



F U N D A Ç Ã O  
GETULIO VARGAS

**EPGE**

Escola de Pós-Graduação  
em Economia

## Ensaio Econômico

Escola de

Pós-Graduação

em Economia

da Fundação

Getúlio Vargas

Nº 379

ISSN 0104-8910

### Mobilidade de Capitais e Movimentos da Conta Corrente do Brasil: 1947-1997

Fernanda Assed de Almeida Senna, João Victor Issler

Abril de 2000

URL: <http://hdl.handle.net/10438/446>

Os artigos publicados são de inteira responsabilidade de seus autores. As opiniões neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Fundação Getulio Vargas.

#### ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Diretor Geral: Renato Fragelli Cardoso

Diretor de Ensino: Luis Henrique Bertolino Braidó

Diretor de Pesquisa: João Victor Issler

Diretor de Publicações Científicas: Ricardo de Oliveira Cavalcanti

Assed de Almeida Senna, Fernanda

Mobilidade de Capitais e Movimentos da Conta Corrente  
do Brasil: 1947-1997/ Fernanda Assed de Almeida Senna,  
João Victor Issler - Rio de Janeiro : FGV,EPGE, 2010  
(Ensaio Econômico; 379)

Inclui bibliografia.

CDD-330

# Mobilidade de Capitais e Movimentos da Conta Corrente do Brasil: 1947-1997\*

Fernanda Assed de A. Senna e João Victor Issler  
EPGE-FGV

Praia de Botafogo 190 s. 1125  
Rio de Janeiro, RJ 22253-900

Abril de 2000.

## Abstract

Com base na análise histórica da economia brasileira nas últimas décadas, poder-se-ia supor que sejam expressivas as restrições aos movimentos internacionais de capitais. Para analisar essa questão, usa-se o modelo intertemporal da conta corrente, testando as suas proposições básicas com dados econômicos brasileiros (perfeita mobilidade de capitais sob a Teoria da Renda Permanente). Para testar o modelo, trabalha-se com a técnica econométrica desenvolvida por Campbell (1987) e Campbell e Shiller(1987), aplicáveis a teorias de valor presente, onde a conta corrente é vista como o valor presente das mudanças do produto líquido. Os resultados encontrados revelam que o modelo é rejeitado para os dados brasileiros, uma vez que nem todas as proposições testáveis são confirmadas. Isto mostra a inexistência de plena mobilidade de capitais, o que corrobora as suspeitas levantadas a partir da análise histórica. No entanto, foram constatados elevado grau de mobilidade de capitais e significativo fluxo de capitais especulativos, pois a série de conta corrente estimada de acordo com o modelo mostra-se menos volátil que a série observada na economia brasileira.

## 1 Introdução

Com base na análise da economia brasileira desde o fim da 2a. grande guerra, fica patente a existência de (pelo menos) alguma restrição ao livre movimento de capitais entre o Brasil e o resto do mundo. De fato, eventos importantes

---

\*Este artigo é uma versão revisada da tese de mestrado de Fernanda A. A. Senna, supervisionada por Joao Victor Issler. Os autores agradecem a Gustavo Gonzaga e Cristina Terra pelas sugestões apresentadas quando da defesa da tese. Os erros remanescentes são de responsabilidade exclusiva dos autores, que agradecem ao CNPq e ao PRONEX pelo auxílio financeiro.

contribuíram para interromper nossas relações com a comunidade financeira internacional, dificultando a mobilidade de capitais. Logo após o fim da guerra, os mercados internacionais de capitais ainda não estavam integrados, sendo que os empréstimos bancários vindos do exterior tiveram grande impulso somente no final da década de 60 e início da de 70. Nos anos 70, os dois choques do petróleo forçaram o País a estreitar ainda mais o relacionamento com os bancos internacionais. No final de 1982, a crise da dívida externa interrompeu esse relacionamento de forma abrupta, a partir da moratória mexicana. A situação se agravou com a declaração da moratória brasileira em 1987. No início dos anos 90, os progressos na direção da renegociação da dívida externa e o início da abertura da nossa economia viabilizaram a retomada das relações financeiras internacionais. Nessa mesma época, iniciou-se a abertura na área de investimentos de portfólio. O novo relacionamento com a comunidade internacional, porém, foi abalado pela crise do México em fins de 1994.

Apesar da utilidade da análise histórica, esta se mostra por demasiado subjetiva se o objetivo for testar a existência (ou o grau) de mobilidade de capitais entre o Brasil e o resto do mundo. Por essa razão diversos autores nas áreas de desenvolvimento econômico e de economia internacional têm recorrido ao modelo formal de suavização de consumo usando-se a conta corrente em uma economia aberta; ver Sachs(1982) para o modelo inicial e Obstfeld e Rogoff(1994) para uma versão mais detalhada.

Esse modelo usa a hipótese de perfeita mobilidade de capitais sob a Teoria da Renda Permanente para o comportamento do consumo privado numa economia pequena e aberta. Mede-se qual seria o fluxo de capitais dessa economia, caso os agentes econômicos se comportassem de forma ótima, i.e., suavizando o consumo ao longo do tempo. Sob essa abordagem, a conta corrente apresenta déficits sempre que há expectativas de aumento do produto líquido futuro, definido como produto excluído os investimentos e os gastos públicos. Intuitivamente, se os agentes econômicos de um país esperam um aumento do produto líquido futuro, eles contraem empréstimos no exterior para consumir mais hoje (antecipando o aumento da renda), gerando déficit em conta corrente.

A partir do modelo, pode-se definir a chamada conta corrente ótima como sendo aquela consistente com o nível ótimo de movimentos de capitais que permite aos agentes econômicos suavizarem o consumo na presença de choques. A estimação da conta corrente ótima e sua comparação com os dados observados para a conta corrente no Brasil possibilitam testar se há mobilidade de capitais para o País. Essa comparação tem vários aspectos (detalhados na próxima seção) e se constitui num teste formal para a existência de mobilidade de capitais num determinado país. Por exemplo, a comparação das volatilidades dessas duas séries pode indicar a existência de capitais especulativos, etc.

Os testes serão feitos com base na abordagem formulada por Campbell (1987) (ver também Campbell e Shiller(1987)) para a poupança privada: segundo a Teoria da Renda Permanente, as pessoas poupam quando esperam que a renda do trabalho se reduza, ou seja, “people save for a rainy day”. Essa metodologia consiste em estimar um Vetor Autoregressivo (VAR) para prever o comportamento ótimo da conta corrente. Os coeficientes do VAR são utilizados para a

construção da série da conta corrente ótima, cuja série é comparada posteriormente com a série observada da conta corrente, usando-se, entre outros testes, um teste de restrições nos coeficientes do VAR.

Essa metodologia foi utilizada para analisar movimentos da conta corrente por Sheffrin e Woo (1990), Otto (1992) e Ghosh (1995). Os primeiros selecionaram países com baixo grau de controle de capitais, como Bélgica, Canadá, Dinamarca e Reino Unido. Na Bélgica e na Dinamarca o modelo teve bom resultado, mas o mesmo não foi verificado no tocante ao Canadá e ao Reino Unido. Foi constatado que a série ótima da conta corrente é mais volátil do que a observada somente para os dados canadenses, sugerindo que naquele país existe imperfeita mobilidade de capitais.

Otto (1992) testou o modelo para séries americanas e canadenses e obteve rejeição do mesmo nos dois casos. Ao contrário do resultado obtido por Sheffrin e Woo (1990), a série canadense da conta corrente observada é mais volátil do que a ótima.

Ghosh (1995) aplicou o modelo para os países mais industrializados, como Estados Unidos, Japão, Alemanha, Canadá e Reino Unido, com o objetivo principal de medir a mobilidade de capitais nesses países. O autor dividiu sua análise em três períodos. O modelo não foi rejeitado somente para um dos períodos analisados da economia americana.

Mais recentemente, Ghosh e Ostry (1995) testaram econometricamente as proposições do modelo intertemporal para uma grande variedade de países em desenvolvimento, obtendo a não rejeição do modelo em dois terços da amostra estudada (inclusive o Brasil). No entanto, como era grande o número de países sendo modelados, houve pouco cuidado na modelagem econométrica de cada país individualmente. Usou-se, por exemplo, um procedimento padrão para todos os países ao escolher o modelo econométrico, o que obviamente pode não ser ótimo para países individualmente. Por exemplo, os VAR não incluíram constantes em nenhum dos casos, e o número de defasagens foi uniformemente escolhido (uma defasagem) para todos os países. Uma de nossas contribuições para essa literatura no Brasil é exatamente refazer essa análise com maior rigor econométrico e com dados mais longos do que os utilizados por Ghosh e Ostry.

Os resultados aqui obtidos sugerem que o modelo é rejeitado para os dados brasileiros, uma vez que nem todas as suas proposições testáveis são confirmadas, o que sugere que a análise anteriormente feita por Ghosh e Ostry pode ter problemas. Nossos resultados sugerem a inexistência de plena mobilidade de capitais, o que é compatível com as suspeitas levantadas a partir da análise histórica. Apesar disso, foram constatados elevado grau mobilidade de capitais e significativo fluxo de capitais especulativos, pois a série de conta corrente ótima é menos volátil que a série observada para a economia brasileira.

Na próxima seção são apresentados o modelo e a técnica econométrica aqui utilizados. Na terceira seção apresenta-se os resultados obtidos, que são analisados e comparados com aqueles obtidos por Ghosh e Ostry. A última seção apresenta as conclusões.

## 2 Metodologia

### 2.1 Modelo Teórico

O modelo teórico no qual é baseado o presente trabalho consiste na abordagem intertemporal da conta corrente, desenvolvida na década de 80; ver Sachs 1982 para o artigo original e Obstfeld e Rogoff (1994) para uma análise mais didática. Tal abordagem tem como hipóteses básicas a existência de alta mobilidade de capitais entre os países e a suavização do consumo por parte do agente representativo. A principal característica desse modelo, é que a conta corrente é usada pelo agente representativo de um país como um instrumento para a suavização do consumo, sob perfeita mobilidade de capitais. Nesse caso, os agentes econômicos poupam ou despoupam quando esperam variações futuras do produto líquido da economia.

O modelo consiste numa economia pequena e aberta com um agente representativo que vive infinitos períodos e que pode emprestar e tomar emprestado recursos à uma taxa de juros fixa. Admitimos que a função de utilidade do indivíduo seja separável no tempo, de modo que ao longo de toda sua vida a utilidade esperada do agente representativo, em valor presente, é dada por:

$$U_t = E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \right] \quad (1)$$

onde  $E_0[\cdot]$  é a esperança matemática condicional às informações disponíveis no início dos tempos,  $\beta \in (0, 1)$  é o fator de desconto intertemporal que mede o grau de impaciência do indivíduo para consumir e  $c_t$  o consumo de um único bem.

O saldo da conta corrente de um país no período  $t$  é a variação do valor dos seus ativos líquidos com o resto do mundo. Quando há um superávit em conta corrente é porque o país como um todo está emprestando recursos, e quando há déficit o país está tomando empréstimos. Desse modo, denotando por  $b_{t+1}$  o valor dos ativos externos de uma economia no final do período  $t$ , a conta corrente é definida como:

$$CA_t = b_{t+1} - b_t = y_t + rb_t - c_t - g_t - i_t, \quad (2)$$

onde  $r$  é a taxa de juros que admitimos fixa, de modo que  $rb$  é o pagamento líquido de fatores, que consiste nos juros e dividendos ganhos sobre ativos estrangeiros líquidos,  $y$  é o Produto Interno Bruto (PIB),  $i$  o nível de investimento dado por  $i_t = k_{t+1} - k_t$ , sob a hipótese de depreciação zero e onde  $k_t$  é o montante de capital acumulado no final do período  $t$ , e  $g$  o nível de gastos do governo, admitindo que o orçamento do governo esteja sempre equilibrado.

O produto é determinado pela seguinte função de produção:

$$y_t = A_t F(k_t) \text{ com } F'(k) > 0; F''(k) < 0, F(0) = 0 \text{ e } \lim_{k \rightarrow 0} F'(k) = 0. \quad (3)$$

Outra interpretação da conta corrente seria:

$$\begin{aligned} CA_t &= s_t - i_t \\ \text{onde } s_t &= y_t + rb_t - c_t - g_t. \end{aligned} \quad (4)$$

Se a poupança nacional exceder a formação de capital doméstico, há uma acumulação de ativos externos, ou seja, há superávit na conta corrente.

Para derivar as proposições testáveis do modelo, resolve-se o problema do Planejador Central, maximizando a equação (1), sujeito à restrição orçamentária intertemporal dada pela equação (2), chegando-se às condições de primeira ordem:

$$u'(c_t) = \beta(1+r)E_t[u'(c_{t+1})], \quad (5)$$

$$u'(c_t) = E_t[\{A_{t+1}F'(k_{t+1}) + 1\}u'(c_{t+1})], \quad (6)$$

onde a primeira é a equação de Euler. Combinando as duas equações, obtém-se:

$$A_{t+1}F'(k_{t+1}) = r. \quad (7)$$

Rearranjando os termos da equação (2), temos:

$$(1+r)b_t = c_t + g_t + i_t - y_t + b_{t+1}. \quad (8)$$

Adiantando um período e dividindo por  $(1+r)$  e substituindo a expressão encontrada na equação (8), temos:

$$(1+r)b_t = c_t + g_t + i_t - y_t + \frac{c_{t+1} - g_{t+1} - i_{t+1} - y_{t+1}}{1+r} + \frac{b_{t+2}}{1+r}. \quad (9)$$

Repetindo essas substituições sucessivamente, chegamos à seguinte equação de restrição:

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^T \left(\frac{1}{1+r}\right)^j (c_{t+j}) + \left(\frac{1}{1+r}\right)^T b_{T+1} &= (1+r)b_t \\ &+ \sum_{j=0}^T \left(\frac{1}{1+r}\right)^j (y_{t+j} - g_{t+j} - i_{t+j}), \end{aligned} \quad (10)$$

com a seguinte condição de transversalidade:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^T b_{T+1} = 0. \quad (11)$$

Essa condição garante que não ocorre jogo de Ponzi, ou seja, nenhum país consegue ter sua dívida crescendo indefinidamente.

Passando a esperança em ambos os lados da equação (10), quando  $T$  tende para infinito, temos:

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j (c_{t+j}) = (1+r)b_t + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j (y_{t+j} - g_{t+j} - i_{t+j}). \quad (12)$$

Admitimos que a função utilidade seja quadrática  $u(c_t) = c_t - c_t^2/2$ , o que requer que  $c_t < 1$  para que a utilidade marginal do consumo seja sempre não negativa. Além disso, quando a utilidade é quadrática,  $u'''(c_t) = 0$ , e isso implica que não existe poupança precaucionária.<sup>1</sup>

Desse modo, a equação de Euler fica:

$$1 - c_t = (1+r)\beta E_t[1 - c_{t+1}]. \quad (13)$$

Adiantando essa equação  $j$  períodos e substituindo os valores encontrados na equação (13) encontramos:

$$E_t(c_{t+j}) = \frac{c_t - 1}{(1+r)^j \beta^j}. \quad (14)$$

Substituindo (14) em (12) encontramos a equação aproximada<sup>2</sup> para o consumo ótimo:

$$c_t^* = \frac{r}{(1+r)\theta} \left[ (1+r)b + \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j E_t\{Z_{t+j}\} \right], \quad (15)$$

onde  $\theta = \beta r(1+r)/[\beta(1+r)^2 - 1]$  e  $Z_{t+j} \equiv y_{t+j} - g_{t+j} - i_{t+j}$  é o produto líquido de investimentos e dos gastos do governo, freqüentemente chamado de produto líquido (Obstfeld e Rogoff, 1994) e (Sheffrin e Woo, 1990) ou simplesmente fluxo de caixa nacional (Ghosh, 1995) e (Ghosh e Ostry, 1995). O parâmetro  $\theta$  é a constante de proporcionalidade que indica a tendência do consumo no tempo. Quando  $\theta < 1$  ( $\theta > 1$ ) o país consome um volume maior (menor) do que seu produto líquido permanente. O fato de  $\theta$  ser menor ou maior do que um depende da relação entre a taxa de juros de mercado e a taxa de preferência

<sup>1</sup> Caso  $u'''(c_t) > 0$ , a utilidade marginal da função é convexa, o que implica que um aumento na incerteza do consumo futuro aumenta a utilidade marginal esperada e por isso aumenta a poupança.

<sup>2</sup> A verdadeira equação encontrada para a trajetória do consumo é:  $c_t^* = \frac{r}{(1+r)\theta} \left[ (1+r)b + \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j E_t\{y_{t+j} - g_{t+j} - i_{t+j}\} \right] + \frac{1-(1+r)\beta}{\beta r(1+r)}$ . A diferença para a equação (15) é a adição do termo  $\frac{1-(1+r)\beta}{\beta r(1+r)}$  o qual é próximo de zero, pois  $(1+r)\beta$  é próximo de 1. Ghosh e Ostry (1995) e outros autores que trabalham com essa equação desconsideram esse termo.

intertemporal do agente represenativo. Quando  $\theta = 1$ , o país consome o mesmo montante do que seu produto líquido permanente. Note-se que, esse coeficiente é um quando  $\beta(1+r) = 1$ , isto é, quando a taxa de preferência intertemporal do agente representativo é igual à taxa de juros do mercado, o que quer dizer que o indivíduo deseja suavizar o consumo plenamente, e por isso não existe nenhuma tendência na trajetória do consumo.

A equação (15) nos mostra que, com a utilidade quadrática, o consumo é determinado de acordo com o princípio da equivalência de certeza, isto é, as pessoas tomam decisões sob incerteza agindo como se as variáveis estocásticas fossem iguais às suas respectivas esperanças condicionais. Além disso, a equação (15) nos mostra que o setor privado consome uma proporção fixa da riqueza total esperada, descontada dos gastos do governo e dos investimentos esperados, idéia associada à Teoria da Renda Permanente.

A conta corrente ótima é definida da seguinte forma:

$$CA_t^* \equiv y_t + rb_t - g_t - i_t - \theta c_t^*, \quad (16)$$

ou seja, é a conta corrente que considera o consumo ótimo e o valor do parâmetro  $\theta$ . Ao incluir  $\theta$  na equação, exclui-se a tendência do consumo, permanecendo-se apenas o componente de suavização.

Substituindo (15) na expressão (16), temos:

$$CA_t^* = Z_t - \frac{r}{1+r} \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j E_t [Z_{t+j}]. \quad (17)$$

Retirando  $Z_t$  e  $\frac{E_t Z_{t+1}}{1+r}$  para fora do somatório, temos:

$$\begin{aligned} CA_t^* &= Z_t - \frac{r}{1+r} Z_t - \frac{r}{(1+r)^2} E_t Z_{t+1} - \\ &\quad \frac{r}{(1+r)} \sum_{j=2}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j E_t [Z_{t+j}], \end{aligned} \quad (18)$$

ou

$$CA_t^* = \frac{1}{1+r} Z_t - \frac{r}{(1+r)^2} E_t Z_{t+1} - \frac{r}{(1+r)} \sum_{j=2}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j E_t [Z_{t+j}]. \quad (19)$$

A equação acima também pode ser escrita como:

$$\begin{aligned} CA_t^* &= \frac{1}{1+r} \left\{ \frac{1}{(1+r)} E_t Z_{t+1} - E_t Z_{t+1} + E_t Z_t \right\} - \\ &\quad \frac{r}{(1+r)} \sum_{j=2}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j E_t [Z_{t+j}], \end{aligned} \quad (20)$$

o que equivale a:

$$CA_t^* = \frac{1}{1+r} \left\{ -E_t \Delta Z_{t+1} + \frac{1}{(1+r)} E_t Z_{t+1} \right\} - \frac{r}{(1+r)} \sum_{j=2}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j E_t [Z_{t+j}], \quad (21)$$

que é igual a:

$$CA_t^* = -\frac{E_t \Delta Z_{t+1}}{1+r} + \frac{1}{(1+r)^2} E_t Z_{t+1} - \frac{r}{(1+r)} \sum_{j=2}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j E_t [Z_{t+j}]. \quad (22)$$

Repetindo esse procedimento infinitas vezes, temos:

$$CA_t^* = -\sum_{j=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j E_t [\Delta Z_{t+j}]. \quad (23)$$

A equação (23) mostra que a conta corrente ótima é igual a (menos) o valor presente de mudanças esperadas no produto líquido. Por exemplo, se os agentes econômicos esperam um aumento nos gastos públicos, há uma variação negativa no produto líquido, proporcionando um superávit na conta corrente. Assim, a conta corrente atua como um instrumento para a suavização de consumo. A equação acima é equivalente a expressão do Campbell (1987) para a poupança privada a qual diz que as pessoas poupam quando esperam uma queda no valor presente da sua renda - "saving for a rainy day". No nosso caso, a equação acima mostra que os agentes econômicos de um país poupam, na forma de ativos estrangeiros, quando esperam queda futura do produto líquido.

## 2.2 Técnica Econométrica

O modelo econométrico utilizado neste trabalho é baseado na metodologia desenvolvida por Campbell (1987) para a poupança privada, que propõe um novo método para testar a Teoria da Renda Permanente. Nessa seção, desenvolvemos cada passo da técnica econométrica aplicada ao Modelo Intertemporal da Conta Corrente. O objetivo é estimar a conta corrente ótima e comparar a mesma com a série observada no Brasil.

Antes de darmos início ao desenvolvimento da técnica, reescrevemos a equação (23) colocando explicitamente o conjunto de informações do agente representativo,  $I_t$ :

$$CA_t^* = -\sum_{j=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j E_t [\Delta Z_{t+j} | I_t]. \quad (24)$$

A primeira etapa é a análise das séries utilizadas no trabalho. Se  $\Delta Z_t$  é uma variável estacionária<sup>3</sup>, isto é,  $I(0)$  (integrada de ordem zero), então a conta corrente é estacionária em nível (sob a hipótese de que  $CA_t = CA_t^*$ ), pois, como pode ser visto pela equação (24), esta é uma combinação linear de variáveis estacionárias. A estacionaridade da conta corrente em nível é a primeira implicação do modelo a ser averiguada, e pode ser testada usando o teste de raiz unitária. O fato da  $CA_t$  ser estacionária e as séries  $c_t$  e  $(Pnb_t - i_t - g_t)$  serem integradas de ordem um (essas hipóteses também serão testadas) implica que essas séries cointegram.

**Definition 1 (Engle e Granger, 1987)** *Um vetor  $x_t$  é dito ser cointegrado de ordem  $d, b$ , denotado por  $x_t \sim CI(d, b)$  se: i) todas as componentes de  $x_t$  são integradas de ordem  $d$  (estacionárias na  $d$ -ésima diferença). ii) existe um vetor  $\alpha \neq 0$ , tal que  $W_t = \alpha' x_t$  é integrado de ordem  $d - b, b > 0$ . O vetor  $\alpha$  é chamado de vetor de cointegração.*

No caso das séries utilizadas neste trabalho, se as séries do vetor  $R_t$  definido como  $R_t = \begin{bmatrix} (Pnb_t - i_t - g_t), & c_t \end{bmatrix}$  forem individualmente  $I(1)$ , pela definição e pela equação (2) temos que  $CA_t = \begin{bmatrix} 1 & -1 \end{bmatrix} R_t$ . Como  $CA_t$  é estacionária, então  $R_t \sim CI(1, 1)$ .

Para efetuarmos os testes para a conta corrente, utilizamos um VAR estacionário. No entanto, a escolha das variáveis estacionárias que compõem o VAR requer cuidado especial. A escolha mais óbvia seria as séries  $\Delta c_t$  e  $(\Delta Pnb_t - \Delta i_t - \Delta g_t)$ . Entretanto, se existe cointegração num conjunto de variáveis não estacionárias, a diferenciação de todas essas variáveis não proporciona um sistema bem comportado para o modelo estatístico, já que num sistema cointegrado existem menos raízes unitárias do que variáveis; ver Campbell e Shiller (1987). Além disso, informações importantes contidas nas séries em níveis são eliminadas. A solução dada por Campbell é utilizar o Modelo de Correção de Erro.

**Definition 2 (Engle e Granger, 1987)** *Um vetor de séries temporais  $x_t$  tem representação na forma de correção de erro se pode ser expresso como:*

$$A(L)\Delta x_t = -\delta W_{t-1} + c + \eta_t, \quad (25)$$

onde  $\eta_t$  é uma perturbação multivariada estacionária,  $A(0) = I$ ,  $A(1)$  tem todos os elementos finitos,  $W_t = \alpha' x_t$  e  $\delta \neq 0$ .

Segundo o Teorema da Representação de Granger (Engle e Granger, 1987), se um vetor de séries temporais é cointegrado existe uma representação na forma de correção de erro para esse vetor. No nosso caso, como vimos que  $R_t \sim CI(1, 1)$ , podemos escrever as séries  $CA_t$  e  $R_t$  na forma:

$$C(L)\Delta R_t = -\delta CA_{t-1} + c + \eta_t, \quad (26)$$

---

<sup>3</sup>Essa hipótese será testada e confirmada.

onde  $C(L)$  é a matriz polinomial do operador defasagem  $L$  e  $\delta$  é um vetor coluna com pelo menos um de seus elementos não nulo.

Campbell e Shiller (1987) mostram que séries com representação na forma de correção de erro podem ser reescritas como um VAR irrestrito. Essencialmente, isso é feito substituindo um dos elementos de  $x_t$  por  $CA_t$ . Como a equação (24) só impõe restrições sobre  $\Delta Z_t$  e  $CA_t$ , o VAR analisado aqui levará em conta somente essas duas séries:

$$\begin{bmatrix} \Delta Z_t \\ CA_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a(L) & b(L) \\ c(L) & d(L) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \Delta Z_{t-1} \\ CA_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}, \quad (27)$$

onde  $a(L), b(L), c(L)$ , e  $d(L)$  são polinômios de ordem  $p$ , e  $CA_t$  é calculada considerando o valor de  $\theta$ :

$$CA_t = y_t + rb_t - g_t - i_t - \theta c_t. \quad (28)$$

A estimação do VAR necessita da estimação do coeficiente de proporcionalidade do consumo  $\theta$ , que pode ser feita mediante o teste de cointegração entre  $c_t$  e  $(Pnb_t - i_t - g_t)$ .

Para simplificar a equação (27), podemos rescrevê-la como um sistema de primeira ordem:

$$\begin{bmatrix} \Delta Z_t \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta Z_{t-p+1} \\ CA_t \\ \cdot \\ \cdot \\ CA_{t-p+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & \cdot & a_p & b_1 & \cdot & b_p \\ 1 & & & & & \\ & & & & & \\ & & & 1 & & \\ c_1 & \cdot & c_p & d_1 & \cdot & d_p \\ & & & 1 & & \\ & & & & & \\ & & & & & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Z_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta Z_{t-p} \\ CA_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ CA_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ 0 \\ \cdot \\ 0 \\ \mu_2 \\ 0 \\ \cdot \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ 0 \\ \cdot \\ 0 \\ \varepsilon_{2t} \\ 0 \\ \cdot \\ 0 \end{bmatrix}. \quad (29)$$

Escrevendo a equação (29) numa forma mais compacta, obtemos:

$$X_t = AX_{t-1} + \mu^* + \varepsilon_t. \quad (30)$$

A equação (30) também pode ser escrita como:

$$X_t - \mu = A(X_{t-1} - \mu) + \varepsilon_t, \quad (31)$$

onde  $\mu = (I - A)^{-1} \mu^*$ .

A previsão do modelo para  $j$  períodos à frente seria então:

$$E_t[(X_{t+j} - \mu) | H_t] = A^j (X_t - \mu), \quad (32)$$

onde  $H_t$  é o conjunto de informação do econometrista que consiste dos valores  $\Delta Z_t$  e  $CA_t$  correntes e defasados. É válido fazer um comentário sobre a inclusão

das séries de conta corrente no conjunto  $H_t$ . Os agentes econômicos quando formam suas expectativas utilizam-se de um conjunto de informações mais rico do que as informações contidas nas séries de produto líquido, e essas podem ser relevantes para prever variações em  $Z_t$ . Se os indivíduos tiverem realmente informações extras relevantes sobre a renda futura, será possível suavizar mais o consumo. No limite, se tiverem perfeita previsão, o consumo será plenamente constante ao longo do tempo (supondo que a taxa de preferência intertemporal se iguale à taxa de juros de mercado). No entanto, o econometrista não tem acesso a todas essas informações, e por mais que acrescente variáveis no seu modelo, nunca irá conseguir captar esse efeito. Campbell e Deaton (1989), num contexto diferente, mostram que uma forma de conseguir captar essas informações é utilizar o próprio comportamento do agente que revela suas expectativas, considerando a própria série de conta corrente.

Outra implicação importante do modelo de suavização de consumo é que a conta corrente causa-Granger variações no produto líquido, isto é,  $CA_t$  ajuda a prever  $\Delta Z_t$ , Campbell (1987). Com base na equação (24), notamos que  $CA_t$  é um previsor ótimo de  $\Delta Z_t$ , condicional ao conjunto de informação do agente. Então,  $CA_t$  terá um alto poder explicativo sobre  $\Delta Z_t$  se os agentes tiverem informações úteis para prever  $\Delta Z_t$  além das séries correntes e defasadas dessa variável. Se os agentes não tiverem tais informações, a  $CA_t$  será formada somente com a combinação das séries  $\Delta Z_t$ ,  $\Delta Z_{t-1}$ , etc. Como já foi dito, essas informações são obtidas pelo econometrista quando incluímos as séries de  $CA_t$  no conjunto  $H_t$ . Para ficar mais clara a idéia de que deve existir causalidade de Granger, suponhamos, por exemplo, que o governo anuncie um aumento de salários dos servidores públicos; o agente representativo sabe que isso implicaria em um aumento dos gastos, e por isso haverá um superávit em conta corrente. O superávit ocorrido irá causar-Granger o declínio subsequente do produto líquido. Essa idéia está associada à hipótese de Campbell (1987) que a poupança causa-Granger variações na renda do trabalho, i.e., a idéia de “saving for a rainy day”. Nesse caso, os agentes poupam quando esperam uma queda na sua renda futura. A relação de causalidade pode ser testada pela significância dos coeficientes em  $b(L)$ .

Para obter a séries da conta corrente ótima, o primeiro passo é a estimação dos coeficientes do Vetor Autorregressivo, contidos na matriz  $A$  da equação (30). Em seguida, projetamos a equação (24) no conjunto de informações  $H_t$  e obtemos:

$$CA_t^* = - \sum_{j=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j E_t(\Delta Z_{t+j} | H_t). \quad (33)$$

O lado esquerdo da equação (24) não se altera, pois a  $CA_t$  está contida no conjunto de informação  $H_t$  e o lado direito é obtido pela lei das expectativas iteradas.

Tomando a esperança incondicional em ambos os lados, temos<sup>4</sup>:

$$E(CA_t^*) = -\sum_{j=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j E(\Delta Z_{t+j}), \quad (34)$$

o que implica que:

$$\mu_{CA^*} = -\sum_{j=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j \mu_{\Delta Z}. \quad (35)$$

Subtraindo-se (35) da equação (33), temos:

$$CA_t^* - \mu_{CA^*} = -\sum_{j=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j E_t[(\Delta Z_{t+j} - \mu_{\Delta Z}) | H_t]. \quad (36)$$

Utilizando-se a expressão (32), a equação (36) pode ser escrita como:

$$CA_t^* - \mu_{CA^*} = -\sum_{j=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^j h' [A^j (X_t - \mu)], \quad (37)$$

onde  $h'$  é um vetor com  $2p$  elementos nulos exceto o primeiro, chegando-se a:

$$CA_t^* - \mu_{CA^*} = -h' \frac{A}{1+r} \left( I - \frac{A}{1+r} \right)^{-1} (X_t - \mu). \quad (38)$$

Essa igualdade se segue da resolução da soma infinita, a qual deve convergir, pois as variáveis  $\Delta Z_t$  e  $CA_t$  são estacionárias. A equação acima nos dá a série dos desvios da conta corrente ótima em torno de sua média, que pode ser estimada já que a taxa de juros e os elementos das matrizes  $h'$ ,  $A$  e  $X_t$  são conhecidos. Para encontrar a série da conta corrente ótima, basta somar sua média, dada pela equação (35), na equação (38).

Para comparar formalmente os valores estimados com os observados dos desvios da conta corrente em torno de sua média, definimos  $CA_t^* - \mu_{CA^*} = g'(X_t - \mu)$ <sup>5</sup> onde  $g'$  é um vetor com  $2p$  elementos, todos nulos, exceto o  $p+1$ -ésimo e reescrevemos a equação (38) como:

$$g'(X_t - \mu) = -h' \frac{A}{1+r} \left( I - \frac{A}{1+r} \right)^{-1} (X_t - \mu), \quad (39)$$

ou

$$g' = -h' \frac{A}{1+r} \left( I - \frac{A}{1+r} \right)^{-1}. \quad (40)$$

---

<sup>4</sup>O objetivo agora é passar a considerar as constantes do VAR, as quais ainda não tinham sido incluídas no cálculo da série da conta corrente ótima. Note-se que, se essas constantes forem estatisticamente significantes, é importante considerá-las no modelo.

<sup>5</sup>Note que a restrição  $CA_t^* - \mu_{CA^*} = g'(X_t - \mu)$  equivale a supor que  $CA_t^* - \mu_{CA^*} = CA_t - \mu_{CA}$ , ou seja, equivale supor que as variações das séries da conta corrente ótima e da série observada em torno de suas respectivas médias são iguais.

Pós-multiplicando-se a equação (40) por  $\left(I - \frac{A}{1+r}\right)$ , obtemos:

$$g' \left( I - \frac{A}{1+r} \right) = h' \frac{A}{1+r}. \quad (41)$$

Da estrutura da matriz  $A$ , as restrições impostas por (41) nos coeficientes individuais são:

$$\begin{aligned} c_i &= -a_i, & i &= 1, \dots, p \\ d_1 &= (1+r) + b_1 \\ d_i &= b_i, & i &= 2, \dots, p, \end{aligned} \quad (42)$$

que podem ser testadas usando-se um teste de Wald.

Além do teste de restrição nos coeficientes do VAR (como forma de testar se os desvios em relação à média da conta corrente observada e a estimada são estatisticamente equivalentes), podemos comparar a volatilidade dessas séries. Para isso, comparamos suas variâncias e o coeficiente de correlação. Se a razão das variâncias e a correlação entre as séries forem iguais a um, então o modelo é satisfeito.

Em suma, seguindo Otto (1992), as implicações do modelo estudado a serem examinadas nas próximas seções e os principais testes feitos aqui são:

1. Verificar a existência de uma raiz unitária na série da conta corrente observada na economia brasileira: estacionariedade da  $CA_t$  em nível, e cointegração entre seus elementos?
2. Analisar se a conta corrente ajuda a prever variações do produto líquido:  $CA_t$  causa-Granger  $\Delta Z_t$ ?
3. Testar formalmente a igualdade das duas séries de conta corrente, comparando a magnitude e o sentido dos movimentos de ambas: as restrições dos coeficientes do VAR para que ambas as séries sejam iguais foram atendidas (teste de Wald)?
4. Comparação da volatilidade das séries  $CA_t$  e  $CA_t^*$  e estimação da correlação entre ambas.

Deve ser notado que a lista de testes acima se constitui nas proposições testáveis do modelo intertemporal da conta corrente. Para que esse seja validado usando-se dados brasileiros todas elas (sem exceção) têm que ser atendidas. É exatamente isso que fazemos na próxima seção.

### 3 Resultados Empíricos

#### 3.1 Base de dados

A construção das séries  $Z_t$  e  $CA_t$ , dada pela equação (28), e da expressão (38) são feitas utilizando dados de agregados macroeconômicos brasileiros, de frequência

anual, cobrindo o período de 1947 até 1997. As séries de Produto Interno Bruto, Consumo das Famílias, Consumo do Governo, Investimentos e Produto Nacional Bruto são extraídas das Contas Nacionais, tendo como fonte o IBGE. Todas as séries são corrigidas pelo deflator implícito do PIB, expressas em Reais de 1997 e divididas pela população.

As séries incluem as revisões feitas pelo IBGE do período de 1980 até 1997. Ao implementar o sistema atual - Sistema de Contas Nacionais - que substitui o Sistema de Contas Consolidadas, algumas mudanças foram efetuadas, tanto do ponto de vista analítico quanto do metodológico. Uma importante alteração foi o cálculo da série de Consumo das Famílias, o qual não é obtido mais como resíduo como era feito no sistema anterior. Para mais informações sobre o Sistema de Contas Nacionais, consultar o número 88 da série de textos para discussão do IBGE (IBGE(19??)).

É importante mencionar que não utilizamos deflatores específicos para as séries de Consumo das Famílias, Consumo do Governo e Investimentos pois não foi possível obter séries longas, que cobrissem o período analisado neste trabalho.

### 3.2 Testes de Raíz Unitária e Co-integração

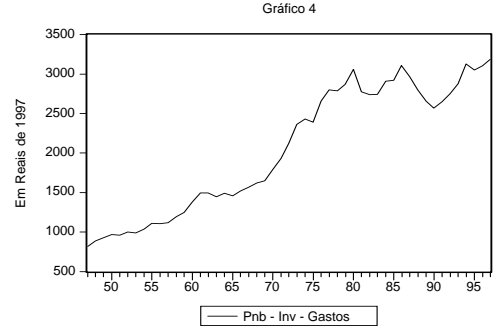
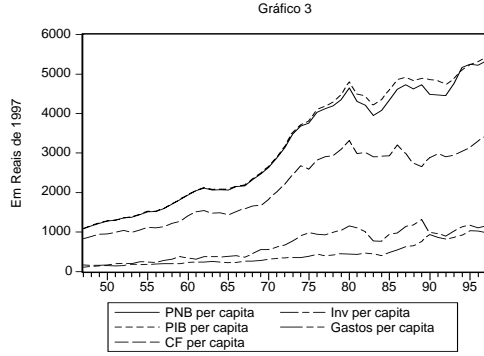
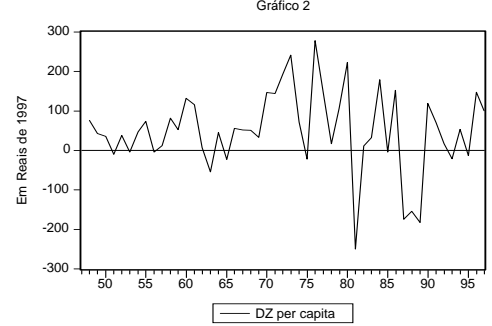
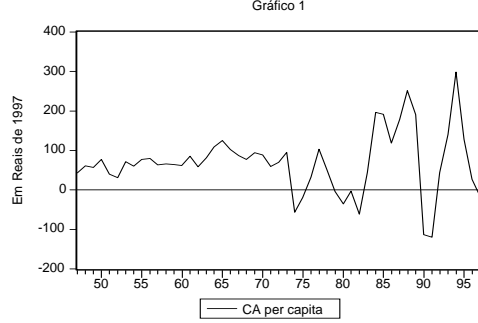
Como vimos na seção anterior, a primeira etapa da análise empírica é o estudo das propriedades estocásticas das séries usadas no trabalho relacionadas à estacionaridade do polinômio auto-regressivo. Para isso, utilizamos os testes de raíz unitária Augmented Dickey Fuller (ADF) e Phillips e Perron <sup>6</sup>. O objetivo é averiguar o primeiro resultado do modelo de que a conta corrente é estacionária em nível.

É interessante fazer uma análise do comportamento das séries utilizadas no trabalho antes de efetuarmos os teste de raíz unitária. Para isso utilizamos os

---

<sup>6</sup> Para o teste de ADF, ver Dickey e Fuller (1979, 1981) e para o de Phillips Perron, ver Phillips (1987) e Phillips e Perron (1988). Noções básicas sobre esses testes podem ser encontradas em Hamilton (1994) cap 17, pgs 486-515.

gráficos abaixo:



De acordo com os gráficos (1) e (2), claramente as séries de  $CA_t$  e  $\Delta Z_t$  são estacionárias. Para confirmar as suspeitas geradas pela análise gráfica relacionadas à existência ou não de raiz unitária analisamos os resultados dos testes ADF e Phillips-Perron reportados na Tabela I. A hipótese nula de uma raiz unitária é rejeitada para as séries  $CA_t$  e  $\Delta Z_t$ , indicando estacionaridade, conforme esperado.

Para a análise das outras séries, nos baseamos na equação (2) e na (28). Notamos, de acordo com os gráficos (3) e (4), que as séries de consumo das famílias e de  $(Pnb_t - i_t - g_t)$  possuem tendência ao longo do tempo, a qual pode estar sendo gerada pela existência de uma raiz unitária. A Tabela I também mostra os testes ADF e Phillips Perron para as séries  $(c_t)$  e  $(Pnb_t - i_t - g_t)$ . Os resultados sugerem a existência de uma raiz unitária, mas rejeita-se a hipótese nula de duas raízes unitárias. Desse modo, podemos concluir que  $(c_t)$  e  $(Pnb_t - i_t - g_t)$  são integradas de ordem um -  $I(1)$ , ou seja, é necessário diferenciá-las uma vez para que se tornem estacionárias. No entanto, tudo indica que essas variáveis co-integram, já que a combinação linear das duas, dada pela equação (2), é estacionária, como já foi analisado.

TABELA I  
*Teste de Raiz Unitária*

Variável	Lags	Teste ADF	Teste Philips-Perron
$c_t$	4	-2,218	-2,283
$\Delta c_t$	1	-6,205**	-6,186**
$(PNB_t - i_t - g_t)$	2	-1,887	-1,821
$\Delta (PNB_t - i_t - g_t)$	4	-3,916**	-5,780**
$CA_t$	2	-5,771**	-3,750**
$\Delta CA_t$	4	-3,148*	-5,970**

Notas: 1) O número de lags (ADF apenas) usado foi escolhido com base no teste t das diferenças.

2) \* e \*\* representam respectivamente estatísticas significativas a 5% e a 1%.

3) A série  $CA_t$  foi calculada após a estimação do valor de  $\theta$ .

Para verificar possíveis relações de longo prazo entre  $(c_t)$  e  $(Pnb_t - i_t - g_t)$ , utilizamos a análise de co-integração baseada em verossimilhança, usando-se o método proposto por Johansen (1988 e 1991). Entretanto, antes de aplicar o teste de Johansen, temos de definir a ordem do Vetor Autorregressivo (VAR). A escolha do número de defasagens do VAR é baseada nos critérios de informação de Hannan-Quinn e Schwarz, complementada por testes de diagnóstico. De acordo com os critérios, como pode ser visto na Tabela II, o número de *lags* mais apropriado para o VAR é dois. Os testes de diagnóstico feitos posteriormente (não reportados), relacionados à verificação de autocorrelação serial, normalidade e heterocedasticidade, não rejeitam a escolha de tal ordem. Entretanto, rejeita-se a hipótese de normalidade dos erros.

TABELA II  
*Ordem ótima do VAR*

Ordem	Critério de Schwarz	Critério de Hannan-Quinn
1	18,442	18,294
2	18,435	18,189
3	18,734	18,390
4	19,033	19,591

NOTA: cada VAR estimado inclui constante irrestrita e não inclui tendência.

Na Tabela III, mostramos o teste de co-integração. Primeiro notamos que a hipótese nula de não existência de co-integração é rejeitada a um nível de significância de 1% tanto para a estatística do Traço, quanto para a estatística do  $\lambda_{máx}$ . Já a hipótese nula de que o número de vetores de co-integração é menor ou igual a um não é rejeitada. Isso sugere a existência de um vetor de co-integração, o qual é estimado como  $(1, -0.93166)$ . Na Tabela IV testamos se esse vetor é estatisticamente igual a  $(1, -1)$ , pelo teste de co-integração restrita, considerando que o posto é um. Entretanto, essa hipótese é rejeitada ao nível de significância de 1%. Note-se que, o valor encontrado para  $\theta$ , de aproximadamente 0,93, é menor do que um, e isso indica a presença de um componente

de tendência na trajetória do consumo. Nesse caso, o país consome um volume maior do que seu produto permanente líquido, ou seja, antecipa consumo. Ghosh (1995) estimou esse parâmetro para o Japão, para o período de 1975 a 1988, e encontrou um valor de 1,16. Esses resultados mostram que o Brasil é um país bem menos poupador que o Japão, o que é compatível com outros resultados obtidos na literatura. Note-se que a série de conta corrente utilizada no trabalho é calculada levando em consideração o componente de tendência do consumo. Ao incluir o valor de  $\theta$  na equação (28), eliminamos a tendência do consumo, com o objetivo de focar somente o componente de suavização.

TABELA III  
*Teste de Johansen*

Autovalores	Est. do $\lambda_{máx}$	95%	Est. do Traço	95%	H <sub>0</sub> : posto=p
0,428202	26,27**	14,1	26,69**	15,4	$p = 0$
0,0087951	0,4152	3,8	0,346	3,8	$p \leq 1$
Coeficientes de cointegração normalizados: 1 equação de cointegração					
$(Pnb_t - i_t - g_t)$			$c_t$		
1,00			-0,93166		

Nota: \*\* Significa que a hipótese nula é rejeitada a 1%

TABELA IV  
*Teste de Cointegração Restrita*

Restrição		Resultado	
$(Pnb_t - i_t - g_t)$	$c_t$	$\chi^2$	p-value
1,0000	-1,0000	12,915	0,0003**

Nota: \*\* Significa que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

### 3.3 Estimação do VAR

Seguindo o método econométrico desenvolvido na seção 2.2, após ter verificado a existência de co-integração e encontrado o valor de  $\theta$ , podemos estimar um VAR irrestrito em  $CA_t$  e  $\Delta Z_t$ . Novamente, a escolha da ordem do VAR é feita de acordo com os critérios de informação de Hannan-Quinn e Schwarz. Como podemos ver na Tabela V, o número de *lags* que minimiza o critério de Hannan-Quinn é dois e o que minimiza o critério de Schwarz é um, mas com apenas 0,001 de diferença para o VAR de ordem 2. Logo, é mais razoável que o número de *lags* escolhido seja 2. Posteriormente, na Tabela VI, fazemos o teste de diagnóstico para a confirmação da ordem escolhida. Segundo os testes de autocorrelação serial, heterocedasticidade e normalidade, usando-se os resíduos, não encontramos autocorrelação nem heterocedasticidade, apenas indicando a não existência de normalidade dos erros.

TABELA V  
*Ordem ótima do VAR*

Ordem	Critério de Schwarz	Critério de Hannan-Quinn
1	18,238	18,089
2	18,239	17,990
3	18,557	18,209
4	18,804	18,357

TABELA VI  
*Teste de Diagnóstico*

	$\chi^2$	p – valor
Auocorrelação Serial ( <i>lags</i> de 1 a 2)	3,515	0,898
Normalidade	21,415	0,0003**
Heterocedasticidade	29,698	0,1950

Nota: \*\* Significa que a hipótese nula é rejeitada a 1%

Os coeficientes do VAR, bem como os desvios padrão e as estatísticas  $t$  associados a cada um são mostrados na Tabela VII. Vale notar que os coeficientes de  $CA_{t-1}$  e  $CA_{t-2}$  na equação de  $\Delta Z_t$  não são individualmente significativos segundo a estatística  $t$ . Isso pode indicar que a conta corrente não Granger-cause variações em  $Z$ . Pode-se testar essa formalmente a causalidade de Granger usando-se o teste  $F$  da hipótese nula de que todos os coeficientes referentes a  $CA$  na equação de  $\Delta Z_t$  são nulos; ver Tabela VIII. Esse teste indica a não rejeição da hipótese nula de não causalidade, nos dois sentidos, contrariando uma das proposições testáveis do modelo intertemporal da conta corrente.

Assim, de acordo com os testes efetuados, a conta corrente não ajuda a prever variações do produto líquido no Brasil. Esse resultado pode indicar que os agentes econômicos não têm informações adicionais disponíveis que os ajudem a prever variações do produto líquido, além daquelas contidas nas próprias séries desta variável.

TABELA VI  
*Estimação do VAR*

Regressor	EQ.1 ( $\Delta Z_t$ )			EQ.2 ( $CA_t$ )		
	Coeficiente	DP	Estat.- $t$	Coeficiente	DP	Estat.- $t$
$\Delta Z_{t-1}$	0,105	0,158	0,664	0,031	0,091	0,341
$\Delta Z_{t-2}$	0,036	0,160	0,223	-0,089	0,092	-0,959
$CA_{t-1}$	-0,209	0,234	-0,886	0,797	0,136	5,845
$CA_{t-2}$	0,075	0,238	0,315	-0,547	0,137	-3,978
Constante	53,471	27,403	1,951	55,978	15,848	3,532

TABELA VIII  
*Teste de causalidade de Granger*

Hipótese nula	p – valor
$CA_t$ não-Granger-causa $\Delta Z_t$	0,65429
$\Delta Z_t$ não-Granger-causa $CA_t$	0,61745

### 3.4 Estimação da conta corrente ótima e comparação com a observada

Compara-se agora, a série de conta corrente ótima ( $CA_t^*$ ) com a série de conta corrente efetivamente observada na economia brasileira ( $CA_t$ ). Antes disso porém, estima-se a série de variações da conta corrente ótima em torno de sua média ( $CA_t^* - \mu_{CA^*}$ ), que é comparada com a série de variações da conta corrente observada em torno de sua média ( $CA_t - \mu_{CA}$ ). Os resultados são reportados na Tabela VII. O valor da taxa de juros internacional é suposto 2% ao ano<sup>7</sup>. Após as substituições destes valores na equação (38), e algumas manipulações algébricas, encontra-se a série de variações da conta corrente ótima em torno da sua média como uma combinação linear das séries no VAR:

$$\begin{aligned} CA_t^* - \mu_{CA^*} = & -0,172(Z_t - 53) - 0,059\Delta Z_{t-1} + \\ & 0,216(CA_t - 56) - 0,196CA_{t-1}. \end{aligned} \quad (43)$$

Uma vez obtida a  $(CA_t^* - \mu_{CA^*})$ , podemos compará-la com a  $(CA_t - \mu_{CA})$ . Primeiro comparamos formalmente as duas séries impondo as restrições nos parâmetros do VAR, mostradas por (42) na seção 2. Estas são conjuntamente testadas pelo teste de Wald, o qual tem distribuição  $\chi^2$ , com o número de graus de liberdade igual ao número de restrições impostas. A não rejeição destas hipóteses implica no terceiro resultado importante do modelo, que as séries  $(CA_t^* - \mu_{CA^*})$  e  $(CA_t - \mu_{CA})$  são estatisticamente iguais. De fato, como pode ser visto na Tabela IX, as igualdades mostradas no sistema em (42) não são rejeitadas, indicando que o Brasil consegue utilizar a conta corrente como instrumento para suavizar consumo intertemporalmente. Isso quer dizer que, se existe imperfeita mobilidade de capitais, ela não é suficiente para impedir que o país utilize recursos externos ou que empreste recursos de forma a manter sua trajetória de consumo constante, ou seja, o fluxo de capitais é suficiente para permitir que os agentes econômicos suavizem o consumo na presença de choques no produto líquido.

TABELA IX  
*Teste de Wald*

$\chi^2(4)$	p – value
6,1553	0,1878

<sup>7</sup>Outros valores para a taxa de juros entre 0% e 6% foram utilizados e é irrelevante a magnitude com que os resultados se alteram.

O próximo passo é fazer uma análise menos formal e mais intuitiva da relação entre as duas séries de conta corrente. Para isso, fazemos a análise gráfica das séries dos desvios em torno da média da conta corrente ótima e da observada e das próprias séries  $CA_t$  e  $CA_t^*$ . Para estimar a  $CA_t^*$ , basta adicionar o valor de sua média, dado pela equação (35), na série encontrada de acordo com a equação (38).

Gráfico 5

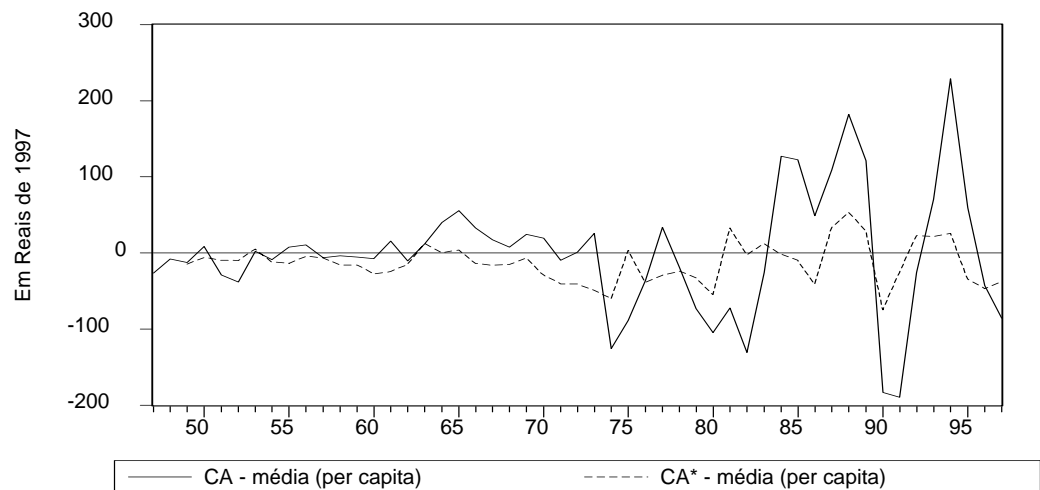
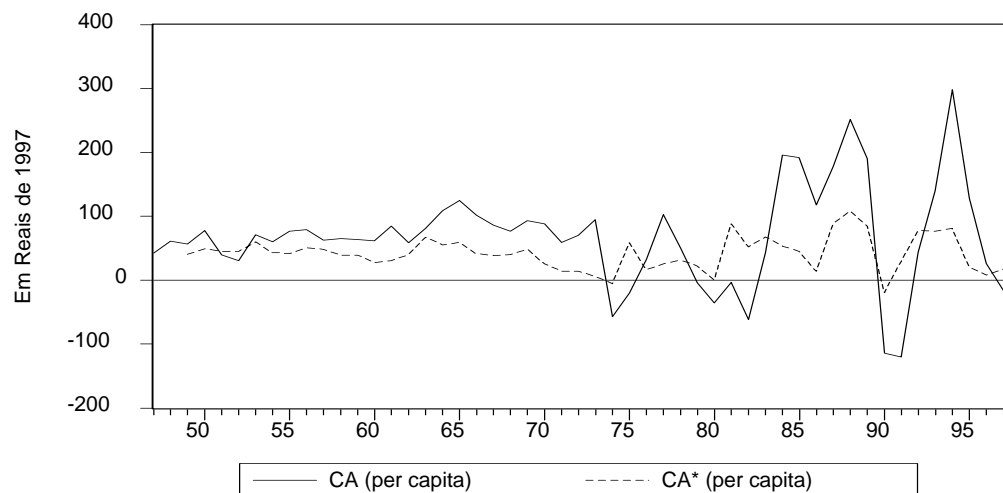


Gráfico 6



Note-se que, seguindo o gráfico (5), a série de conta corrente observada tem um nível constantemente mais elevado do que a série ótima, ou seja, a primeira apresenta maiores superávits (ou menores déficits) do que a última. Isto pode sinalizar o desejo dos agentes econômicos brasileiros de consumir um volume maior, mas não disporem de recursos externos para financiar este nível de consumo, o que mostra a existência de uma certa restrição na economia brasileira referente à tomada de empréstimos no exterior. Note-se que, na década de oitenta, a diferença entre as duas séries foi ainda maior, refletindo as dificuldades de acesso aos mercados internacionais de capitais no período logo após a crise da dívida externa.

No entanto, as grandes diferenças entre as séries observadas e estimadas, de acordo com os Gráficos (5) e (6), e a notória existência de restrições ao fluxo de capitais, não são suficientes para rejeitar o modelo, como foi constatado pelo teste feito anteriormente. Porém, segundo Ghosh e Ostry, não obter a rejeição no modelo neste caso pode ser devido à magnitude dos desvios padrão dos coeficientes do VAR. O tamanho desses desvios pode fazer com que estatisticamente essas duas séries sejam iguais. Isso explica porque as séries, graficamente, apresentam-se bastante distintas e, no entanto, o modelo não é formalmente rejeitado.

Com relação à volatilidade das séries, notamos pelos gráficos acima que a conta corrente observada é mais volátil do que a conta corrente ótima. Isso é confirmado ao comparar a variância das duas séries, encontrando-se uma razão de 9,15, como mostrado na Tabela X. Os autores que utilizam o modelo de suavização de consumo para medir o grau de mobilidade de capitais afirmam que esse fato pode ser explicado pelo grande fluxo de capitais especulativos no país. O argumento é que o nível ótimo de fluxo de capitais é o que permite os agentes econômicos suavizarem o consumo, na presença de choques esperados no produto líquido. Como a conta corrente representa o fluxo de caixa de um país incluindo a variação de reservas, segue-se que a conta corrente ótima seria aquela que permitiria a suavização do consumo. Se a conta corrente ótima for mais volátil do que a observada, pode-se concluir que a mobilidade de capitais nesse país não é perfeita, isto é, existem restrições que impedem que os agentes econômicos suavizem o consumo via conta corrente. Se o contrário ocorre, ou seja, se a conta corrente observada apresenta movimentos excessivos, o fluxo de capitais é maior do que o fluxo que seria justificado por mudanças esperadas em  $Z_t$ ; isto pode ser causado por maiores fluxos de capitais de curto prazo em resposta à movimento especulativos, quando estes não são absorvidos pelas reservas.

Desconsiderando a magnitude dos fluxos de capitais, isto é, a volatilidade das séries, podemos examinar como elas estão correlacionadas. O coeficiente de correlação foi estimado em 0,5185. Isso indica que as duas séries variam no

mesmo sentido, mas não são muito próximas.

TABELA X  
*Variância e Correlação de  $CA_t^*$  e  $CA_t$*

$Var(CA_t)$	$Var(CA_t^*)$	$Var(CA_t)/Var(CA_t^*)$	$Corr(CA_t^*, CA_t)$
6472,68	690,90	9,36	0,5185

Caso o teste nas restrições do modelo fosse rejeitado, existiria um fator relacionado ao poder do teste, ou seja, a probabilidade de fazer a rejeição correta, que pode explicar tal rejeição. Esse fato é referente ao comportamento endógeno do governo. Ghosh e Ostry (1995) afirmam que caso o governo tente agir com o objetivo de suavizar os movimentos da conta corrente, na presença de choque na economia, isso pode fazer com que a  $CA_t$  seja mais suave do que realmente seria, caso não interviesse. No entanto, esse comportamento do governo só explicaria a rejeição do modelo caso a conta corrente observada fosse menos volátil do que a ótima. No caso do Brasil, podemos concluir que o governo não procura agir desta forma ou, se age, não é bem sucedido, pois a conta corrente observada é muito mais volátil que a ótima.

### 3.5 Comparação com resultados internacionais

Esta seção tem como propósito a comparação dos resultados aqui obtidos com os encontrados por Ghosh e Ostry (1995), que aplicaram o Modelo Intertemporal da Conta Corrente para 45 países em desenvolvimento, dentre eles o Brasil.

A base de dados utilizada por esses autores tem como fonte o Banco Mundial e cobre o período de 1960 a 1990, com, portanto, 20 observações a menos do que a base de dados utilizada aqui. Esses dados estão medidos em moeda local e também foram corrigidos pelo deflator implícito do PIB e divididos pela população.

Por comparar testes aplicados a amostras de tamanhos distintos, obviamente encontramos discrepâncias entre os resultados obtidos, em ambos os estudos. Essas discrepâncias, porém, não chegam a ser relevantes, pois os resultados fundamentais não se alteram pelo uso de amostras distintas.

Com relação à primeira implicação do modelo de que a conta corrente é estacionária em nível, ambos os estudos obtêm a rejeição da hipótese nula da existência de uma raiz unitária no teste ADF, confirmando a estacionaridade da série.

Do mesmo modo, o teste de co-integração chega a resultados semelhantes, nos dois casos. O vetor de co-integração encontrado por Ghosh e Ostry foi de 0,97, também indicando que Brasil é um país que antecipa consumo, pois este parâmetro é menor do que um. Porém, os autores não fizeram o teste de co-integração restrita para averiguar se esse parâmetro é estatisticamente igual a um. É válido mencionar que, para a maioria dos países estudados por eles, o valor de  $\theta$  foi encontrado menor do que um, o que seria esperado para um grupo de países no qual a maioria é tomadora de recursos.

No tocante à volatilidade das séries, os resultados obtidos pelos autores também indicam que a conta corrente observada é mais volátil do que a conta corrente ótima. Contudo, a taxa das variâncias encontradas por eles é apenas de 6,72.<sup>8</sup> Isso confirma o fato de existirem, no Brasil, fluxos de capitais mais intensos do que o necessário para a suavização do consumo, o que pode ser interpretado como indicativo de movimentos relevantes de capitais especulativos.

Ao comparar os resultados do teste de Causalidade de Granger, notamos uma grande diferença entre ambos os resultados. Ghosh e Ostry encontram os coeficientes em  $b(L)$  do VAR (equação (27)) estatisticamente significativos, sugerindo que a conta corrente causa-Granger as variações no produto líquido, diferentemente do que foi obtido aqui. Para eliminar a suspeita de que isso possa ter ocorrido em virtude da diferença nos tamanhos das amostras utilizadas, reestimamos o VAR em  $CA_t$  e  $\Delta Z_t$ , para o período de 1960 a 1990. Conforme o estudo dos autores mencionados, a ordem do VAR encontrada, segundo os critérios de informação de Hannan-Quinn e Schwarz, é um<sup>9</sup>. No entanto, continuamos a não identificar causalidade de Granger. Os coeficientes e as respectivas estatísticas- $t$  aqui estimados, são reportados na Tabela XI, e a comparação dos demais testes pode ser melhor analisada com o auxílio da Tabela XII.

É importante mencionar que Ghosh e Ostry não incluíram, no cálculo da série da conta corrente ótima, a constante do VAR. Como podemos ver na Tabela XI, a constante da equação (1) do sistema é estatisticamente significativa e deveria ter sido incluída no cálculo<sup>10</sup>. Esse detalhe pode ter sido o determinante das diferenças observadas nos dois testes.

TABELA XI  
*Estimação do VAR (1960-1990)*

	EQ.1 ( $\Delta Z_t$ )			EQ.1 ( $CA_t$ )		
	Coeficiente	DP	valor- $t$	Coeficiente	DP	valor- $t$
$\Delta Z_{t-1}$	0,099	0,19	0,519	0,085	0,11	0,775
$CA_{t-1}$	-0,314	0,32	-0,972	0,561	0,187	2,993
constante	73,720	37,264	1,978	24,160	21,594	1,119

<sup>8</sup>Os autores testam a hipótese de que essa taxa é igual a um, pelo teste de  $\chi^2$ , e não encontram rejeição desta hipótese. Esse teste não foi efetuado no nosso trabalho.

<sup>9</sup>Os autores não explicam como encontram o número de *lags* mais apropriado para o VAR, e fica implícito que utilizam um VAR(1) para todos os países.

<sup>10</sup>A omissão da constante pode gerar uma rejeição espúria da hipótese nula de não-causalidade de Granger, pois, o efeito da constante sobre as séries do VAR passa a ser capturado pelas variáveis remanescentes neste. Deve ser notado porém, que Ghosh e Ostry não deixam claro se o VAR é estimado ou não com as constantes. Entretanto, todo o seu desenvolvimento algébrico na parte metodológica nos leva a concluir que foi este o caso.

TABELA XII  
*Comparação com resultados internacionais*

	Result. Ghosh e Ostry	Nossos Resultados
Teste ADF para $CA_t$ (est.- $t$ )	-3,31	-5,77
Parâmetro $\theta$	0,97	0,93
Teste de Wald ( $\chi^2$ )	0,73	0,18
$Var(CA_t)/Var(CA_t^*)$	6,72	9,15
Causalidade de Granger	estatística- $t$	estatística- $t$
$CA_{t-1}$	-2,74	-0,88
$CA_{t-2}$		0,31

Assim, apesar dos diferentes resultados encontrados sobre a questão da causalidade de Granger, as demais implicações do Modelo Intertemporal da Conta Corrente são analisadas de forma semelhante em ambos os trabalhos.

## 4 Conclusão

O Modelo Intertemporal da Conta Corrente vem sendo aplicado para alguns países com o objetivo de medir a mobilidade de capitais. A idéia básica do modelo é que, num mundo com perfeita mobilidade de capitais, os agentes econômicos devem ser capazes de suavizar o consumo usando a conta corrente. O presente trabalho apresentou a aplicação do Modelo Intertemporal da Conta Corrente para o Brasil, com o objetivo de testar a sua validade. Basicamente, quatro proposições testáveis do modelo foram testadas: (i) a estacionaridade da série de conta corrente observada no Brasil; (ii) a causalidade no sentido de Granger da conta corrente para as variações do produto líquido; (iii) a igualdade entre as duas séries de conta corrente (ótima e observada); e (iv) a comparação da volatilidade destas duas últimas. Os resultados aqui obtidos indicam que nem todas as implicações do modelo se verificaram para os dados brasileiros. A estacionaridade de conta corrente em nível e o teste de restrição são compatíveis com as implicações do modelo. A não rejeição das restrições impostas pelo modelo implica que o País não se encontra restrito o suficiente para impedir que a população suavize plenamente o consumo. É válido mencionar que, apesar da verificação da igualdade estatística das duas séries dos desvios com relação a média da conta corrente, graficamente essas séries são bastante distintas (assim como as séries incluindo a média). A conta corrente ótima tem um nível constantemente menor do que a conta corrente observada, o que demonstra a existência de certa restrição ao movimento de capitais. A ambigüidade desses resultados pode estar relacionada com a magnitude dos desvios-padrão, os quais são extremamente elevados.

A maior falha do modelo teórico em aderir aos dados foi em relação a não existência da causalidade de Granger da conta corrente para o produto líquido, como o modelo previa. Ao contrário, constatou-se que a conta corrente não ajuda a prever as variações do produto líquido. Ademais, foi constatado que a

conta corrente observada apresenta uma volatilidade bastante superior à volatilidade da conta corrente ótima. Isso pode indicar a presença de intensos fluxos de capitais de curto prazo, caracterizados por movimentos especulativos.

Portanto, devido ao fato de que nem todas as proposições testáveis confirmam o modelo teórico, conclui-se que o modelo intertemporal da conta corrente é rejeitado para o Brasil. A inexistência da causalidade no sentido de Granger e a análise gráfica das séries da conta corrente servem para descredenciar parcialmente a plena mobilidade de capitais, resultado este contrário ao de Ghosh e Ostry. Nesse caso, podemos dizer que há “mobilidade parcial” de capitais, o que é compatível com as suspeitas levantadas a partir da análise histórica descrita na Introdução.

## References

- [1] Agénor, Pierre-Richard; Bismut, Claude; Cashin, Paul e McDermott, John (1999). “Consumption Smoothing and the Current Account: evidence for France, 1970-1996.” *Journal of International Money and Finance*. **18**:1-12
- [2] Campbell, Jonh Y. (1987). “Does saving anticipate declining labor income? An alternative test for the permanent income hipoteseis”. *Econometrica* **55** (November):1249-73.
- [3] Campbell, Jonh Y. e Deaton, Angus (1989): “Why is Consumption So Smooth?” *The Review of Economic Studies* **56**:357-374.
- [4] Combell, Jonh Y., e Robert J. Shiller (1987). “Cointegration and tests of present value models.” *Journal of Political Economy* **95** (October): 1062-88.
- [5] Engle, Robert F. and Clive W.J. Granger (1987). “Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing.” *Econometrica* **55** (March): 251-276.
- [6] Ghosh, Atish R.(1995): “International Capital Mobility Amongst the Major Industrialised Counties: Too Little or Too Much.” *The Economic Journal* **105** (January): 107-128.
- [7] Ghosh, Atish R. and Jonathan D. Ostry. (1995). “The Current Account in developing coutries: A perspective from the consumption-smoothing approach”. *World Bank Economic Review* **9** (May): 305-33.
- [8] Obstfeld, Maurice e Rogpff, Kenneth (1996). “Foundations of International Macroeconomics” Caps 1 e 2.
- [9] 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** (October): 414-30.

- [10] Sachs, Jeffrey, "The current Account in the Macroeconomic Adjustment Process." *Scandinavian Journal of Economics*, November 1986, **18**:251-275.
- [11] Sheffrin, Steven M., e Wing Thye Woo (1990). "Present Value Tests of an Intertemporal Model of the Current Account". *Journal of Inetrnational Economics* **29** (November): 237-53.