.552	-2.607	227.912	92,9
1989	-1.288	1.920	84,6	-1.523	2.270	747	228.659	93,2
1990	-2.784	7.376	87,6	-3.179	8.421	5.242	233.901	95,3
1991	-4.262	4.425	87,8	-4.855	5.040	185	234.086	95,4
1992	-106	10.016	88,3	-120	11.343	11.224	245.310	100,0
1993	-6.494	16.906	89,6	-7.249	18.870	11.622	256.932	104,7
1994	-17.100	25.618	90,8	-18.843	28.230	9.387	266.318	108,6
1995	-3.790	32.534	94,0	-4.032	34.610	30.578	296.897	121,0
1996	-10.151	43.665	96,2	-10.552	45.390	34.838	331.735	135,2
1997	-1.231	26.639	96,1	-1.280	27.708	26.428	358.163	146,0
1998	-14.446	43.827	93,8	-15.409	46.749	31.340	389.503	158,8
1999	-5.186	22.167	94,5	-5.485	23.447	17.962	407.465	166,1
2000	-6.581	25.634	100,0	-6.581	25.634	19.053	426.518	173,9
2001	-4.556	31.645	101,1	-4.506	31.297	26.791	453.309	184,8
2002	-5.082	12.653	98,8	-5.144	12.808	7.664	460.973	187,9
2003	-9.140	13.753	104,1	-8.783	13.215	4.432	465.405	189,7
2004	-12.179	4.285	110,5	-11.022	3.878	-7.144	458.261	186,8
2005	-8.814	-1.312	118,6	-7.434	-1.107	-8.541	449.720	183,3

(a) Fonte: Banco Central do Brasil

(b) Índice de Preços ao Produtor (PPI/WPI) dos Estados Unidos. Fonte: Estatísticas Financeiras

Internacionais, Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF). (c) Resultado líquido da conta financeira acumulado a partir de 1947.



Tabela 10 - Taxa de Juros Internas e Externas (1960-2005)

Período	Taxa de juros (%)			
	Interna		Externa	
	Nominal (a)	Real (b)	Nominal (c)	Real (d)
1960	17,7	-23,1	4,8	4,8
1961	40,0	-42,1	4,5	4,5
1962	48,4	-38,2	4,5	4,5
1963	59,0	-65,7	4,5	4,5
1964	79,2	-60,3	4,5	4,5
1965	60,0	9,4	4,5	4,5
1966	45,1	-20,4	5,6	5,5
1967	52,3	19,8	5,6	5,6
1968	49,2	14,3	6,3	6,2
1969	47,2	26,3	8,0	7,7
1970	47,6	27,3	7,9	7,6
1971	43,5	20,3	5,7	5,5
1972	39,2	23,5	5,3	5,0
1973	34,5	16,4	8,0	7,1
1974	38,3	2,8	10,8	9,1
1975	39,4	7,8	7,9	7,2
1976	52,6	4,3	6,8	6,5
1977	59,5	14,9	6,8	6,4
1978	70,4	21,1	9,1	8,4
1979	83,7	3,6	12,7	11,3
1980	87,4	-10,9	15,3	13,4
1981	141,7	23,8	18,9	17,3
1982	159,8	30,1	14,9	14,6
1983	265,5	17,5	10,8	10,7
1984	346,6	37,9	12,0	11,8
1985	309,9	22,3	9,9	10,0
1986	58,9	-3,7	8,3	8,6
1987	491,4	14,6	8,2	8,0
1988	1105,6	6,0	9,3	9,0
1989	2529,4	39,6	10,9	10,4
1990	2707,9	78,1	10,0	9,7
1991	690,5	36,2	8,5	8,4
1992	1709,6	43,9	6,3	6,2
1993	2861,9	5,5	6,0	5,9
1994	1330,4	41,7	7,1	7,0
1995	101,1	75,2	8,8	8,5
1996	45,9	33,5	8,3	8,1
1997	38,0	28,4	8,4	8,4
1998	34,3	32,0	8,4	8,6
1999	34,6	12,2	8,0	7,9
2000	26,0	14,8	9,2	8,7
2001	29,0	16,8	6,9	6,8
2002	32,7	5,0	4,7	4,8
2003	36,0	26,3	4,1	3,9
2004	33,5	20,7	4,3	4,1
2005	34,5	31,6	6,2	5,8

(a) Encadeamento das taxas para "letras de câmbio" (fonte: BCB, 1960-1972),

"capital de giro" (fonte: Fundap/Diesp, 1973-2003)

e "operações de crédito recursos livres" (fonte: BCB, 2004-2005).

(b) Deflacionado pelo IGP-DI da FGV.

(c) *Prime Rate* dos Estados Unidos. Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais, Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

(d) Deflacionada pelo índice de preços ao produtor (PPI/WPI) dos EUA.

Tabela 11 - Balanço de Pagamentos do Brasil  
 Conta Financeira (exclui variação de reservas internacionais) - 1947-2005  
 Cálculo da Conta Financeira em Termos Reais (1992=100) - **FAN**

Período	Conta financeira US\$ bilhões		PPI/WPI índice (b) 2000=100	Conta financeira US\$ bilhões de 2000			
	ativos (s/ res.)	passivos		ativos	passivos	líquido	1992=100
1947	0	349		0	349	349	3,1
1948	-37	-15	20,9	-177	-72	-249	-2,2
1949	0	72	19,8	0	363	363	3,2
1950	0	-111	20,6	0	-539	-539	-4,8
1951	0	266	22,9	0	1.160	1.160	10,3
1952	0	708	22,3	0	3.175	3.175	28,3
1953	0	41	22,0	0	186	186	1,7
1954	0	236	22,0	0	1.071	1.071	9,5
1955	0	34	22,1	0	154	154	1,4
1956	0	190	22,8	0	833	833	7,4
1957	0	309	23,5	0	1.315	1.315	11,7
1958	0	425	23,8	0	1.786	1.786	15,9
1959	0	345	23,9	0	1.447	1.447	12,9
1960	-57	550	23,9	-239	2.303	2.064	18,4
1961	-26	416	23,8	-109	1.749	1.639	14,6
1962	-20	492	23,9	-84	2.063	1.979	17,6
1963	-15	225	23,8	-63	946	883	7,9
1964	78	56	23,8	327	235	562	5,0
1965	-221	186	24,3	-908	764	-144	-1,3
1966	-217	264	25,1	-864	1.051	187	1,7
1967	-107	156	25,2	-423	618	195	1,7
1968	-71	751	25,8	-276	2.911	2.636	23,5
1969	-33	969	26,8	-123	3.616	3.492	31,1
1970	-141	1.423	27,8	-509	5.121	4.612	41,1
1971	-197	2.370	28,7	-687	8.258	7.571	67,5
1972	-266	4.058	30,0	-887	13.541	12.654	112,7
1973	-627	4.738	33,9	-1.848	13.971	12.123	108,0
1974	-500	7.031	40,3	-1.241	17.452	16.211	144,4
1975	-79	6.453	44,0	-180	14.663	14.483	129,0
1976	-727	9.226	46,1	-1.579	20.031	18.452	164,4
1977	-559	6.710	48,9	-1.143	13.728	12.584	112,1
1978	-1.395	13.280	52,7	-2.648	25.208	22.560	201,0
1979	-874	8.491	59,3	-1.474	14.320	12.847	114,5
1980	-913	10.498	67,7	-1.349	15.515	14.166	126,2

(a) Fonte: Banco Central do Brasil

(b) Índice de Preços ao Produtor (PPI/WPI) dos Estados Unidos. Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais, Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 11 - Balanço de Pagamentos do Brasil (continuação)  
 Conta Financeira (exclui variação de reservas internacionais) - 1947-2005  
 Cálculo da Conta Financeira em Termos Reais (1992=100) - **FAN**

Período	Conta financeira US\$ bilhões		PPI/WPI índice (b)	Conta financeira US\$ bilhões de 2000			
	(a)			ativos	passivos	líquido	1992=100
	ativos (s/ res.)	passivos	2000=100				
1981	-1.569	14.302	73,8	-2.125	19.369	17.244	153,6
1982	-815	12.910	75,3	-1.082	17.137	16.055	143,1
1983	-189	7.611	76,3	-248	9.979	9.731	86,7
1984	-15	6.535	78,1	-20	8.369	8.349	74,4
1985	723	-533	77,7	930	-685	245	2,2
1986	1.158	267	75,5	1.534	354	1.888	16,8
1987	-592	3.846	77,5	-764	4.965	4.200	37,4
1988	3.178	-5.279	80,6	3.944	-6.552	-2.607	-23,2
1989	-1.288	1.920	84,6	-1.523	2.270	747	6,7
1990	-2.784	7.376	87,6	-3.179	8.421	5.242	46,7
1991	-4.262	4.425	87,8	-4.855	5.040	185	1,7
1992	-106	10.016	88,3	-120	11.343	11.224	100,0
1993	-6.494	16.906	89,6	-7.249	18.870	11.622	103,5
1994	-17.100	25.618	90,8	-18.843	28.230	9.387	83,6
1995	-3.790	32.534	94,0	-4.032	34.610	30.578	272,4
1996	-10.151	43.665	96,2	-10.552	45.390	34.838	310,4
1997	-1.231	26.639	96,1	-1.280	27.708	26.428	235,5
1998	-14.446	43.827	93,8	-15.409	46.749	31.340	279,2
1999	-5.186	22.167	94,5	-5.485	23.447	17.962	160,0
2000	-6.581	25.634	100,0	-6.581	25.634	19.053	169,8
2001	-4.556	31.645	101,1	-4.506	31.297	26.791	238,7
2002	-5.082	12.653	98,8	-5.144	12.808	7.664	68,3
2003	-9.140	13.753	104,1	-8.783	13.215	4.432	39,5
2004	-12.179	4.285	110,5	-11.022	3.878	-7.144	-63,7
2005	-8.814	-1.312	118,6	-7.434	-1.107	-8.541	-76,1

(a) Fonte: Banco Central do Brasil

(b) Índice de Preços ao Produtor (PPI/WPI) dos Estados Unidos. Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais, Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 12 - Balanço de Pagamentos do Brasil  
 Variação das Reservas Internacionais (1947-2005)  
 Cálculo da Variação das Reservas em Termos Reais (1992=100) - **RES**

Período	Variação das reservas internacionais (a)	PPI/WPI índice (b)	Variação das reservas internacionais - <b>RES</b>
	US\$ bilhões	2000=100	1992=100
1947	0		-0,8
1948	-37	20,9	1,9
1949	0	19,8	-1,0
1950	0	20,6	0,9
1951	0	22,9	2,1
1952	0	22,3	0,7
1953	0	22,0	1,1
1954	0	22,0	-0,3
1955	0	22,1	-0,3
1956	0	22,8	-4,8
1957	0	23,5	4,1
1958	0	23,8	0,8
1959	0	23,9	0,6
1960	-57	23,9	0,4
1961	-26	23,8	-4,5
1962	-20	23,9	3,0
1963	-15	23,8	0,9
1964	78	23,8	0,1
1965	-221	24,3	-5,4
1966	-217	25,1	0,2
1967	-107	25,2	6,3
1968	-71	25,8	-2,3
1969	-33	26,8	-11,9
1970	-141	27,8	-11,6
1971	-197	28,7	-11,3
1972	-266	30,0	-51,0
1973	-627	33,9	-42,2
1974	-500	40,3	15,5
1975	-79	44,0	14,6
1976	-727	46,1	-35,1
1977	-559	48,9	-8,8
1978	-1.395	52,7	-48,7
1979	-874	59,3	32,6
1980	-913	67,7	30,9

(a) Fonte: Banco Central do Brasil

(b) Índice de Preços ao Produtor (PPI/WPI) dos Estados Unidos. Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais, Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).

Tabela 12 - Balanço de Pagamentos do Brasil (continuação)

Varição das Reservas Internacionais (1947-2005)

Cálculo da Variação das Reservas em Termos Reais (1992=100) - **RES**

Período	Varição das reservas internacionais (a)	PPI/WPI índice (b)	Varição das reservas internacionais - <b>RES</b>
	US\$ bilhões	2000=100	1992=100
1981	-1.569	73,8	-5,1
1982	-815	75,3	36,3
1983	-189	76,3	0,2
1984	-15	78,1	-54,2
1985	723	77,7	3,5
1986	1.158	75,5	30,6
1987	-592	77,5	-7,9
1988	3.178	80,6	-9,3
1989	-1.288	84,6	-6,3
1990	-2.784	87,6	-3,3
1991	-4.262	87,8	2,5
1992	-106	88,3	-100,0
1993	-6.494	89,6	-58,5
1994	-17.100	90,8	-47,9
1995	-3.790	94,0	-82,7
1996	-10.151	96,2	-54,2
1997	-1.231	96,1	49,5
1998	-14.446	93,8	51,2
1999	-5.186	94,5	49,8
2000	-6.581	100,0	13,6
2001	-4.556	101,1	-19,7
2002	-5.082	98,8	-1,8
2003	-9.140	104,1	-49,1
2004	-12.179	110,5	-12,2
2005	-8.814	118,6	-21,9

(a) Fonte: Banco Central do Brasil

(b) Índice de Preços ao Produtor (PPI/WPI) dos Estados Unidos. Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais, Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF).



## Bibliografia

- Balassa, Bela (1964), "The PPP Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, (December): 584-596.
- Baxter, Marianne (1995), "International Trade and Business Cycles", in Grossman, Gene M. e Kenneth Rogoff (1995).
- Blanchard, Olivier J., e Stanley Fischer (1989), *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge: MIT Press.
- Bergin, Paul R. e Steven M. Sheffrin (2000), "Interest Rates, Exchange Rates and Present Value Models of the Current Account", *The Economic Journal*, 10: 535-558.
- Bonelli, Regis e Renato Fonseca (1998), "Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 28(2).
- Campbell, John Y. (1987), "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of Permanent Income Hypothesis", *Econometrica*, 55: 1249-1273.
- Campbell, John Y. e Robert J. Shiller (1987), "Cointegration and Tests of Present Value Models", *The Journal of Political Economy*, 95: 1062-1088.
- Carvalho, Alexandre e João Alberto De Negri (2000), "Estimação de Equações de Importação e Exportação de Produtos Agropecuários para o Brasil (1977/1998)", Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Texto para Discussão nº 698 (Brasília).
- Castro, A. Samy de e Marco Antônio F. H. Cavalcanti (1997), "Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil – 1955/95", Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Texto para Discussão nº 496 (Rio de Janeiro).
- Clarida, Richard H. (1994), "Cointegration, Aggregate Consumption, and the Demand for Imports: A Structural Econometric Investigation", *The American Economic Review*, 84 (1): 298-308.
- Dezouzart D. de Melo, Fabiana X. (1999), *A Taxa Virtual: Uma Alternativa para a Taxa de Câmbio de Equilíbrio*, BNDES.
- Dornbusch, Rudiger (1980), *Open Economy Macroeconomics*, Basic Books.
- Dubra, Jesus dos Santos (1988), *O Endividamento Externo Brasileiro: uma Análise Empírica*, Dissertação de Mestrado, Universidade de São Paulo.
- Enders, Walter (2004), *Applied Econometric Time series*, Wiley Series in Probability and Statistics, 2<sup>nd</sup> Edition.
- Flanders, June (1989), *International Monetary Economics, 1870-1960*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Frenkel, Jacob A., Assaf Razin and Chi-Wa Yuen (1996), *Fiscal Policies and Growth in the World Economy*, MIT Press.
- Ghosh, A.R. (1995), "International Capital Mobility Amongst the Major Industrialized Countries: Too Little or Too Much?", *The Economic Journal*, 105: 107-128.
- Glick, Reuven and Kenneth Rogoff (1995), "Global versus country-specific productivity shocks and the current account", *Journal of Monetary Economics*, 35: 159-192.

- Goldstein, Morris and Mohsin S. Khan (1978), "The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach", *The Review of Economics and Statistics*, 60(2):275-286.
- Goldstein, Morris and Mohsin S. Khan (1985), "Income and Price Effects in Foreign Trade", in Jones, Ronald W. and Peter B. Kenen (1985).
- Gomes, Victor, Mirta N. S. Bugarin e Roberto Ellery Jr. (2002), "Long Run Implications of the Brazilian Capital Stock and Income Estimates", Proceedings of 2002 Latin American Meeting of the Econometrica Society, São Paulo.
- Gomes, Victor, Samuel de A. Pessoa e Fernando A. Veloso (2003), "Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: Uma análise comparativa", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 33(3):389-434.
- Greene, William H. (2003), *Econometric Analysis*, 5<sup>TH</sup> Edition, Prentice Hall.
- Grossman, Gene M. e Kenneth Rogoff (1995), *Handbook of International Economics*, Vol. 3, North-Holland, Netherlands.
- Hall, Robert E. (1978), "Stochastic Implications of the Life-Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, 86: 971-987.
- Harrod, Roy F. (1933), *International Economics*, London: James Nisbet and Cambridge University Press.
- Hennings, Katherine (1996), *Os Fluxos de Capitais Externos para o Brasil e seus Determinantes: uma Análise do Período 1970-95*, Tese de Doutorado, Universidade de São Paulo.
- İşcan, Talan B. (2002), "Present Value Tests of the Current Account with Durables Consumption", *Journal of International Money and Finance*, 21: 385-412.
- Jones, Ronald W. and Peter B. Kenen (1985), *Handbook of International Economics*, Vol. 2, North-Holland.
- Johnston, J. and John DiNardo (1997), *Econometrics Methods*, McGraw-Hill, 4<sup>th</sup> Ed.
- Kume, Honório (1996), "A Política de Importação no Plano Real e a Estrutura de Proteção Efetiva", *Texto para Discussão n° 423*, IPEA.
- Malan, P. Sampaio (1980), *Política Econômica Externa e Industrialização no Brasil (1939/52)*, 2ª edição, Rio de Janeiro, IPEA/INPES.
- Obstfeld, Maurice, e Kenneth Rogoff (1995), "The Inter-temporal Approach of the Current Account", in Grossman, Gene M. e Kenneth Rogoff (1995).
- Obstfeld, Maurice, e Kenneth Rogoff (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge: MIT Press.
- Otto, Glenn (1992), "Testing a Present-Value Model of the Current Account: Evidence from US and Canadian Time Series", *Journal of International Money and Finance*, 11: 414-430.
- Pastore, Affonso C., Bernardo S. Blum e M<sup>a</sup> Cristina Pinotti (1998), "Paridade de Poder de Compra, Câmbio Real e Saldo Comerciais", *Revista Brasileira de Economia*, 52(3): 359-403.



- Portugal, Marcelo S. (1992), “Um Modelo de Correção de Erros para a Demanda por Importações Brasileira”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 22(3): 501-540.
- Portugal, Marcelo S. (1993), “A Instabilidade dos Parâmetros nas Equações de Exportações Brasileiras”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 23(2): 313-348.
- Portugal, Marcelo S. e Igor A. C. de Moraes (2005), “A Markov Switching Model for the Brazilian Demand for Imports: Analyzing the Import Substitution Process in Brazil”, *Brazilian Review of Econometrics*, 25(2): 173-218.
- Reinhart, Carmen M. (1995), “Devaluation, Relative Prices, and International Trade”, *IMF Staff Papers*, 42(2): 290-312.
- Resende, Marco Flávio C. (1997), “Dinâmica das Importações de Bens de Capital no Brasil: Um Estudo Econométrico”, *Revista Brasileira de Economia*, 51(2): 219-238.
- Resende, Marco Flávio C. (2001), “Crescimento Econômico, Disponibilidade de Divisas e Importações no Brasil: Um Modelo de Correção de Erros”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 31(2): 289-330.
- Romer, David (2001), *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill, 2<sup>nd</sup> Ed.
- Sachs, J. (1981), “The current account and macroeconomic adjustment in the 1970s” *Brookings Papers of Economic Activity*, 1981(1): 201-268.
- Samuelson, Paul (1964), “Theoretical Notes on Trade Problems”, *Review of Economics and Statistics*, 64:145-154.
- Sargent, Thomas J. (1979), *Macroeconomic Theory*, Academic Press.
- Senhadji, Abdelhak (1998), “Time-Series Estimation of Structural Import Demand Equations: A Cross-Country Analysis”, *IMF Staff Papers*, 45(2): 236-268.
- Senna F. A. A. e J. V. Issler (2000), “Mobilidade de Capitais e Movimentos da Conta Corrente no Brasil: 1947-1997”, *Estudos Econômicos*, 30(4): 493-523.
- Shapiro, Matthew D. (1986), “Investment, Output and the Cost of Capital”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 17(1), pp. 111-164.
- Sheffrin, Steven M. e Wing Thye Woo (1990), “Present Value Tests of an Inter-temporal Model of the Current Account”, *Journal of International Economics*, 29: 237-253.
- Silva Filho, Tito Nícias Teixeira da (2001), “Estimando o Produto Potencial Brasileiro: Uma Abordagem de Função de Produção”, *Trabalhos para Discussão Nº 17*, Banco Central do Brasil.
- Silva, Nelson (2005), *Abordagem Intertemporal da Conta Corrente: Avaliação Empírica para o Caso Brasileiro*, Tese de Doutorado, Universidade de Brasília.
- Souza, Marcos (2007), *Liberalização, Importação e Crescimento Econômico na América Latina*, Tese de Doutorado, Universidade de Brasília.
- Stock and Watson (1989), “A Simple MLE of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems”, *NBER Technical Working Paper No. 83* (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).

- Stockman, A. and L. Tesar (1995), “Tastes and Technology in a Two Country Model of the Business Cycle: Explaining International Comovements”, *American Economic Review*, 85(1): 168-185.
- Zini Jr., Álvaro A. (1988), “Funções de Exportação e de Importação para o Brasil”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 18(3): 615-662.