

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

Aluna: Fernanda Assed de A. Senna

Orientador: João Victor Issler

13 de março de 2000

## Resumo

Com base na análise da economia brasileira nas últimas décadas, pode-se supor que sejam expressivas as restrições aos movimentos internacionais de capitais. Para analisar essa questão, aplicamos o modelo intertemporal da conta corrente. O objetivo é testar as proposições do modelo e verificar sua validade para a economia brasileira. As hipóteses básicas são perfeita mobilidade de capitais e a Teoria da Renda Permanente. Não havendo rejeição, a conclusão é que existe perfeita mobilidade de capitais no País e que sua população consegue suavizar o consumo, para isso utilizando-se da conta corrente. Para testar o modelo, trabalha-se com a técnica econométrica desenvolvida por Campbell (1987).

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 nas últimas décadas, pode-se supor que sejam expressivas as restrições aos movimentos internacionais de

capitais. No início do período analisado neste trabalho, os mercados internacionais de capitais ainda não estavam integrados. Os empréstimos bancários no exterior tiveram grande impulso somente no final da década de 60 e início 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, tendo secado a fonte de recursos externos para o País. A situação se agravou com a declaração da moratória em 1987. No início dos anos 90, os progressos na direção da renegociação da dívida externa e o início das reformas econômicas 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 de dezembro de 1994.

Desse modo, percebemos que a integração da economia brasileira com os mercados financeiros internacionais não foi uniforme ao longo do tempo. De fato, eventos importantes contribuíram para interromper as relações com a comunidade financeira internacional, dificultando a mobilidade de capitais.

Para analisar essa questão, aplicamos o modelo intertemporal da conta corrente. O objetivo é testar as proposições do modelo e verificar sua validade para a economia brasileira.

O modelo combina a hipótese de perfeita mobilidade de capitais e a Teoria da Renda Permanente para o comportamento do consumo privado, numa economia pequena e aberta, com o propósito de medir qual seria o fluxo de capitais dessa economia, caso os agentes econômicos se comportem com o objetivo de suavizar o consumo. Sob essa abordagem, a conta corrente apresenta superávits sempre que há expectativas de queda do produto líquido, definido como produto excluído os investimentos e os gastos públicos e estaria em déficit caso contrário, ou seja, quando há expectativas de aumento do produto líquido. Intuitivamente, se os agentes econômicos de um país esperam um aumento do produto líquido futuro, eles contraem empréstimos no exterior, antecipando o aumento do consumo, gerando déficit em conta corrente. Caso a expectativa seja de queda do produto líquido, a tendência do consumo é de retração, e os agentes poupam, promovendo superávit na conta corrente.

O modelo desenvolve a conta corrente que reflete o comportamento do agente representativo baseado nas hipóteses descritas acima. Essa será chamada de conta corrente ótima, pois caracteriza o nível ótimo de movimentos de capitais que permite os agentes econômicos suavizar o consumo, na presença

de choques. A estimação da conta corrente ótima e sua comparação com os dados observados da conta corrente do Brasil levam-nos a resultados importantes. A comparação das volatilidades das séries representa uma maneira alternativa de se medir o grau de mobilidade de capitais de um país. Se a série observada da conta corrente for menos volátil do que a série ótima estimada pelo modelo, isso indica que existem restrições aos movimentos de capitais nesse país. Se o contrário ocorre, ou seja, se a conta corrente observada for mais volátil, é porque a mobilidade de capitais é alta e existem elevados movimentos capitais especulativos.

Os testes serão feitos com base na abordagem formulada por Campbell (1987) para a poupança privada. Campbell mostra que, segundo as hipóteses da Renda Permanente, as pessoas poupam quando esperam que a renda do trabalho caia, ou seja, "people save for a rainy day". No nosso caso, podemos dizer que, de modo a manter o consumo constante, os agentes econômicos poupam quando esperam uma queda do produto líquido, gerando superávit em conta corrente, ou seja, poupam sob a forma de ativos estrangeiros. Basicamente, a metodologia consiste em estimar um Vetor Autoregressivo nessas duas variáveis, após verificar a da estacionaridade das séries de conta corrente e variação do produto líquido. Os coeficientes encontrados serão utilizados para a construção da série da conta corrente ótima. A comparação formal com a série observada será feita mediante restrições impostas a esses coeficientes.

A metodologia mencionada acima 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.

Além disso, Ghosh e Ostry (1995) testaram econometricamente as proposições desse modelo intertemporal para uma grande variedade de países em desenvolvimento, e obtiveram a não rejeição do modelo em dois terços da amostra estudada, inclusive no caso do 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 para escolher o modelo econométrico, o que obviamente pode não ser ótimo para países individualmente.

Os resultados obtidos no presente trabalho sugerem que o modelo é rejeitado para os dados brasileiros, uma vez que nem todas as proposições testáveis são confirmadas. Isso sugere a inexistência de plena mobilidade de capitais, o que é compatível com as suspeitas levantadas a partir da análise histórica. No entanto, foram constatados elevado grau mobilidade de capitais e significativo fluxo de capitais especulativos, pois a série de conta corrente estimada de acordo com o modelo foi menos volátil que a série observada na economia brasileira.

No próximo capítulo será examinado o modelo a ser utilizado no trabalho. No capítulo 2, desenvolvemos a metodologia utilizada. No terceiro capítulo, mostramos os resultados obtidos e fazemos a análise dos mesmos, inclusive a comparação com os obtidos por Ghosh e Ostry. E, por fim, no capítulo 4 é apresentada a conclusão do trabalho.

## 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 (Sachs 1982) e (Obstfeld e Rogoff 1994). Tal abordagem tem como hipóteses básicas a existência de alta mobilidade de capitais entre os países e a suavização de consumo. A principal característica desse modelo, é que a conta corrente é usada pela população de um país como um instrumento para a suavização do consumo. Como é suposto perfeita mobilidade de capitais, os agentes econômicos poupam ou despoupam quando esperam variações do produto, investimento e gastos do governo.

O modelo consiste numa economia pequena e aberta com um agente representativo que vive infinitos períodos e que pode emprestar e tomar recursos à uma taxa fixa de juros. Admitimos que a função de utilidade do indivíduo é 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, sob a hipótese de expectativas racionais,  $\beta \in (0, 1)$  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 num período  $t$  qualquer 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, seja  $b_{t+1}$  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:

$$CA_t = s_t - i_t \quad (4)$$

onde  $s_t = y_t + rb_t - c_t - g_t$

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 o modelo, resolvemos o Problema do Planejador Central, maximizando a equação (1), sujeito à restrição orçamentária intertemporal dada pela equação (2), e chegamos 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, obtem-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:

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

com a seguinte condição de transversalidade:

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

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:

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

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 con-

<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.

sumo 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 intertemporal do agente representativo. 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 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 Hipótese 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:

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

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:

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

que equivale a:

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

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:

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

Essa relação nos mostra que a conta corrente ótima é igual a (menos) o valor presente de mudanças esperadas no produto líquido. Indica que choques permanentes no produto líquido, que não têm efeito nas mudanças esperadas, deixam a conta corrente inalterada. Apenas choques temporários no produto, investimentos ou gastos do governo geram mudanças no saldo da conta corrente. 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 na presença de choques temporários. 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, ou seja, “people save 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 permanente.

## 2.2 Técnica Econométrica

O modelo econométrico utilizado neste trabalho é baseado na metodologia desenvolvida por Campbell (1987) para a poupança privada, onde 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

---

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

conta corrente é estacionária em nível, sob a hipótese nula de que  $CA_t = CA_t^*$ , pois como pode ser visto pela equação (24), trata-se de 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  $z_t = \alpha' x_t$  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  $R_t = [ (Pnb_t - i_t - g_t), c_t ]$  forem individualmente  $I(1)$ , pela definição e pela equação (2) temos que  $CA_t = [ 1 \quad -1 ] R_t$ . 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, as escolhas 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  $y_t$  tem representação na forma de correção de erro se pode ser expresso como:*

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

onde  $\eta_t$  é uma perturbação multivariada estacionária,  $A(0) = I$ ,  $A(1)$  tem todos os elementos finitos,  $W_t = \alpha' y_t$  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:

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

onde  $C(L)$  é a matriz polinomial do operador defazagem  $L$  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 de  $c_t$  e  $(Pnb_t - i_t - g_t)$  ao calcularmos o vetor de cointegração.

Para simplificar a equação (27), podemos reescrevê-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:

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

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 defazados. 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 defazadas 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 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, idéia de que “people save for a rainy day”, ou seja, as pessoas poupam quando esperam uma queda na sua renda futura. A relação de causalidade pode ser testada medindo-se a significância dos coeficientes  $b(L)$  pela estatística  $t$ , ou fazendo-se o próprio teste de causalidade de Granger.

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 (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:

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

---

<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 considera-las no modelo.

Onde  $h'$  é um vetor com  $2p$  elementos nulos exceto o primeiro. Fazendo as contas, chegamos 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

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

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:

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

---

<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.

Essas restrições serão testadas pelo teste de Wald.

Além do teste de restrição nos coeficientes do VAR, como forma de testar se os desvios com relação a 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 taxa das variâncias e a correlação das séries são iguais a um, então o modelo é satisfeito.

Assim, para resumir a questão acima, os principais testes que serão feitos no presente trabalho são: verificar a existência de uma raiz unitária na série da conta corrente observada na economia brasileira; analisar se a conta corrente ajuda prever variações do produto líquido; testar formalmente a igualdade das duas séries de desvios da conta corrente em relação a média e comparar a magnitude e sentido dos movimentos de ambas. Seguindo Otto (1992), as implicações do modelo estudado a serem examinadas nas próximas seções são:

- 1) Estacionaridade da  $CA_t$  em nível.
- 2)  $CA_t$  causa-Granger  $\Delta Z_t$ .
- 3) Validade estatística das restrições do modelo.
- 4) Comparação da volatilidade das séries  $CA_t$  e  $CA_t^*$  e estimação da covariância de ambas.



## 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 para cá. 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.

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

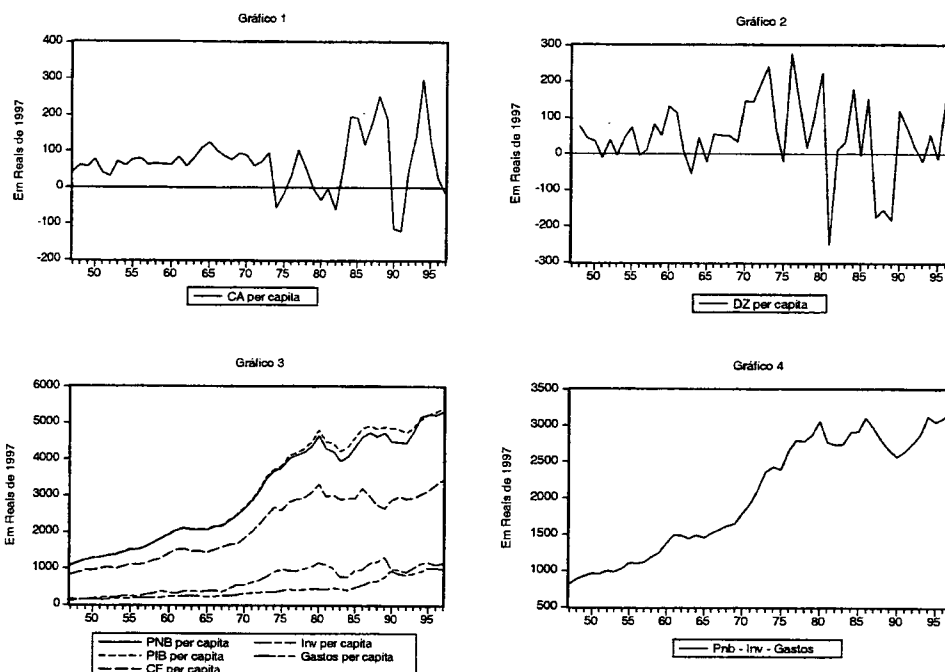
Como vimos na seção anterior, a primeira etapa da análise empírica é o estudo das propriedades estocásticas das séries usadas no trabalho relacionadas à estacionaridade do polinômio auto-regressivo. Para isso, utilizamos os testes de raíz unitária Augmented Dickey Fuller (ADF) e Phillips e Perron <sup>6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

---

<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.

os 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 Raíz Unitária*

Variável	Lags	Teste ADF	Teste de Phillips-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
$(\Delta Pnb_t - \Delta i_t - \Delta g_t)$	4	-3,916**	-5,780**
$CA_t$	2	-5,771**	-3,750**
$\Delta Z_t$	4	-3,148*	-5,970**

- Notas :1) O número de lags usados foi escolhido com base no teste-t.  
2) Os testes de raiz unitária para as séries  $(Pnb_t - i_t - g_t)$  e  $c_t$  incluem constante e tendência linear e para as séries  $\Delta Z_t$ ,  $CA_t$ ,  $(\Delta Pnb_t - \Delta i_t - \Delta g_t)$   $\Delta c_t$  e  $CA_t^*$  incluem constante.  
3) Os símbolos (\*\*) e (\*) representam rejeições da hipótese de existência de raiz unitária a 1% e 5%, respectivamente.  
4) O número de lags é relacionado apenas ao teste ADF.  
5) A série de  $CA_t$  foi calculada após a estimação do valor de  $\theta$ .

Para a verificação de 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, já que o único problema encontrado foi a rejeição da hipótese de normalidade.

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  $\lambda_{\text{máx}}$ . 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 $\lambda_{\text{máx}}$	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 coinegração					
$(Pnb_t - i_t - g_t)$			$c_t$		
1,00			-0,93166		

\*\* 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**

\*\* 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, não encontramos autocorrelação nem heterocedasticidade, apenas indicando a não existência de normalidade nos dados.

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*

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

\*\* 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. O resultado do modelo de que a conta corrente Granger-cause variações no produto líquido pode ser verificado mediante o estudo dos próprios coeficientes de  $CA_{t-1}$  e  $CA_{t-2}$  na equação de  $\Delta Z_t$ . Tais coeficientes não são significativos segundo a estatística *t*. Isso indica que a conta corrente não Granger-cause variações em  $Z$ . Além disso, podemos verificar essa relação usando o próprio teste de causalidade de Granger mostrado na Tabela VIII (teste F com a hipótese nula de que todos os coeficientes referentes a  $CA_t$  na equação de  $\Delta Z_t$  são nulos). Esse teste indica a não rejeição da hipótese nula de não causalidade, nos dois sentidos. No entanto, o sinal da soma dos coeficientes de  $CA_{t-1}$  e  $CA_{t-2}$  na equação de  $\Delta Z_t$  é negativo, sugerindo que o país aumenta seu superávit em conta corrente (ou diminui seu déficit) quando espera uma queda do seu produto líquido futuro.

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 ( $CA_t$ )		
	Coefficiente	DP	valor- <i>t</i>	Coefficiente	DP	valor- <i>t</i>
$\Delta Z_{t-1}$	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	<i>p</i> – <i>value</i>
$CA_t$ 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

O objetivo desta seção é a estimar da série de conta corrente ótima ( $CA_t^*$ ) e compará-la com a série de conta corrente efetivamente observada na economia brasileira ( $CA_t$ ).

Antes disso, estimamos a série de variações da conta corrente ótima em torno de sua média ( $CA_t^* - \mu_{CA^*}$ ) e a comparamos com a série de variações da conta corrente observada em torno de sua média ( $CA_t - \mu_{CA}$ ), reportados na Tabela VII, na matriz A da equação (38). O valor da taxa de juros internacional é suposto 2% ao ano<sup>7</sup>. Após as substituições destes valores na equação (38) e fazendo-se as contas, encontramos a série de variações da conta corrente ótima em torno da sua média como uma combinação linear das séries do vetor ( $X_t - \mu$ ):

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

<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.

Uma vez obtida a  $(CA_t^* - \mu_{CA^*})$ , podemos compara-la com a  $(CA_t - \mu_{CA})$ . Primeiro comparamos formalmente as duas séries impondo as restrições nos parâmetros do VAR, mostradas por (42) no capítulo 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 na equação (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*

$\chi^2(4)$	<i>p - value</i>
6,1553	0,1878

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

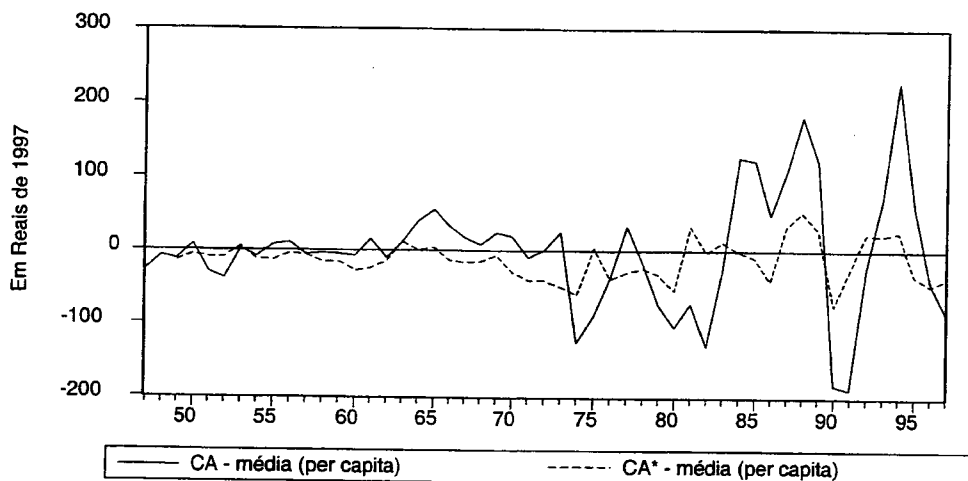
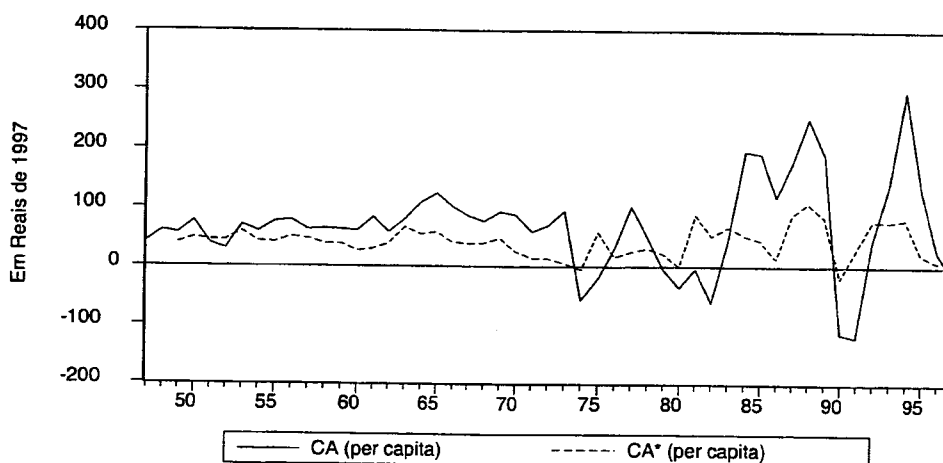


Gráfico 6



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, não rejeitamos o modelo.

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.

### 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 o coeficiente  $b(L)$  do VAR, equação (27), estatisticamente significativa, sugerindo que a conta corrente causa Granger 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 signifi-

---

<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.

cante e deveria ter sido incluída no cálculo<sup>10</sup>.

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

	EQ.1 ( $\Delta Z_t$ )			EQ.1 ( $CA_t$ )		
	Coeficiente	DP	valor- <i>t</i>	Coeficiente	DP	valor- <i>t</i>
$\Delta Z_{t-1}$	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

TABELA XII  
*Comparação com resultados internacionais*

	Result. Ghosh e Ostry	Resut. Senna
Teste ADF para $CA_t$ (est.- <i>t</i> )	-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- <i>t</i>	estatística- <i>t</i>
$CA_{t-1}$	-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. Entretanto, é curioso o fato da não obtenção da rejeição do teste de restrição nos parâmetros, que indica a igualdade estatística das duas séries de conta corrente, já que graficamente elas parecem bastante distintas. Como já foi dito, Ghosh e Ostry atribuem esse fato ao tamanho dos desvios-padrão encontrados.

<sup>10</sup> A inclusão ou não da constante do VAR não altera a maneira de testar as restrições nos coeficientes. Porém, Ghosh e Ostry não deixam claro se o VAR é estimado ou não com as constantes. Consideramos que o VAR foi estimado com constantes e que essas apenas não foram consideradas depois de sua estimação.

## 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 alta mobilidade de capitais, os agentes econômicos devem ser capazes de suavizar o consumo. Para a economia como um todo, isso implica que a conta corrente do Balanço de Pagamentos deve se comportar como um instrumento que permite a suavização do consumo agregado, na presença de choques que afetem o produto líquido, definido como o PIB menos investimentos e gastos públicos.

O presente trabalho apresentou a aplicação do Modelo Intertemporal da Conta Corrente para o Brasil, com o objetivo de testar a validade do mesmo, ou seja, verificar se os resultados obtidos são compatíveis com o que é observado na economia. Basicamente, quatro resultados do modelo foram testados: a estacionaridade da série de conta corrente observada no Brasil; a questão da causalidade no sentido de Granger entre a conta corrente e as variações do produto líquido; a igualdade estatística das duas séries de desvio da conta corrente em relação a sua média e a comparação da volatilidade de ambas. Os resultados obtidos indicam que nem todas as implicações do modelo se aplicam aos 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 implica que o País não se encontra restrito o suficiente para impedir que a população suavize 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.

No entanto, não foi verificada a existência da causalidade de Granger como o modelo previa, ou seja, foi constatado que a conta corrente não ajuda a prever variações do produto líquido. Esse resultado não foi obtido por Ghosh e Ostry (1995). Segundo o estudo feito por eles, para 45 países em desenvolvimento, foi encontrada causalidade entre a conta corrente e a variação do produto líquido.

Por último, foi constatado que a conta corrente observada apresenta uma volatilidade bastante superior à volatilidade da conta corrente ótima. Isso

indica 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 aceitação da não 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.

## BIBLIOGRAFIA:

- 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
- Campbell, Jonh Y. (1987). "Does saving anticipate declining labor income? An alternative test for the permanent income hipoteseis". *Econometrica* **55** (November):1249-73.
- Campbell, Jonh Y. e Deaton, Angus (1989): "Why is Consumption So Smooth?" *The Review of Economic Studies* **56**:357-374.
- Combell, Jonh Y., e Robert J. Shiller (1987). "Cointegration and tests of present value models." *Journal of Political Economy* **95** (October): 1062-88.
- Engle, Robert F. and Clive W.J. Granger (1987). "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing. " *Econometrica* **55** (March): 251-276.
- Ghosh, Atish R.(1995): "International Capital Mobility Amongst the Major Industrialised Counties: Too Little or Too Much. " *The Economic Journal* **105** (January): 107-128.
- Ghosh, Atish R. and Jonathan D. Ostry. (1995). "The Current Account in developing coutries: A perspectivve from the consumption-smoothing approach". *World Bank Economic Review* **9** (May): 305-33.
- Obstfeld, Maurice e Rogpff, Kenneth (1996). "Foundations of International Macroeconomics" Caps 1 e 2.
- 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.
- Sachs, Jeffrey, "The current Account in the Macroeconomic Adjustment Process." *Scandinavian Journal of Economics*, November 1986, **18**:251-275.
- 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.