

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

Fernanda Assed de A. Senna
João Victor Issler

EPGE-FGV
EPGE-FGV

RESUMO

Com base na análise histórica da economia brasileira nas últimas décadas, poder-se-ia supor serem expressivas aqui as restrições aos movimentos internacionais de capitais. Para quantificar essas restrições, 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 futuras do produto líquido. Os resultados encontrados revelam que o modelo é rejeitado para os dados brasileiros, uma vez que nem todas as suas 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.

PALAVRAS-CHAVE

mobilidade de capitais, conta corrente, suavização do consumo, cointegração, modelos VAR

ABSTRACT

After a careful historical analysis of the Brazilian economy for the post-WWII period one concludes that the country have faced at least some restrictions to capital mobility. In order to formally test its degree, we propose using econometric tools applied to the intertemporal model of consumption smoothing, where current-account movements are a result of optimal consumption behavior, i.e., current-account deficits finance consumption increases today when income is expected to rise in the future (and vice-versa). Our econometric results concur with the a priori historical perspective, since we formally reject some of the testable restrictions of the theoretical model. Despite that, we find some degree of capital mobility for the Brazilian economy, which is discussed in the context of the intertemporal model of consumption smoothing.

KEY WORDS

capital mobility, current account, consumption smoothing, cointegration, VAR models

JEL Classification

C32, C53

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 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 demasiadamente 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 (1996) 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. De forma oposta, há superávit em conta corrente quando se espera uma queda futura do produto líquido.

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 & 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 Auto-regressivo (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), dentre outros. 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 VARs não incluíram constantes em nenhum dos casos, o número de defasagens foi uniformemente escolhido (uma defasagem) para todos os países, e a extensão da amostra foi relativamente curta, refletindo a escassa disponibilidade de dados homogêneos para um grande número de países. Uma de nossas contribuições para essa literatura no Brasil é exatamente refazer essa análise com maior rigor econométrico e com dados mais longos dos 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 segunda seção apresentam-se os resultados obtidos, que são analisados e comparados com aqueles obtidos por Ghosh e Ostry. A última seção apresenta as conclusões.

1. METODOLOGIA

1.1 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 (1996) 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 a uma taxa de juros fixa. Admite-se 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 é 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 se admite 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 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), tem-se:

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

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

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

Repetindo essas substituições sucessivamente, chega-se à seguinte equação de restrição:

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

$$+ \sum_{j=0}^T \left(\frac{1}{1+r} \right)^j (y_{t+j} - g_{t+j} - i_{t+j}),$$

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, tem-se:

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j (c_{t+j}) = (1+r)b_t \tag{12}$$

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

Admite-se 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.¹

Desse modo, a equação de Euler fica:

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

Adiantando essa equação j períodos e substituindo os valores encontrados na equação (13) obtém-se:

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

Substituindo (14) em (12) obtém-se a equação aproximada² para o consumo ótimo:

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

1 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.

2 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 & OSTRY (1995) e outros autores que trabalham com essa equação desconsideram esse termo.

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 & ROGOFF, 1994) e (SHEFFRIN & WOO, 1990) ou simplesmente fluxo de caixa nacional (GHOSH, 1995) e (GHOSH & OSTRY, 1995). O parâmetro θ 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 θ 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) 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) 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 θ . Ao incluir θ na equação, exclui-se a tendência do consumo, permanecendo apenas o componente de suavização.

Substituindo (15) na expressão (16), tem-se:

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

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

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

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:

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

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, e usando a condição de transversalidade apropriada, tem-se:

$$CA_t^* = - \sum_{j=2}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j E_t [\Delta Z_{t+j}] \quad (23)$$

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 à expressão de 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 caso em questão, a equação acima mostra que os agentes econômicos de um país poupam, na forma de ativos estrangeiros, quando esperam queda futura do produto líquido.

1.2 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, desenvolve-se 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 dar início ao desenvolvimento da técnica, a equação (23) é reescrita, 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 ΔZ_t é uma variável estacionária,³ 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 estacionariedade 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.

Definição 1 (ENGLE & GRANGER, 1987) *Um vetor x_t é dito ser cointegrado de ordem d , b , denotando por $x_t \sim CI(d, b)$ se: i) todos os componentes de x_t são integrados de ordem d (estacionários 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 α é chamado de vetor de cointegração.*

3 Essa hipótese será testada e confirmada.

No caso das séries utilizadas neste trabalho, se as séries do vetor x_t definido como $x_t (Pnb_t - i_t - g_t, c_t)'$ forem individualmente $I(1)$, pela definição e pela equação (2) tem-se que $CA_t [1, -1]x_t$. Como CA_t é estacionária, então $x_t \sim CI(1, 1)$.

Para se efetuar os testes para a conta corrente, utiliza-se um VAR estacionário. No entanto, a escolha das variáveis estacionárias que compõem o VAR requer cuidado especial. A escolha mais óbvia seria a das séries Δc_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.

Definição 2 (ENGLE & 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 η_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 & GRANGER, 1987) se um vetor de séries temporais é cointegrado, existe uma representação na forma de correção de erro para esse vetor. No caso em estudo, como $x_t \sim CI(1,1)$, pode-se escrever as séries CA_t e x_t na forma:

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

onde $C(L)$ é a matriz polinomial do operador defasagem L e δ 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 ΔZ_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 θ :

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

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

Para simplificar a equação (27), pode-se reescrevê-la como um sistema de primeira ordem:

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

Escrevendo a equação (29) numa forma mais compacta, obtém-se.

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

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 econométrista que consiste dos valores ΔZ_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 variações no produto líquido, isto é, CA_t ajuda a prever ΔZ_t no futuro. Com base na equação (24), nota-se que CA_t é um previsor ótimo de ΔZ_t , condicional ao conjunto de informação do agente. Então, CA_t terá um alto poder explicativo sobre ΔZ_t se os agentes tiverem informações úteis para prever ΔZ_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 ΔZ_t , ΔZ_{t-1} etc. Como já foi dito, essas informações são obtidas pelo econometrista quando as séries de CA_t são incluídas no conjunto H_t . Para ficar mais clara a idéia de que deve existir causalidade de Granger, suponha-se, por exemplo, que o governo anuncie um aumento de salários dos servidores públicos; o agente representativo sabe que isso implicaria 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) de 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 Auto-regressivo, contidos na matriz A da equação (30). Em seguida, projeta-se a equação (24) no conjunto de informações H_t e obtém-se:

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

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, tem-se:⁴

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

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), tem-se:

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

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 ΔZ_t e CA_t são estacionárias. A equação acima 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 podem ser estimados (calibrados)

4 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.

ou 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, define-se $CA_t^* - \mu_{CA^*} = g'(X_t - \mu)$ ⁵, onde g' é um vetor com $2p$ elementos, todos nulos, exceto o $p + 1$ -ésimo e reescreve-se 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 $\left(I - \frac{A}{1+r} \right)$ obtém-se:

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

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

$$c_i = a_i, \quad i = 1, \dots, p \quad (42)$$

$$d_1 = (1+r) + b_1$$

$$d_i = b_i, \quad i = 2, \dots, p,$$

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

5 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.

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), pode-se comparar a volatilidade dessas séries. Para isso, comparam-se as 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 ΔZ_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 formam as 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 é feito na próxima seção.

2. RESULTADOS EMPÍRICOS

2.1 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 mais obtido 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.⁶

É importante mencionar que não foram utilizados 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.

2.2 Testes de Raiz Unitária e Cointegração

Como visto na seção anterior, a primeira etapa da análise empírica é o estudo das propriedades estocásticas das séries usadas no trabalho relacionadas à estacionariedade do polinômio auto-regressivo. Para isso, utilizam-se os testes de raiz unitária Augmented Dickey Fuller (ADF) e Phillips e Perron.⁷ 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 se efetuar os teste de raiz unitária. Para isso utilizam-se os gráficos a seguir:

6 O endereço eletrônico da página do IBGE é www.ibge.gov.br. Lá há um *link* para documentos de trabalho do órgão.

7 Para o teste ADF, ver DICKEY & FULLER (1979, 1981) e para o de Phillips Perron, ver PHILLIPS (1987) e PHILLIPS & PERRON (1988). Noções básicas sobre esses testes podem ser encontradas em HAMILTON (1994, cap. 17, p. 486-517).

GRÁFICO 1

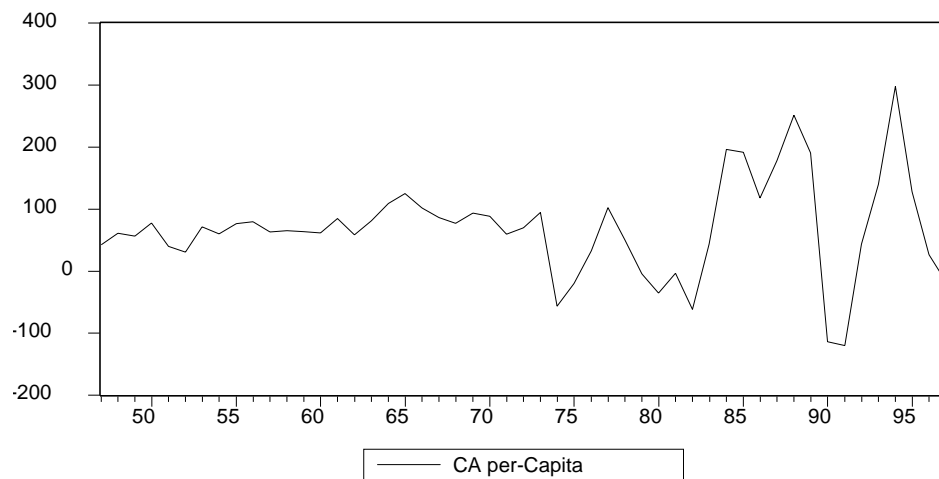


GRÁFICO 2

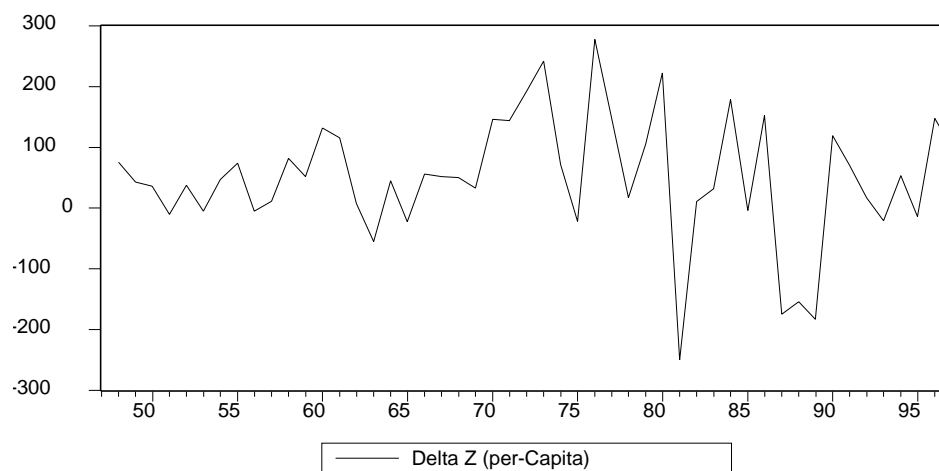


GRÁFICO 3

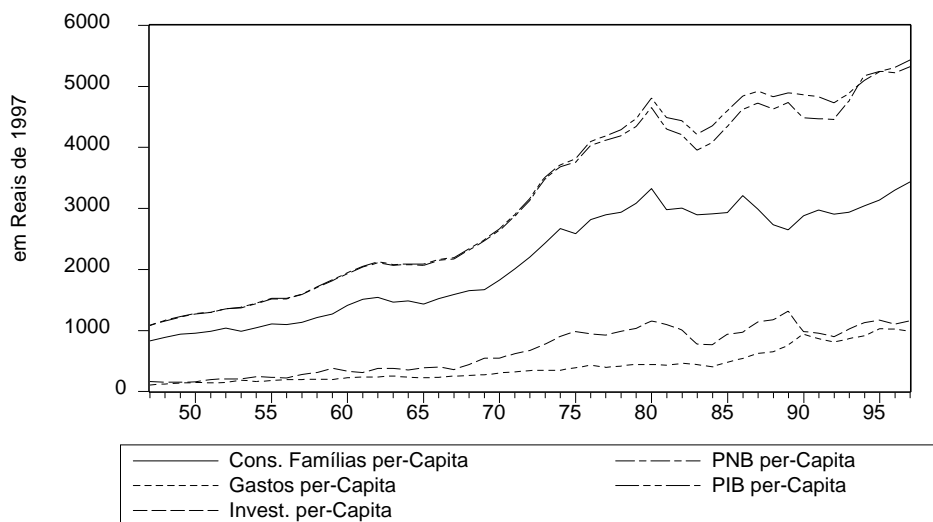
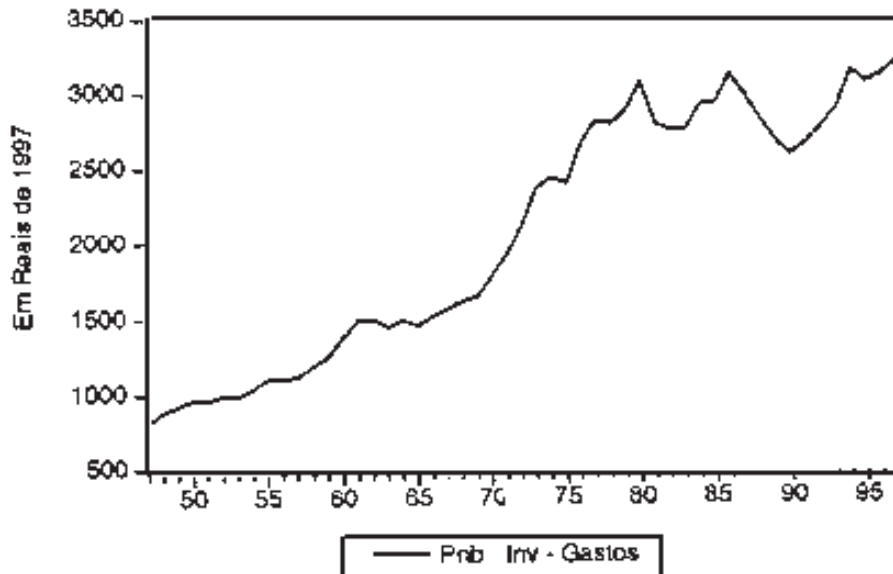


GRÁFICO 4



De acordo com os Gráficos 1 e 2, as séries de CA_t e ΔZ_t parecem ser séries $I(0)$. Para confirmar as suspeitas geradas pela análise gráfica relacionadas à existência ou não de raiz unitária analisam-se os resultados dos testes ADF e Phillips-Perron reportados na Tabela 1. A hipótese nula de uma raiz unitária é rejeitada para as séries CA_t e ΔZ_t , indicando estacionariedade, conforme esperado.

A análise das outras séries está baseada nas equações (2) e (28). Nota-se, 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 1 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, pode-se 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 cointegram, já que a combinação linear das duas, dada pela equação (2), é estacionária, como já foi analisado.

TABELA 1 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Variável	Lags	Teste ADF	Teste Phillips-Perron
c_t	4	-2,218	-2,283
Δc_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**
ΔCA_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 θ .

Para verificar possíveis relações de longo prazo entre (c_t) e $(Pnb_t - i_t - g_t)$, utiliza-se a análise de cointegração baseada em verossimilhança, usando-se o método proposto por Johansen (1988 e 1991). Entretanto, antes de aplicar o teste de Johansen, é preciso definir a ordem do Vetor Auto-regressivo (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 2, o número de *lags* mais apropriado para o VAR é dois. Os testes de diagnóstico feitos posteriormente (não reportados), e 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 2 - 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 3 é apresentado o teste de cointegração. Nota-se, primeiramente, que a hipótese nula de não existência de cointegração é rejeitada a um nível de significância de 1%, tanto para a estatística do Traço quanto para a estatística do λ_{\max} . Já a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a um não é rejeitada. Isso sugere a existência de um vetor de cointegração, o qual é estimado como (1, -0.93166). Na Tabela 4 testa-se se esse vetor é estatisticamente igual a (1, -1), pelo teste de cointegração 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 θ , 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 do 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 θ na equação (28), elimina-se a tendência do consumo, com o objetivo de focar somente o componente de suavização.

TABELA 3 - TESTE DE JOHANSEN

Autovalores	Est. do λ_{max}	95%	Est. do Traço	95%	H_0 : 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 4 - TESTE DE COINTEGRAÇÃO RESTRITA

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

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

2.3 Estimação do VAR

Seguindo o método econométrico desenvolvido na seção 1.2, após ter verificado a existência de cointegração e encontrado o valor de θ , é possível estimar um VAR irrestrito em CA_t e ΔZ_t . Novamente, a escolha da ordem do VAR é feita de acordo com os critérios de informação de Hannan-Quinn e Schwarz. Como pode-se observar na Tabela 5, 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 6, é feito o teste de diagnóstico para a confirmação da ordem escolhida. Segundo os testes de autocorrelação serial, heterocedasticidade e normalidade, usando-se os resíduos, não se encontrou autocorrelação nem heterocedasticidade, mas apenas a não existência de normalidade dos erros.

TABELA 5 - 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 6 - TESTE DE DIAGNÓSTICO

	χ^2	p-valor
Autocorrelação Serial (lags 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 padrões e as estatísticas t associados a cada um são mostrados na Tabela 7. Vale notar que os coeficientes de CA_{t-1} e CA_{t-2} na equação de ΔZ_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 formalmente a causalidade de Granger usando-se o teste F da hipótese nula de que todos os coeficientes referentes a CA na equação de ΔZ_t são nulos (ver Tabela 8). 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 7 - ESTIMAÇÃO DO VAR

Regressor	EQ.1 (ΔZ_t)			EQ.2 (CA_t)		
	Coefficiente	DP	Estat.-t	Coefficiente	DP	Estat.-t
ΔZ_{t-1}	0,105	0,158	0,664	0,031	0,091	0,341
ΔZ_{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 8 - TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Hipótese nula	p - valor
CA_t não-Granger-causa ΔZ_t	0,65429
ΔZ_t não-Granger-causa CA_t	0,61745

2.4 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 7. O valor da taxa de juros internacional é suposto 2% ao ano.⁸ 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:

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

Uma vez obtida a ($CA_t^* - \mu_{CA^*}$), pode-se compará-la com a ($CA_t - \mu_{CA}$). Primeiro comparam-se formalmente as duas séries impondo as restrições nos parâmetros do VAR, mostradas por (42) acima. Estas são conjuntamente testadas pelo teste de Wald, que tem distribuição χ^2 , com o número de graus de liberdade igual ao número de restrições impostas. A não rejeição destas hipóteses implica o terceiro resultado importante do modelo, ou seja, que as séries ($CA_t^* - \mu_{CA^*}$) e ($CA_t - \mu_{CA}$) são estatisticamente iguais. De fato, como pode ser visto na Tabela 9, 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.

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

TABELA 9 - TESTE DE WALD

$\chi^2(4)$	p-value
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, faz-se 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

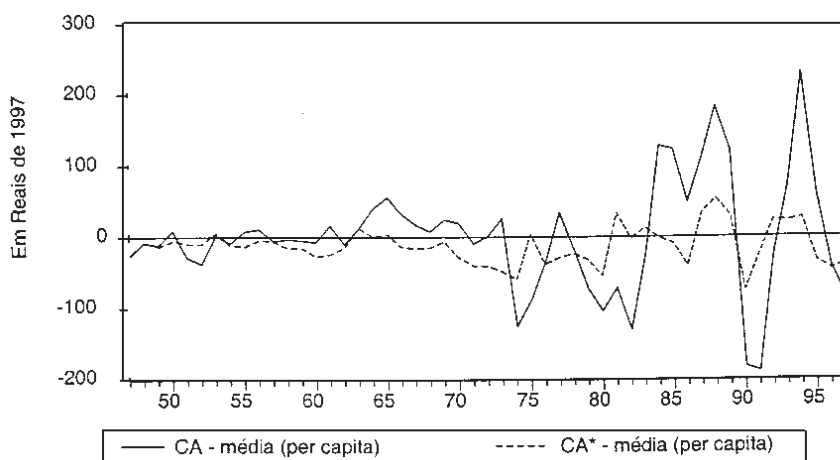
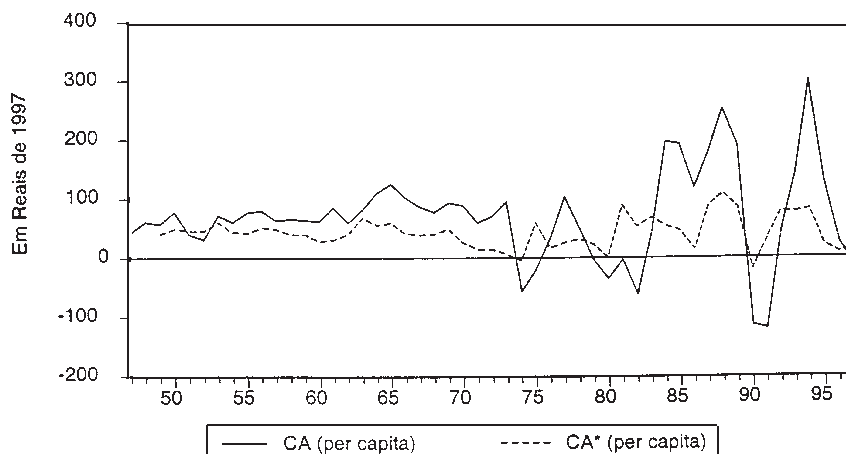


GRÁFICO 6



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, ademais, 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 padrões dos coeficientes do VAR. O tamanho desses desvios pode fazer com que, estatisticamente, essas duas séries sejam iguais. Isso explica por que as séries, graficamente, apresentam-se bastante distintas, mas o modelo não é formalmente rejeitado.

Com relação à volatilidade das séries, nota-se 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, que resulta em uma razão de 9,15, como mostrado na Tabela 9. 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 a movimentos especulativos, quando estes não são absorvidos pelas reservas.

Desconsiderando a magnitude dos fluxos de capitais, isto é, a volatilidade das séries, pode-se 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 10 - 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 diz respeito 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, pode-se 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.

2.5 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 se comparar testes aplicados a amostras de tamanhos distintos, obviamente encontraram-se 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 estacionariedade da série.

Do mesmo modo, o teste de cointegração chega a resultados semelhantes, nos dois casos. O vetor de cointegração 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 cointegração restrita para averiguar se esse parâmetro é estatisticamente igual a um. É válido mencionar que, para a maioria dos países por eles estudados, o valor de θ encontrado foi 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 de apenas 6,72.⁹ 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, notou-se 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 aqui obtido. Para eliminar a suspeita de que isso possa ter ocorrido em virtude da diferença nos tamanhos das amostras utilizadas, reestimou-se o VAR em CA_t e ΔZ_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.¹⁰ No entanto, continuou-se a não identificar causalidade de Granger. Os coeficientes e as respectivas estatísticas- t aqui estimados são reportados na Tabela 11, e a comparação dos demais testes pode ser melhor analisada com o auxílio da Tabela 12.

É importante mencionar que Ghosh e Ostry não incluíram, no cálculo da série da conta corrente ótima, a constante do VAR. Como se pode ver na Tabela 11, a constante da equação (1) do sistema é estatisticamente significativa e deveria ter sido incluída no cálculo.¹¹ Esse detalhe pode ter sido o determinante das diferenças observadas nos dois testes.

9 Os autores testam a hipótese de que essa taxa é igual a um, pelo teste de χ^2 , e não encontram rejeição desta hipótese. Esse teste não foi efetuado neste trabalho.

10 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.

11 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 leva a que se conclua que foi este o caso.

TABELA 11 - ESTIMAÇÃO DO VAR (1960-1990)

	EQ.1 (ΔZ_t)			EQ. 1 (CA_t)		
	Coefficiente	DP	valor-t	Coefficiente	DP	valor-t
ΔZ_{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 12 - COMPARAÇÃO COM RESULTADOS INTERNACIONAIS

	Resultados Ghosh e Ostry	Nossos Resultados
Teste ADF para CA_t (est.- $\hat{\eta}$)	-3,31	-5,77
Parâmetro θ	0,97	0,93
Teste de Wald (χ^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.

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 examinadas: (i) a estacionariedade 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 estacionariedade 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 à 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 padrões, os quais são extremamente elevados.

A maior falha do modelo teórico em aderir aos dados foi em relação à 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, pode-se dizer que há “mobilidade parcial” de capitais, o que é compatível com as suspeitas levantadas a partir da análise histórica descrita na Introdução.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- CAMPBELL, Jonh Y. Does saving anticipate declining labor income? An alternative test for the permanent income hypothesis. *Econometrica* 55, p. 1249-73, November 1987.
- CAMPBELL, Jonh Y. & DEATON, Angus. Why is consumption so smooth? *The Review of Economic Studies* 56, p. 357-374, 1989.
- CAMPBELL, Jonh Y. & SHILLER, Robert J. Cointegration and tests of present value models. *Journal of Political Economy* 95, p. 1062-88, October 1987.
- ENGLE, Robert F. & GRANGER, Clive W. J. Cointegration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica* 55, p. 251-276, March, 1987.

- GHOSH, Atish R. International capital mobility amongst the major industrialised countries: too little or too much. *The Economic Journal* 105, p. 107-128, January 1995.
- GHOSH, Atish R. & OSTRY, Jonathan D. The current account in developing countries: a perspective from the consumption-smoothing approach. *World Bank Economic Review* 9, p. 305-33, May 1995.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- _____. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, p. 1551-1580, 1991.
- OBSTFELD, Maurice & ROGOFF, Kenneth. *Foundations of international macroeconomics*. Cambridge: MIT University Press, 1996.
- OTTO, Glenn. Testing a present-value model of the current account: evidence from US and Canadian time series. *Journal of International Money and Finance* 11, p. 414-30, October 1992.
- SACHS, Jeffrey. The current account in the macroeconomic adjustment process. *Scandinavian Journal of Economics*, 84, p. 147-159, November 1982.
- SHEFFRIN, Steven M. & WOO, Wing Thy. Present value tests of an intertemporal model of the current account. *Journal of International Economics* 29, p. 237-53, November 1990.

Este artigo é uma versão revisada da dissertação de mestrado de Fernanda A. A. Senna, supervisionada por João Victor Issler. Os autores agradecem a Gustavo Gonzaga e Cristina Terra (membros da banca) pelas sugestões apresentadas quando da defesa da dissertação. Os erros remanescentes são de responsabilidade exclusiva dos autores, que agradecem ao CNPq e ao PRONEX pelo auxílio financeiro. (Recebido em março de 2000. Aceito para publicação em outubro de 2000).