

Área 3 - Teoria Econômica e Métodos Quantitativos

Mobilidade de Capitais no Brasil: Impacto da Introdução de Juros e Câmbio no Modelo Intertemporal da Conta Corrente

Classificação JEL: **E27, F32, F41**

Nelson da Silva

Mestre em Economia pela Universidade Federal de Santa Catarina - UFSC e Doutorando em Economia pela Universidade de Brasília – UnB

Joaquim P. de Andrade

Professor Titular do Departamento de Economia da Universidade de Brasília – UnB

Endereço

Universidade de Brasília. Instituto de Ciências Humanas Departamento de Economia Campus Universitário Darcy Ribeiro - ICC Ala Norte Brasília-DF CEP 70910-900, Tel: (61) 307-2498 Fax: (61) 340-2311, e-mail: jandrade@unb.br; nelson@unb.br.

Mobilidade de Capitais no Brasil: Impacto da Introdução de Juros e Câmbio no Modelo Intertemporal da Conta Corrente

Nelson da Silva *

Joaquim P. de Andrade **

Resumo

O modelo intertemporal padrão da conta corrente assume as hipóteses bastante restritivas de que todos os bens são comercializáveis nos mercados internacionais e de que a taxa de juros internacional é constante. Neste artigo analisamos as implicações empíricas de se introduzir essas variáveis no modelo básico das transações correntes. Usando dados anuais e trimestrais disponíveis, neste trabalho seguimos o modelo intertemporal da corrente de Bergin e Sheffrin (2000) para avaliarmos a dinâmica das transações correntes e a mobilidade de capitais no Brasil nesse contexto. O modelo BS segue na linha dos modelos de valor presente e possibilita a introdução da taxa de juros e da taxa de câmbio. Esta é uma variável relevante quando permitimos que uma parcela dos bens produzidos não seja comercializável internacionalmente. Os testes do modelo seguem a técnica econométrica desenvolvida por Campbell (1987) e Campbell e Shiller (1987). Os resultados empíricos deste trabalho sugerem que a introdução dos juros e do câmbio no modelo intertemporal da conta corrente não é suficiente para que se consiga explicar consistentemente as flutuações trimestrais e anuais no saldo das transações correntes do Brasil. Além disso, concluímos que os resultados dependem em grande escala da magnitude da elasticidade de substituição intertemporal.

Palavras-Chave: **Conta Corrente — Mobilidade de Capitais – Taxa de Juros e Câmbio - VAR**

Classificação JEL: **E27, F32, F41**

Abstract

Standard intertemporal model of the current account assumes quite restrictive hypothesis that goods are tradables in international markets and that foreign interest rate is constant. In this paper we analyze the empirical implications of introducing these variables in the basic model of current account. Using annual and quarterly data we follow Bergin and Sheffrin's (2000) intertemporal model to evaluate the dynamic of the current account and capital mobility in Brazil in that context. BS model follows in line with the present value models and it enables us to insert interest and exchange rates. The later is a relevant variable when a portion of the produced goods is composed of non tradables. Tests of the model follow the econometric technique developed by Campbell (1987) and Campbell and Shiller (1987). The empirical results of this work suggest that the introduction of the interest and exchange rates in the intertemporal model of the current account is not enough for one to explain consistently quarterly and annual fluctuations of the Brazilian current account balance. Moreover, we conclude that the results depend largely on the size of the intertemporal elasticity of substitution.

Key-Words: **Current Account — Capital Mobility – Interest and Exchange Rates - VAR**

* Departamento de Economia, Universidade de Brasília (UnB), e-mail: nelson@unb.br

** Universidade de Brasília. Instituto de Ciências Humanas Departamento de Economia Campus Universitário Darcy Ribeiro - ICC Ala Norte Brasília-DF CEP 70910-900, Tel: (61) 307-2498 Fax: (61) 340-2311, e-mail: jandrade@unb.br.

1. Introdução

Do ponto de vista intertemporal, a conta corrente é a manifestação das decisões de consumo e poupança. O modelo intertemporal da conta corrente possibilita o estudo das decisões de poupança de um agente representativo que visa suavizar seu consumo. Na sua estratégia de modelagem, a teoria intertemporal considera a conta corrente como uma ferramenta doméstica na qual os residentes usam para suavizar o consumo frente aos choques específicos do país doméstico tomando ou cedendo empréstimos ao resto do mundo.

Os testes do valor presente, seguindo a metodologia de Campbell (1987), utilizam a estrutura completa do modelo intertemporal da conta corrente para derivar hipóteses testáveis. O modelo intertemporal simples implica que quando se espera que a renda futura aumente, em razão de um choque tecnológico específico do país, por exemplo, os agentes domésticos procuram suavizar o consumo contraindo empréstimos no mercado financeiro internacional por conta disso e, conseqüentemente, a economia enfrenta um déficit em conta corrente. Uma autoregressão vetorial (VAR) envolvendo a conta corrente e o produto líquido pode ser usada para calcular o valor presente das variações esperadas no produto líquido. De acordo com a teoria, esse valor deve ser igual ao saldo da conta corrente. Essa implicação pode ser testada formalmente através de um teste Wald ou informalmente através de uma comparação gráfica da evolução da conta corrente e dos valores previstos pelo VAR.

Os resultados empíricos do modelo intertemporal da conta corrente mostram que o modelo na maioria das vezes se ajusta bem para países grandes e, inesperadamente, não se apresenta adequado para países pequenos, que podem tomar empréstimos internacionais sem alterar outras variáveis, tal como a taxa de juros internacional.

Uma explicação provável para esse resultado, como explicam Bergin e Sheffrin (2000), reside no fato de que as economias pequenas podem ser afetadas por choques externos, que não são considerados no modelo simples. Portanto, para modelar o comportamento da conta corrente é importante incluir choques que se originam nos países vizinhos da economia considerada e os choques no resto do mundo em geral. Choques externos afetam uma pequena economia aberta via o movimento na taxa de juros mundial e na taxa de câmbio. Da mesma forma que os indivíduos podem ajustar o comportamento de consumo e poupança em resposta a uma mudança na taxa de juros real, os países também podem ajustar sua conta corrente a movimentos na taxa de juros no mercado de capitais mundiais.

Adicionalmente, como demonstrou Dornbusch (1983), um aumento antecipado no preço dos bens comercializáveis internacionalmente pode aumentar o custo de tomar empréstimos do resto do mundo quando os juros são pagos em unidades desses bens. Portanto, mudanças na taxa de câmbio podem induzir substituições intemporais no consumo e, assim, provocar efeitos intertemporais na conta corrente da economia, similar aos efeitos provocados por variações na taxa de juros real. Ainda, mudanças na taxa de câmbio podem resultar em substituições intratemporais entre os bens “tradables” e “nontradables”.

Considerando os dados da economia brasileira, esse artigo submete ao teste do valor presente, “a la” Campbell (1987), as implicações testáveis do modelo intertemporal da conta corrente de Bergin e Sheffrin (2000), no qual é explorada a presença de taxa de juros e de câmbio variáveis. São usados dados anuais e trimestrais. Para atingir esse propósito esse trabalho está dividido em 5 seções, além desta introdução. Na seção 2 desenvolvemos em detalhes o modelo utilizado. Esse esforço é realizado para tentar tornar o artigo mais compreensível, entretanto, alguns passos mais rotineiros serão omitidos. A seção 3 é reservada para a

apresentação do método econométrico empregado no teste do modelo. No tópico seguinte detalhamos os dados usados para testar o modelo. Em seguida, na seção 5, apresentamos e discutimos os resultados encontrados. A seção final é reservada as conclusões e as considerações finais.

2. O modelo

O modelo está baseado na log-linearização da equação de Euler e da restrição orçamentária intertemporal.

2.1. O Problema do Consumidor

Seguindo a especificação de Dornbusch (1983), considere uma pequena economia que produz bens “tradables” e “nontradables”. Deixe $C_{T,t}$ ser o consumo de bens “tradables” no período t , $C_{N,t}$ o consumo de bens “nontradables”, $U(C_{T,t}; C_{N,t})$ a função utilidade do consumidor e $b \in (0,1)$ o fator de desconto subjetivo, respectivamente. A função utilidade vitalícia do consumidor é dada por:

$$(1) \quad U_t = E_t \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} b^{s-t} u(C_{T,s}; C_{N,s}) \right\},$$

onde E_t é o operador de expectativa condicional ao conjunto de informação em t .

Defina B_{t+1} , Y_t , I_t e G_t como sendo o estoque de ativos externos no fim do período t , o produto, o investimento e os gastos do governo no período t , respectivamente. Denote P_t como o preço relativo do bem doméstico “nontradable” em termos do bem “tradable” e, finalmente, r_t como a taxa de juros mundial em termos de bens “tradables”. Note que a economia pode emprestar e tomar emprestado do resto do mundo a uma taxa de juros variante no tempo, determinada nos mercados financeiros internacionais. Dessa forma, temos a seguinte restrição orçamentária do consumidor:

$$(2) \quad CA_t = B_{t+1} - B_t = Y_t + r_t B_t - (C_{T,t} + P_t C_{N,t}) - G_t - I_t.$$

O problema do consumidor é maximizar (1) sujeito à restrição orçamentária (2).

2.1.1 Índice de Consumo e Preços

Suponha que a função utilidade seja dada por:

$$(3) \quad u(C_{T,t}; C_{N,t}) = \frac{1}{1-s} (C_{T,t}^a C_{N,t}^{1-a})^{1-s}.$$

Em (3) $s^{-1} = g > 0$ é a elasticidade de substituição intertemporal e a representa a proporção de bens “tradables” no consumo da família.

Defina um índice de consumo total, C^* , Cobb-Douglas para a função utilidade:

$$(4) \quad C_t^* = C_{T,t}^a C_{N,t}^{1-a}.$$

Defina um índice de preços, P^* , tal que o gasto total em uma unidade do índice de consumo, definido acima, seja o mínimo possível. Dessa forma, para encontrar P^* , resolva o seguinte problema:

$$(5) \quad \begin{aligned} \underset{C_{T,t}, C_{N,t}}{\text{Min}} \quad & P_t^* = C_{T,t} + P_t C_{N,t} \\ \text{s.a} \quad & C_{T,t}^a C_{N,t}^{1-a} = 1 \end{aligned}$$

Substitua os valores de $C_{T,t}$ e $C_{N,t}$ encontrados na solução do problema acima na respectiva função objetivo para obter P^* :

$$(6) \quad P_t^* = P_t^{(1-a)} \left[a^{-a} (1-a)^{-(1-a)} \right].$$

Substitua C^* na função utilidade (3) e P^*C^* na restrição orçamentária (2) para obter o seguinte problema de otimização do consumidor:

$$(7) \quad \begin{aligned} \underset{\{C_t\}}{\text{Max}} \quad & U_t = E_t \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} b^{s-t} \left[(1-s)^{-1} (C_t^*)^{1-s} \right] \right\} \\ \text{s.a} \quad & B_{t+1} = (1+r_t)B_t + Y_t - P_t^* C_t^* - G_t - I_t \end{aligned}$$

2.1.2 A restrição orçamentária intertemporal

Para se resolver o problema (7) é necessário obter-se a restrição intertemporal. Para tanto, a iteração para frente da restrição orçamentária até o período $t+T$ resulta em:

$$(8) \quad \left[\prod_{v=t+1}^T (1+r_v) \right]^{-1} B_{t+T} = B_{t+1} + \sum_{s=t+1}^T \left\{ \left[\prod_{v=t+1}^s (1+r_v) \right]^{-1} (NO_s - C_s) \right\}.$$

Na equação (8) NO é o produto líquido, definido como $Y-G-I$. Imponha a condição de transversalidade:

$$(9) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} \left[\prod_{v=t+1}^T (1+r_v) \right]^{-1} B_{t+T} = 0.$$

Usando a condição de transversalidade, resolva (8) para B_{t+1} , substitua na restrição orçamentária do problema (7) e tome a esperança para obter:

$$(10) \quad E_t \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} C_s \right\} = E_t \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} NO_s \right\},$$

onde,

$$(11) \quad R_{t,s} \equiv \begin{cases} \left[\prod_{v=t+1}^s (1+r_v) \right]^{-1} & \text{se } s \geq t+1 \\ 1 & \text{se } s = t \end{cases}$$

2.1.3 A equação de Euler

De uma forma geral, a condição de primeira ordem para o problema do consumidor (7), considerando a restrição orçamentária intertemporal (10), é:

$$(12) \quad u'(C_t^*) = b^{s-t} E_t \{R_{t,s} u'(C_s^*)\} \quad \forall s > t,$$

Em particular, para C_t^* e C_{t+1}^* temos:

$$(13) \quad E_t \left[b(1+r_{t+1}) \left(\frac{P_t^*}{P_{t+1}^*} \right) \left(\frac{C_t^*}{C_{t+1}^*} \right)^s \right] = 1$$

Para fins de estimação, substitua o índice de preços P_t^* (6) na equação de Euler:

$$(14) \quad E_t \left[b(1+r_{t+1}) \left(\frac{C_t}{C_{t+1}} \right)^s \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right)^{(1-s)(1-a)} \right] = 1$$

2.2. Log-linearização da equação de Euler e da Restrição orçamentária intertemporal

2.2.1. Equação de Euler

Como mencionado por Campbell et al (1997), uma variável X que tenha uma distribuição condicional log-normal e seja homocedástica apresenta as seguintes propriedades:

$$\log E_t X = E_t [\log X] + \frac{1}{2} \text{Var}_t [\log X].$$

$$\text{Var}_t [\log X] = E_t [(\log X - E_t [\log X])^2] = \text{Var} [\log X - E_t [\log X]].$$

Fazendo $X = \left[b(1+r_{t+1}) \left(\frac{C_t}{C_{t+1}} \right)^s \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right)^{(1-s)(1-a)} \right]$, assumindo log-normalidade e também que as variâncias e covariâncias não variem no tempo, podemos escrever:

$$(15) \quad \log E_t X = E_t \left[\log b + \log(1+r_{t+1}) + s \log \left(\frac{C_t}{C_{t+1}} \right) + (1-s)(1-a) \log \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right] + \\ + \frac{1}{2} \text{Var} \left\{ \log b + \log(1+r_{t+1}) + s \log \left(\frac{C_t}{C_{t+1}} \right) + (1-s)(1-a) \log \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) - \right. \\ \left. - E_t \left[\log b + \log(1+r_{t+1}) + s \log \left(\frac{C_t}{C_{t+1}} \right) + (1-s)(1-a) \log \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right] \right\}$$

Defina $r_{t+1} = \log(1 + r_{t+1})$; $\Delta c_{t+1} = \log C_{t+1} - \log C_t$; $\Delta p_{t+1} = \log P_{t+1} - \log P_t$. Dessa forma, a expressão (14) pode ser aproximada como:

$$(16) \quad 0 = \log b + E_t[r_{t+1} - s\Delta c_{t+1} - (1-s)(1-a)\Delta p_{t+1}] + \\ + \frac{1}{2} \text{Var}\{(r_{t+1} - E_t r_{t+1}) - s(\Delta c_{t+1} - E_t \Delta c_{t+1}) - (1-s)(1-a)(\Delta p_{t+1} - E_t \Delta p_{t+1})\}N$$

otando a definição de variância acima e escrevendo s_X^2 ; $s_{X,Y}$ como a variância de X e a covariância de X, Y , respectivamente, finalmente encontramos a aproximação log-linear da equação de Euler¹:

$$(17) \quad E_t \Delta c_{t+1} = gE_t \left[r_{t+1} + \frac{(1-g)}{g} (1-a)\Delta p_{t+1} \right] + \log b + \frac{1}{2} \{ s_c^2 + l^2 s_r^2 + (1-g)^2 (1-a)^2 s_p^2 + \\ + 2gs_{c,r} + 2(1-g)(1-a)s_{c,p} + 2g(1-g)(1-a)s_{r,p} \}$$

2.2.2 Restrição orçamentária

A log-linearização da restrição orçamentária intertemporal (10) segue Huang e Lin(1993), que por sua vez baseia-se no método de log-linearização de Campbell e Mankiw (1989). Defina a restrição intertemporal (10) como:

$$(18) \quad \Phi_t = \Psi_t + B_t,$$

$$\text{onde, } \Phi_t = \sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} C_s; \Psi_t = \sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} NO_s.$$

A restrição pode ser log-linearizada em três passos. O primeiro consiste em log-linearizar o valor presente do produto líquido NO corrente e futuro:

$$(19) \quad \Psi_t = \sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} NO_s.$$

A equação acima (19) implica que a lei de movimento para Ψ_t é dada por:

$$(20) \quad \Psi_{s+1} = (1 + r_{s+1})(\Psi_s - NO_s); \quad \forall s \geq t.$$

Divida os dois lados da equação (20) por Ψ_s e tome o logaritmo natural:

$$(21) \quad y_{t+1} - y_t = r_{t+1} + \log(1 - \frac{NO_t}{\Psi_t}) = r_{t+1} + \log(1 - e^{no_t - y_t}).$$

¹ De acordo com Campbell et al (1997), Hansen e Singleton (1983) foram os primeiros a derivar uma equação de Euler similar à (17) e a equação (14) foi pioneiramente apresentada por Grossman e Shiller (1981).

Faça uma aproximação de primeira ordem de Taylor na parte não-linear da equação (21) em torno do ponto $\frac{\Psi_t}{NO_t} = \frac{\Psi}{NO}$ e substitua nessa mesma equação para obter²:

$$(22) \quad y_{t+1} - y_t \approx r_{t+1} + k + (1 - \frac{1}{r})(no_t - y_t),$$

onde o parâmetro $r = 1 - \exp(no - y)$ é um número menor do que 1 e a constante $k = \log(r) - (1 - 1/r)\log(1 - r)$.

Note que:

$$(23) \quad y_{t+1} - y_t = \Delta no_{t+1} + (no_t - y_t) - (no_{t+1} - y_{t+1})$$

Substituindo (23) em (22) e rearranjando os termos chegamos a seguinte equação em diferenças:

$$(24) \quad no_t - y_t = r(r_{t+1} - \Delta no_{t+1}) + r(no_{t+1} - y_{t+1}) + rk$$

Resolvendo (24) iterativamente para frente chegamos ao resultado final:

$$(25) \quad no_t - y_t = \sum_{s=t+1}^{\infty} r^{s-t} (r_s - \Delta no_s) + x,$$

onde x é uma constante.

O segundo passo consiste na log-linearização do valor presente do consumo:

$$(26) \quad \Phi_t = \sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} C_s$$

Note a semelhança com a equação do valor presente do produto líquido (19). Seguindo o mesmo procedimento realizado anteriormente chegamos a seguinte equação:

$$(27) \quad c_t - f_t = \sum_{s=t+1}^{\infty} r^{s-t} (r_s - \Delta c_s) + x.$$

Na equação (27) foi feita a hipótese simplificadora de que $r = 1 - \frac{C}{\Phi}$.

O terceiro e último passo corresponde a log-linearização da restrição orçamentária escrita na equação (18), que pode ser escrita como $\Psi_t = \Phi_t - B_t$. Dividindo por Φ_t e tomando o logaritmo dos dois lados temos:

² A parte não-linear da equação (21) corresponde à $\log(1 - e^{no_t - y_t})$, que pode ser aproximada pelo método convencional para gerar $k + (1 - \frac{1}{r})(no_t - y_t)$.

$$(28) \quad y_t - f_t = \log(1 - e^{(b_t - f_t)}).$$

Log-linearize a parte não-linear da equação (28) para obter:

$$(29) \quad y_t - f_t = \left(1 - \frac{1}{\Omega}\right)(b_t - f_t) + k; \quad \therefore \Omega = (1 - e^{b-f}); \quad k = \log(\Omega) - \left(1 - \frac{1}{\Omega}\right)\log(1 - \Omega)$$

Substitua (25) e (27) em (29), omita a constante k e tome a esperança para obter a restrição orçamentária intertemporal log-linearizada:

$$(30) \quad -E_t \sum_{s=t+1}^{\infty} r^{s-t} \left[\Delta n o_s - \frac{1}{\Omega} \Delta c_s - \left(1 - \frac{1}{\Omega}\right) r_s \right] = n o_t - \frac{1}{\Omega} c_t + \left(\frac{1}{\Omega} - 1\right) b_t$$

2.3 A Conta Corrente

A condição de Euler (17) e a restrição orçamentária intertemporal (30) determinam a conta corrente. A equação de Euler pode ser reescrita como:

$$(31) \quad E_t \Delta c_{t+1} = g E_t r_{t+1}^*,$$

onde:

$$(32) \quad r_t^* = r_t + \frac{(1-g)}{g} (1-a) \Delta p_t + \text{constante}$$

Essa condição caracteriza como o perfil ótimo de consumo é influenciado pela taxa de juros real definida acima. Essa taxa de juros reflete a taxa de juros r e a mudança no preço relativo do bem não comercializável internacionalmente. O modelo simples da conta corrente não inclui essas variáveis. Isso implica um perfil de consumo na qual a mudança esperada no consumo é nula. Dessa forma, os indivíduos sempre tentam suavizar o consumo por tomar e emprestar no mercado financeiro internacional.

Ao contrário, no modelo usado nesse trabalho o consumidor pode ser induzido a alterar o perfil de consumo e, assim, não suavizar o consumo diante das mudanças nos termos de emprestar e tomar emprestado. Em primeiro lugar, um aumento na taxa de juros convencional r torna o consumo corrente mais caro em termos do consumo futuro do qual se está abrindo mão e induz substituição em direção ao consumo futuro com elasticidade g . Um efeito intertemporal similar pode resultar de uma mudança no preço relativo dos bens não comercializáveis no mercado internacional. Se o preço dos bens “tradables” está temporariamente baixo e espera-se que ele aumente no futuro, o pagamento de empréstimos em bens “tradables” tem um custo maior em termos da cesta de consumo que em termos da cesta de bens comercializáveis apenas. Então a taxa de juros r^* é superior a taxa convencional r e reduz o gasto total em consumo presente pela elasticidade $g(1-a)$.

Adicionalmente a essa substituição intertemporal, uma mudança do preço relativo de bens “nontradables” também induz a substituição intratemporal. Se o preço dos bens “tradables” está temporariamente baixo, as famílias substituem os bens “nontradables” pela elasticidade intratemporal, que é unitária em virtude da especificação Cobb-Douglas. Isso aumenta o gasto

com consumo corrente pela elasticidade $(1-a)$. Esse efeito intratemporal pode ser dominado pelo efeito intertemporal se a elasticidade de substituição intertemporal g é maior que 1.

Para encontrar uma equação para a conta corrente insira a equação de Euler (31) na restrição orçamentária (30). Isso leva a seguinte equação:

$$(33) \quad -E_t \sum_{s=t+1}^{\infty} r^{s-t} \left[\Delta no_s - \frac{g}{\Omega} r_s^* - \left(1 - \frac{1}{\Omega}\right) r_s \right] = no_t - \frac{1}{\Omega} c_t + \left(\frac{1}{\Omega} - 1\right) b_t.$$

Seguindo o procedimento convencional de escolher que os ativos estrangeiros líquidos são iguais a zero no estado estacionário, o que implica Ω igual a 1, a condição (33) pode ser escrita como:

$$(34) \quad CA_t^* = -E_t \sum_{s=t+1}^{\infty} b^{s-t} [\Delta no_s - gr_s^*].$$

Por um lado, a condição (34) tem a mesma interpretação do modelo intertemporal da conta corrente no qual a taxa de juros é considerada constante. Ou seja, em decorrência da suavização do consumo, o saldo em conta corrente diminui sempre que os agentes esperam que o produto líquido aumente. Mas a condição (34) também implica que ocorre uma redução na conta corrente sempre que a taxa de juros diminui. Isso ocorre porque uma queda na taxa de juros induz os agentes a aumentar seu consumo em um nível acima do patamar de suavização.

3. Método Econométrico

A restrição em (34) é testada usando-se o procedimento de Sheffrin e Woo (1990b), aumentado para considerar a variável adicional r^* . Para testar a restrição de que a conta corrente depende dos valores futuros esperados do produto líquido e da taxa de juros devemos ter “proxies” para esse conjunto de valores esperados. Sob a hipótese nula, a conta corrente (34) deveria por si mesma incorporar toda a informação dos agentes sobre os valores futuros da combinação linear de taxa de juros e mudanças no produto líquido especificados em (34). Isso leva a construção de um VAR para representar a previsão dos consumidores:

$$(35) \quad \begin{bmatrix} \Delta no_t \\ CA_t^* \\ r_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) & A_{13}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) & A_{23}(L) \\ A_{31}(L) & A_{32}(L) & A_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta no_{t-1} \\ CA_{t-1}^* \\ r_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{bmatrix},$$

onde,

$A_{ij}(L)$ = polinômios no operador L ;

e_{it} = erros de previsão, que podem ser correlacionados.

Considerando um VAR de ordem p , a equação (35) pode ser escrita de uma forma mais compacta, tal que:

$$(36) \quad \mathbf{z}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{z}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{z}_{t-2} + \mathbf{L} + \mathbf{A}_p \mathbf{z}_{t-p} + \mathbf{e}_t.$$

Na equação anterior temos $\mathbf{z}_t = (\Delta no_t; CA_t^*; r_t^*)'$.

O VAR acima pode ser transformado num VAR(1) de tal forma que:

$$(37) \quad \mathbf{x}_t = \mathbf{A} \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{e}_t \Rightarrow E(\mathbf{x}_s) = \mathbf{A}^{s-t} \mathbf{x}_t,$$

onde,

$$\mathbf{x}_t = \begin{bmatrix} \mathbf{z}_t \\ \mathbf{M} \\ \mathbf{z}_{(t-p)+1} \end{bmatrix}; \quad \mathbf{A} = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_1 & \mathbf{L} & \mathbf{A}_p \\ \mathbf{I} & & \mathbf{0} \end{bmatrix}$$

Pré-multiplicando (37) pelo vetor $\mathbf{h} = [1 \ 0 \ -g \ 0 \ 0 \ \mathbf{L} \ 0]$, onde \mathbf{h} é de ordem $1 \times 3p$, e substituindo na equação da conta corrente (34) obtemos:

$$(38) \quad \hat{CA}_t^* = -\mathbf{h} \sum_{s=t+1}^{\infty} b^{s-t} \mathbf{A}^{s-t} \mathbf{x}_t.$$

Assumindo que o VAR satisfaça a condição de estabilidade, ou seja, $\mathbf{A}(L)$ converge para zero quando $s-t$ tende a infinito, e levando em conta que $0 < b < 1$, podemos escrever (38) como:

$$(39) \quad \hat{CA}_t^* = \mathbf{k} \mathbf{x}_t,$$

onde,

$$(40) \quad \mathbf{k} = -\mathbf{h} b \mathbf{A} [\mathbf{I} - b \mathbf{A}]^{-1}.$$

A expressão acima fornece um modelo de previsão da variável conta corrente consistente com o VAR e as restrições do modelo intertemporal. Note que $\mathbf{k} \mathbf{z}_t$ não é uma previsão da conta corrente no sentido convencional, mas apenas uma representação das restrições do modelo.

Se as restrições da teoria forem consistentes com os dados, tal que $\hat{CA}_t^* = CA_t^*$, então o vetor \mathbf{k} deve ser igual a $\mathbf{k} = [0 \ 1 \ 0 \ \mathbf{L} \ 0]$. Note que (39) pode ser escrita como:

$$(41) \quad \mathbf{g} \mathbf{x}_t = -\mathbf{h} b [\mathbf{I} - b \mathbf{A}]^{-1} \mathbf{x}_t,$$

onde \mathbf{g} é um vetor linha com $3p$ elementos nulos, exceto o segundo, ou seja, $\mathbf{g} = [0 \ 1 \ 0 \ \dots 0]$. A equação (41) implica que devemos ter as seguintes condições:

$$(42) \quad \begin{cases} a_{2j} = a_{1j} - g a_{3j}; & j = (1, 3, 4, \dots, 3p); & (j \neq 2) \\ a_{22} - a_{12} + g a_{32} = 1/\bar{b} \end{cases}.$$

Essas restrições podem ser testadas usando-se um teste Wald.

4. Dados e Valores dos Parâmetros

Para testarmos a equação da conta corrente (34) usamos dados trimestrais e anuais para o Brasil. Os dados foram obtidos da base de dados do Ipeadata, IBGE e da versão on-line do “International Financial Statistics (IFS)”.

A taxa de juros mundial r foi obtida seguindo-se o procedimento de Barro e Sala-i-Martin (1990) e Bergin e Sheffrin (2000). As taxas de juros nominais de curto prazo foram obtidas junto ao IFS para o grupo dos sete países mais industrializados do mundo G-7. A taxa de inflação para cada um desses países foi calculada usando-se o respectivo IPC. Para obtermos a inflação esperada estimamos um processo autoregressivo de quarta ordem, AR(4), da inflação calculada anteriormente. Feito isso, subtraímos as taxas de inflação esperadas das taxas de juros nominais dos países do G-7 e obtivemos as respectivas taxas de juros reais *ex-ante*. Finalmente, obtivemos a taxa de juros real mundial calculando a média ponderada dessas taxas de juros reais, sendo que para a ponderação consideramos a participação do PIB de cada país no total dos países do G-7 em cada período respectivo.

Para construirmos a série do produto líquido ($NO = Y - I - G$) usamos os dados do Ipeadata. As séries nominais foram convertidas para valores reais fazendo-se uso do respectivo deflator no caso dos dados trimestrais³ e, para o período anual, todas as séries foram deflacionadas usando-se o deflator do PIB em razão de que não existe um deflator particular para cada série. A série do produto líquido foi convertida para valor “per capita”, sendo que para a série trimestral obtivemos a população total através de interpolação. Ao tomarmos o logaritmo natural do produto líquido e a primeira diferença do logaritmo obtivemos Dno_t . A série da conta corrente, CA^* , foi obtida ao subtrairmos o logaritmo do consumo real “per capita” de Dno_t .

Para o período trimestral usamos como uma “proxy” para P_t uma medida da taxa de câmbio real fornecida pelo IPEADATA. Em relação ao horizonte 1947-2003 seguimos o procedimento de Rogoff (1992) e Bergin e Sheffrin (2000), que usam taxas nominais de câmbio e as convertem para valores reais usando-se o índice de preços doméstico e o índice de preços ao consumidor para os países industrializados fornecidos pelo IFS do FMI. Uma apreciação esperada da taxa de câmbio real *ex-ante*, $E_t Dp_{t+1}$, é calculada estimando-se uma autoregressão da taxa de câmbio real de 4 períodos, com valores em logaritmo e diferenciados. Por fim, calculamos a taxa de juros real r^* para o Brasil usando-se a taxa de juros real r e a taxa de câmbio real $E_t Dp_{t+1}$, derivadas acima.

Os testes da condição (34) dependem dos valores dos parâmetros b , a e g . Seguimos a estratégia de considerar uma região de valores para os parâmetros desconhecidos. O valor do fator de desconto b é obtido da igualdade $b = 1/(1 + \bar{r})$, onde \bar{r} é a média amostral da taxa de juros mundial calculada anteriormente no nosso conjunto de dados. Procedendo dessa forma verificamos que o valor de b corresponde à ,096 para o período anual e 0,97 para o período trimestral considerado.

Em relação à participação dos bens “tradables” no consumo final das famílias, o conjunto de dados utilizados nesse trabalho não é suficiente para a determinação do mesmo. Então,

³ As séries trimestrais foram sazonalizadas.

usamos os mesmos valores de Bergin e Sheffrin (2000), ou seja, $a = 0,5$ e $a = 2/3$. Essas são provenientes dos trabalhos empíricos de Stockman e Tesar (1995) e Kravis et al (1982).

Como assinalam Bergin e Sheffrin (2000), a elasticidade intertemporal, g , é a mais problemática dos três parâmetros com relação a divergência de valores nos trabalhos empíricos. De acordo com Hall (1988), a elasticidade de substituição intertemporal deve se situar abaixo de 0,1 em razão de que o consumo tende a responder fracamente a taxa de juros real. Por outro lado, Mehra e Prescott (1985) sugerem $S < 2$, o que implica que a elasticidade de substituição intertemporal dever ser maior que 0,5. Em razão disso, consideramos em nossos testes uma região de valores para g , concentrando maior atenção em valores baixos para a elasticidade de substituição intertemporal na medida em que estamos interessados na resposta do consumo em relação às mudanças na taxa de juros real.

Antes de testarmos a equação da conta corrente (34) verificamos se as variáveis envolvidas nessa expressão são estacionárias. Para examinar se as variáveis no VAR (35), Dno , CA^* e r^* , são estacionárias executamos o tradicional teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) e o teste Phillips-Perron (PP). Os resultados obtidos para os dois períodos considerados são apresentados na tabela 1.

Tabela 1 – Testa de raiz unitária.

Teste		Mudança no Produto líquido (Dno)		Conta Corrente (CA^*)		Taxa de juros (r^*)	
		Anual	Trimestral	Anual	Trimestral	Anual	Trimestral
ADF	Estatística t	-4.78***	-11.68***	-3.12***	-1.84*	-3.95***	-1.87*
	Defasagem	0	2	0	0	10	4
PP	Estatística t	-4.80***	-13.44***	-3.20***	-1.61*	-3.83***	-7.91**
	Defasagem	3	11	2	3	3	5

Notas: (i) '***', '**' e '*', indicam que a estatística t é significativa ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente; (ii) A amostra do período anual corresponde a 1947-2003 enquanto a do período trimestral compreende 1991-Q1 a 2004-Q1; (iii) para realizarmos o teste para a taxa de juros r^* usamos $a = 0,5$ e $\gamma = 0,085$; (iv) Assim como Bergin e Sheffrin (2000), não incluímos tendência nem constante nos testes. A série da conta corrente leva em conta a relação de cointegração entre $\log(PNB)$ e $\log(\text{consumo})$.

Os resultados apresentados na tabela 1 mostram que, para o período anual, tanto o teste ADF quanto PP rejeitam a presença de raiz unitária nas variáveis consideradas ao nível de significância de 1%. Em relação aos dados trimestrais, a afirmativa anterior é válida somente para a série do produto líquido, Dno . Apenas ao nível de 10% podemos rejeitar a presença de raiz unitária para as variáveis taxa de juros real, r^* , e conta corrente, CA^* quando tratamos com os dados trimestrais.

5. Resultados

Os principais resultados para o período trimestral e anual são apresentados nas tabelas 2 e 3 abaixo. As tabelas 2 e 3 têm o mesmo formato. A primeira coluna mostra os valores obtidos quando estimamos o modelo básico, ou seja, sem r^* . A segunda e demais colunas mostram o modelo incorporando a taxa de câmbio e a taxa de juros real, r^* . Em cada coluna mostramos os valores dos elementos para o vetor k , a estatística c^2 e o respectivo valor-p

correspondentes ao teste Wald das restrições da equação (42). Para fins de comparação ilustrativa construímos gráficos para o modelo básico e o modelo ampliado. Essas figuras mostram as séries reais e ajustadas da conta corrente e, portanto, o ajuste do modelo.

5.1. Período trimestral

O primeiro passo para estimar o VAR é obter a ordem apropriada do mesmo. Para o modelo básico, pelo critério de Akaike - AIC, o número adequado de “lags” no VAR é 2. Em relação ao modelo ampliado a ordem do VAR varia entre 2 e 4, dependendo da combinação de elasticidade de substituição e participação dos bens comercializáveis no consumo final⁴. Na análise cuidadosa das propriedades dos resíduos, os testes de diagnósticos revelam que a escolha da ordem do VAR é adequada levando-se em conta que não encontramos autocorrelação serial e heterocedasticidade.

Na tabela 2 apresentamos os resultados que caracterizam tanto o modelo básico como o modelo ampliado nas suas diversas versões. No caso do modelo ampliado, no sentido de se fazer uma análise de sensibilidade, apresentamos dois valores diferentes para a participação dos bens “tradables” no consumo total privado, a , bem como dois valores para a elasticidade de substituição intertemporal, g . No apêndice ao final do texto destacamos os resultados do VAR através do qual usamos a equação (40) para calculamos o vetor \mathbf{k} para o modelo básico e ampliado, considerando $g = 0,085$ e $a = 0,5$.

Tabela 2 Teste do modelo intertemporal da conta corrente -trimestral

\mathbf{k}'	Modelo básico	Modelo ampliado			
		$a = 1/2$		$a = 2/3$	
		$g = 0,085$	$g = 0,5$	$g = 0,085$	$g = 0,5$
Dno_t	0.460	0.386	0.510	0.388	0.559
CA_t^*	-0.225	-0.068	-0.257	-0.084	-0.294
r_t^*	-	-0.057	0.711	-0.058	1.613
Dno_{t-1}	0.107	0.079	0.125	0.081	0.140
CA_{t-1}^*	0.052	0.067	0.072	0.069	0.020
r_{t-1}^*	-	-0.060	0.125	-0.070	0.300
Dno_{t-2}	-	0.067	0.016	0.066	-
CA_{t-2}^*	-	0.032	0.051	0.037	-
r_{t-2}^*	-	-0.031	0.130	-0.034	-
c^2	16.567	24.178	20.684	23.026	20.239
$p\text{-value}$	0.002	0.004	0.014	0.006	0.002

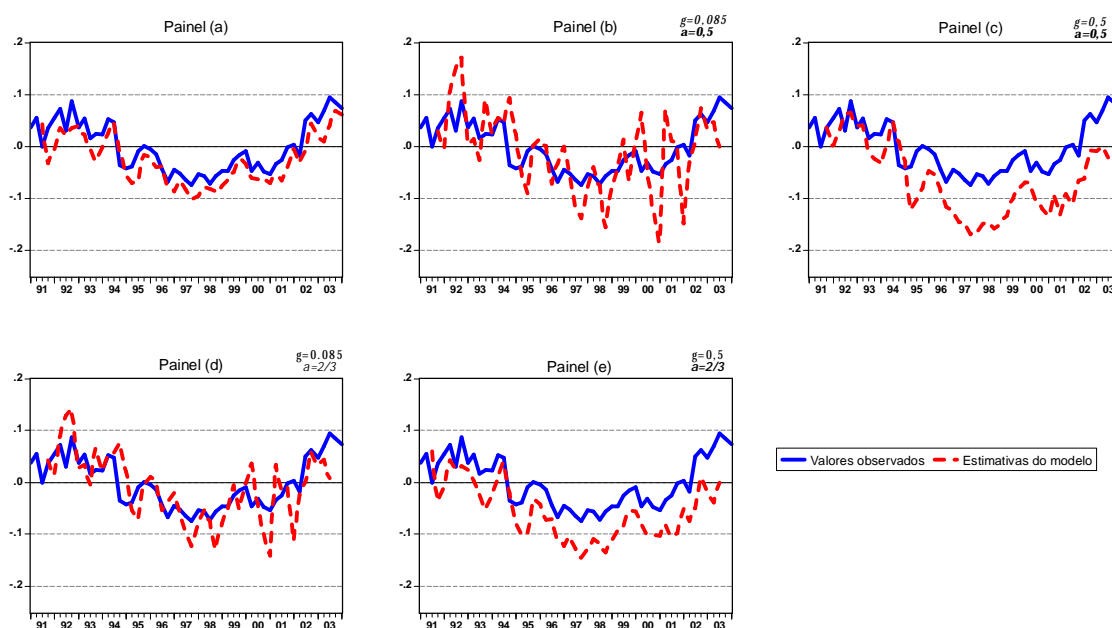
Nota: γ é a elasticidade de substituição intertemporal e a é a participação dos bens “tradables” no consumo final das famílias. Regressões correspondem ao período 1991:1 a 2004:1.

⁴ Por restrição de espaço, os valores encontrados para a seleção da ordem do VAR, bem como as propriedades dos resíduos, não são reportados.

Os testes estatísticos apresentados na tabela 2 rejeitam fortemente o modelo. Para o modelo básico, em que a taxa de juros mundial é constante e não se leva em conta as mudanças na taxa de câmbio real, ou seja, $r^* = 0$, a teoria sugere que com dois “lags” e duas variáveis o vetor \mathbf{k} deveria ser $[0 \ 1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0]$. O coeficiente do vetor \mathbf{k} sobre a conta corrente no período t , CA_t^* , é -0,225. Esse valor não é significativamente diferente de zero e está muito distante do valor de 1. Adicionalmente, os valores sobre o produto líquido, Dno_{t-i} , $i = 0,1$, e sobre os valores defasados da conta corrente são significativamente diferentes de seus valores teóricos. De uma forma geral, o teste Wald das restrições rejeita fortemente o modelo, dado que a estatística c^2 com quatro graus de liberdade é 16,567 com um valor-p de 0.002⁵.

Na figura 1 mostramos os valores da conta corrente provenientes dos dados e também as previsões geradas pela versão do modelo intertemporal da conta corrente básico, painel (a). Com isso buscamos verificar se a análise gráfica pode ajudar a capturar a direção das flutuações na conta corrente.

Figura 1 – Valores reais e previstos da conta corrente - modelo básico e ampliado (trimestral)



Como podemos notar no painel (a) da figura 1, o modelo simples da conta corrente, embora formalmente rejeitado, consegue determinar com bastante sucesso a direção geral das flutuações na conta corrente. Esse resultado vai à mesma direção da maioria dos testes realizados nessa área. Em geral, o modelo não satisfaz aos testes estatísticos e graficamente conseguem determinar a direção das flutuações na conta corrente. Essa situação também ocorre no caso dos dados trimestrais brasileiros da década de 90 e início dos anos 2000.

⁵ A ordem do VAR não altera significativamente o modelo. A estimativa do vetor \mathbf{k} quando usamos um VAR de primeira ordem é $\mathbf{k} = [0,355 \ -0,369]$, distante do valor teórico $[0 \ 1]$. Para essa especificação a estatística χ^2 com dois graus de liberdade corresponde a 7,42, com probabilidade de 2,45%, o que nos leva a rejeitar o modelo do valor presente da conta corrente.

Voltando a atenção para o modelo intertemporal com taxa de juros e câmbio variantes no tempo, percebemos que ocorre apenas uma alteração marginal em relação ao modelo básico. Além disso, notamos que esse resultado independe dos valores utilizados para a elasticidade intertemporal e a participação dos bens “tradables” no consumo final privado. Como pode-se ler na tabela 2, o coeficiente sobre o valor atual da conta corrente, CA_t^* , é -0,068 para o caso em que $g = 0,085$ e $a = 0,5$, sendo ligeiramente diferente para a combinação $g = 0,5$ e $a = 0,5$, no qual o coeficiente sobre CA_t^* é -0,257. Quando $g = 0,5$ e $a = 0,5$, o valor sobre CA_t^* está um pouco mais distante de 1 e os valores sobre as demais variáveis, Dno_{t-i} , r_{t-i}^* ($i=0,1,2$) e CA_{t-1}^* , CA_{t-2}^* afastam-se ainda mais dos valores esperados. Portanto, ainda que a diferença não seja significativa, quanto maior a elasticidade de substituição intertemporal, tanto maior o afastamento dos valores do vetor \mathbf{k} em relação ao esperado. Essa mesma conclusão é verdadeira quando alteramos o valor de a para 0,67. Além disso, para um dado valor de g , a magnitude da participação dos bens comercializáveis no consumo final não gera alterações consideráveis no modelo.

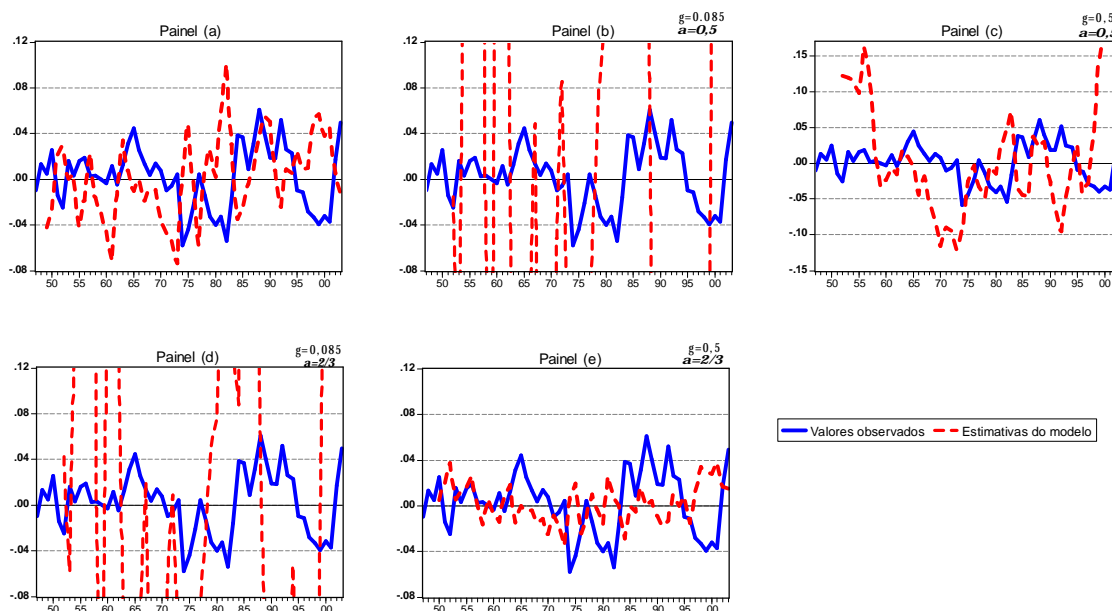
Os painéis (b)-(e) da figura 1 registram o insucesso da introdução das novas variáveis em melhorar o ajustamento do modelo. Cada gráfico representa o modelo para cada uma das combinações de g e a que estamos assumindo. Comparativamente ao gráfico do modelo básico, painel (a), note que a introdução de câmbio e juros piora o ajuste dos valores estimados em relação aos valores observados da conta corrente, tal qual a definimos. A combinação $g = 0,5$ e $a = 2/3$ do modelo ampliado, painel (e), é a que melhor ajuda a capturar a trajetória da conta corrente. Nesse caso o coeficiente de correlação entre as séries, observada e estimada, aproxima-se de 0,88. Entretanto, do ponto de vista formal, o coeficiente sobre a taxa de juros r_t^* é consideravelmente diferente de zero. Portanto, uma melhora em termos gráficos não necessariamente representa um movimento em direção à aceitabilidade formal do modelo.

Portanto, os efeitos da taxa de câmbio real não se mostram importantes no sentido de incrementar o modelo intertemporal da conta corrente. Isso parece ser um tanto surpreendente. Durante o período 1994 a 1999 a taxa de câmbio nominal foi utilizada pelos formuladores de política econômica como uma variável-chave no controle da inflação, o que implicou na apreciação da taxa de câmbio real. Essa apreciação da taxa de câmbio real, associada a fatores relacionados à abertura comercial, implicou no aumento crescente do déficit em transações correntes. Portanto, esperava-se que com a introdução da taxa de câmbio real o modelo conseguiria capturar esses déficits ao longo desse período.

5.2. Período anual

O critério de informação AIC, não reportado, sugere que se estime um VAR de segunda ordem para o modelo básico e para o modelo ampliado a ordem varia de 1 a 3, dependendo da escolha da elasticidade de substituição intertemporal e do coeficiente associado ao consumo de bens “tradables”. Na figura 2 mostramos os dados observados para a conta corrente, CA^* , e os valores estimados derivados do modelo básico, painel (a), e ampliado, painéis (b) a (e). Os dados e as estimativas compreendem o período anual 1947 a 2000.

Figura 2 – Valores reais e previstos da conta corrente - modelo básico e ampliado (anual)



Tratando-se da amostra anual, graficamente os modelos básico e ampliado não possibilitam prever a direção correta da conta corrente. Em se tratando do modelo básico, nota-se que, em geral, os valores observados estão acima dos valores ótimos (estimados), o que sinaliza a existência de restrições na economia brasileira para a tomada de empréstimos no exterior, confirmando a observação pioneira de Senna e Issler (2000). No que diz respeito ao modelo ampliado, percebe-se claramente o papel de g no ajuste. Os painéis (b) e (d), nos quais $g=0,085$, mostram que os valores estimados afastam-se completamente dos valores realizados. Isso comprova que o fraco ajuste se deve aos valores escolhidos para g e não para a . Quando fazemos $g=0,5$, painéis (c) e (e), os valores estimados aproximam-se dos dados da conta corrente. Graficamente, o melhor ajuste ocorre quando temos a $g=0,5$ e $a=2/3$, painel (e).

As séries estimadas tomando $g=0,5$, painéis (c) e (e), confirmam o resultado gerado pelo modelo básico em relação à mobilidade de capitais. Por exemplo, observando o gráfico do painel (e), verifica-se nos anos 80 a escassez de recursos externos para financiar o volume de consumo desejado pelos indivíduos. Essa conclusão é válida na medida em que a série ótima, CA^* , tem um nível menor do que os valores realizados da série de conta corrente da economia brasileira. Por outro lado, a partir da segunda metade da década de 90, os valores de CA^* estão bastante acima da série da conta corrente, o que pode sugerir a presença de maiores fluxos de capitais de curto prazo decorrentes de movimentos especulativos.

O ajuste do modelo para descrever a trajetória do saldo em transações correntes reflete-se nos testes estatísticos apresentados na tabela 3. Os resultados apresentados nessa tabela descrevem novamente o modelo básico e o ampliado. Nesse último, para fins de análise de sensibilidade, seguimos um procedimento similar a Bergin e Sheffrin (2000) e utilizamos dois valores diferentes de a e g . No apêndice AII destacamos os resultados do VAR no qual calculamos o vetor k , tomando-se $g=0,085$ e $a=0,5$.

Tabela 3 – Teste do modelo intertemporal da conta corrente -anual

k'	Modelo básico	Modelo ampliado			
		$a = 1/2$		$a = 2/3$	
		$g = 0,085$	$g = 0,5$	$g = 0,085$	$g = 0,5$
no_t	-0.503	-0.872	-0.691	-0.789	-0.341
CA^*_t	0.523	0.635	0.653	0.347	0.734
r^*_t	-	-0.013	0.236	-0.031	0.581
Dno_{t-1}	-0.165	-0.433	-0.275	-0.383	-
CA^*_{t-1}	-0.162	0.238	0.285	0.127	-
r^*_{t-1}	-	-0.077	-0.298	-0.084	-
Dno_{t-2}	-	-0.227	-0.080	-0.229	-
CA^*_{t-2}	-	0.112	0.190	-0.065	-
r^*_{t-2}	-	0.012	0.160	0.003	-
χ^2	6.495	18.772	9,959	14.880	6.032
$p-value$	0.165	0.005	0.354	0.094	0.110

Nota: γ é a elasticidade de substituição intertemporal e a é a participação dos bens “tradables” no consumo final das famílias. Regressões correspondem ao período 1947:1 a 2003.

Para o modelo básico, o valor do elemento do vetor **k** associado à conta corrente é 0,523, razoavelmente próximo do valor teórico de 1. O mesmo acontece com os coeficientes associados ao produto líquido e a defasagem da conta corrente. A proximidade desses coeficientes aos valores teóricos reflete-se na estatística $\chi^2(4)$ do teste Wald das restrições do modelo, equação (42). Conforme se nota pelo p-valor, 0,165, não é possível rejeitar a hipótese nula de que o vetor **k** como um todo seja $[0 \ 1 \ 0 \ 0]$ nem ao menos ao nível de 10%.

Como pode-se observar na tabela 3, o modelo revela resultados contraditórios quando inserimos a taxa de juros e a taxa de câmbio real. O modelo revela certa sensibilidade em relação à escolha da elasticidade de substituição intertemporal. Para o caso em que $g = 0,085$ e $a = 0,5$, o coeficiente sobre CA^*_t passa a ser 0,635, gerando uma melhora comparativamente ao coeficiente do modelo básico, contudo, os coeficientes associados ao produto líquido afastam-se dos seus valores esperados. Embora a estatística $\chi^2(9)$ não possa ser comparada com o caso anterior em virtude do aumento do número de graus de liberdade, a comparação com o p-valor é válida. Note que p-valor diminui para 0,005, o que permite rejeitar a hipótese nula das restrições impostas pelo modelo ao nível de 5%. Essa piora, em menor grau, permanece quando mantemos o mesmo g e aumentamos a participação dos bens “tradables” fazendo $a = 2/3$. Entretanto, para o último caso, só podemos rejeitar o modelo a um nível mais elevado.

Por outro lado, quando tomamos $g = 0,5$ nenhuma novidade é gerada no sentido da não-rejeição do modelo. A combinação de $g = 0,5$ e $a = 0,5$ inclusive aumenta o p-valor comparativamente ao modelo básico. Quando aumentamos a para $2/3$, dado $g = 0,5$, o p-valor diminuiu sensivelmente, contudo, não a ponto de provocar a rejeição do modelo nem ao menos ao nível de 10%. Portanto, nota-se que para o período anual o modelo é mais sensível à γ , de tal forma que valores diferentes desse parâmetro fazem com que os testes das restrições

impostas pelo modelo levem a conclusões distintas em relação ao modelo intertemporal da conta corrente com câmbio e juros, conforme mostrado na tabela 4, abaixo:

Tabela 4 – Análise de sensibilidade

Modelo	elasticidade de substituição e "share"	Dno_t	CA^*_t	r^*_t	Dno_{t-1}	CA^*_{t-1}	r^*_{t-1}	Dno_{t-2}	CA^*_{t-2}	r^*_{t-2}	c^2	$p\text{-value}$
Valor teórico	-	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-	-
Básico	-	-0.50	0.52	-	-0.16	-0.16	-	-	-	-	6.50	0.165
Juros	$(\gamma;a)=(0.085; 0.500)$	-0.45	0.53	0.59	-0.13	-0.21	0.50	-	-	-	8.84	0.183
Juros	$(\gamma;a)=(0.333; 0.500)$	-0.33	0.49	1.55	-0.11	-0.33	0.84	-	-	-	10.05	0.123
Juros	$(\gamma;a)=(0.500; 0.500)$	-0.26	0.46	2.20	-0.10	-0.40	1.07	-	-	-	11.48	0.075
Juros	$(\gamma;a)=(0.800; 0.500)$	-0.13	0.41	3.36	-0.07	-0.53	1.49	-	-	-	15.07	0.020
Juros	$(\gamma;a)=(1.500; 0.500)$	0.19	0.29	6.08	-0.01	-0.85	2.46	-	-	-	26.02	0.000
Juros	$(\gamma;a)=(2.000; 0.500)$	0.41	0.21	8.02	0.03	-1.07	3.15	-	-	-	33.86	0.000
Câmbio	$(\gamma;a)=(0.085; 0.500)$	-0.87	0.65	-0.01	-0.44	0.22	-0.08	-0.24	0.10	0.01	21.68	0.010
Câmbio	$(\gamma;a)=(0.333; 0.500)$	-0.80	0.41	-0.12	-0.40	0.13	-0.33	-0.24	-0.04	0.01	18.60	0.029
Câmbio	$(\gamma;a)=(0.500; 0.500)$	-0.76	0.25	-0.29	-0.37	0.06	-0.54	-0.24	-0.14	-0.04	13.76	0.131
Câmbio	$(\gamma;a)=(0.800; 0.500)$	-0.67	-0.04	-1.53	-0.32	-0.05	-1.24	-0.24	-0.31	-0.59	10.85	0.286
Câmbio	$(\gamma;a)=(1.500; 0.500)$	-0.48	-0.72	1.80	-0.20	-0.31	-0.66	-0.24	-0.72	1.24	12.62	0.181
Câmbio	$(\gamma;a)=(2.000; 0.500)$	-0.34	-1.20	1.52	-0.12	-0.50	-1.19	-0.24	-1.01	1.20	21.57	0.010
Juros e Câmbio	$(\gamma;a)=(0.085; 0.500)$	-0.87	0.64	-0.01	-0.43	0.24	-0.08	-0.23	0.11	0.01	21.04	0.013
Juros e Câmbio	$(\gamma;a)=(0.333; 0.500)$	-0.79	0.52	0.00	-0.36	0.24	-0.28	-0.17	0.08	0.07	13.66	0.135
Juros e Câmbio	$(\gamma;a)=(0.500; 0.500)$	-0.69	0.65	0.24	-0.27	0.28	-0.30	-0.08	0.19	0.16	9.96	0.354
Juros e Câmbio	$(\gamma;a)=(0.800; 0.500)$	-0.20	0.73	1.50	-	-	-	-	-	-	8.02	0.046
Juros e Câmbio	$(\gamma;a)=(1.500; 0.500)$	0.02	-0.92	4.22	-0.22	-1.14	0.47	-	-	-	26.04	0.000
Juros e Câmbio	$(\gamma;a)=(2.000; 0.500)$	0.04	-1.70	4.08	-0.28	-1.42	-0.46	-	-	-	31.23	0.000

Nota: Juros, câmbio e juros e câmbio correspondem, respectivamente, ao modelo que inclui somente a taxa de juros, simplesmente o câmbio e, finalmente, o modelo ampliado. χ^2 é a estatística do teste Wald sob a hipótese nula de que os coeficientes sejam igual ao vetor $\mathbf{k} = [0 \ 1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \dots 0]$.

No sentido de se verificar a sensibilidade do modelo em relação à taxa de juros, taxa de câmbio e a elasticidade de substituição intertemporal, usamos diversas combinações de valores e especificações do modelo. Para todos os casos apresentados a hipótese nula testada é de que as restrições impostas pelo modelo teórico são atendidas. Os testes podem ser analisados através do p-valor. O p-valor indica a probabilidade de se obter uma estatística de teste cujo valor absoluto é maior ou igual ao valor da estatística amostral se a hipótese nula é verdadeira. Portanto, valores baixos indicam a rejeição da hipótese nula. Por exemplo, se p-valor situa-se entre 0.05 e 0.01 a hipótese nula é rejeitada a 5% mas não ao nível de 1%.

Analisando os testes, com base no exposto acima, verificamos que a teoria não pode ser rejeitada quando usamos o modelo básico, tal como havíamos dito anteriormente. O p-valor encontrado é de 0.165 e, portanto, não podemos rejeitar a hipótese nula sobre as restrições do modelo. Note que os coeficientes sobre Dno_{t-i} , CA^*_{t-i} , r^*_{t-i} ($i = 0,1,2$) estão próximos dos valores teóricos.

Movendo-se para um modelo em que novas variáveis são introduzidas encontramos resultados em direções opostas. Quando trabalhamos somente com a taxa de juros, o modelo não é rejeitado apenas quando utilizamos valores baixos para a elasticidade de substituição intertemporal. Tomando $g = 0.085$ e 0.333 temos que os p-valores são 0.183 e 0.123, respectivamente. Esses valores não possibilitam rejeitar a hipótese nula de que os dados

geram valores consistentes com as restrições impostas pelo modelo teórico. Note que, novamente, os valores sobre Dno_{t-i} , CA^*_{t-i} , r^*_{t-i} são razoavelmente próximos dos valores esperados. Contudo, ainda usando apenas a taxa de juros real, a situação inverte-se para valores maiores da elasticidade de substituição intertemporal. Percebe-se claramente que quanto maior o valor de g tanto maior a probabilidade de rejeitar a hipótese nula. Como os valores dos coeficientes do VAR não são alterados, estimativas elevadas de g representam uma piora das restrições no teste Wald. Por exemplo, observando a equação (42) percebe-se que devemos ter satisfeita a condição $a_{21}-a_{11}+ga_{31} = 0$. Claramente, uma vez que essa restrição tenha sido atendida para valores baixos da elasticidade de substituição, quanto maior o valor de g menor a possibilidade de se atender essa restrição dado que os valores de a_{2j} não variam no caso em que utilizamos apenas a taxa de juros real. A mesma observação vale para as demais restrições da equação (42). Note também uma piora dos coeficientes associados a Dno_{t-i} , CA^*_{t-i} , r^*_{t-i} , principalmente sobre r^* .

Para uma situação em que mantemos a taxa de juros constante e permitimos variações da taxa de câmbio real, notamos que as restrições são atendidas para uma determinada região de valores de g . Para essa especificação, a elasticidade afeta o modelo através de dois canais. Em primeiro lugar, valores diferente de g alteram a série $\{r^*\}$, vide equação (32), e conseqüentemente os valores dos coeficientes do VAR. Além disso, como no caso anterior, g também altera as restrições testadas, equação (42). Como podemos observar na tabela 4, rejeitamos formalmente o modelo, com câmbio apenas, para valores muito baixos ou muito elevados da elasticidade de substituição intertemporal.

As mesmas considerações que fizemos acima valem para o caso em que permitidos que tanto os juros quanto o câmbio sejam variáveis, a última parte da tabela 4.

5.3 Variância e Correlação

Como salienta Ghosh (1995), aproveitando-se do fato que já calculamos a conta corrente ótima, podemos compará-la com os valores das transações correntes observados no sentido de analisar a volatilidade das séries. Ainda, também podemos calcular a correlação entre as séries e verificar se os movimentos da conta corrente são consistentes com as hipóteses do modelo teórico.

Na tabela 5 comparamos os desvios padrões e as correlações entre a série real da conta corrente e as séries estimadas, obtidas das várias especificações que temos usado nesse trabalho. Para fins de comparações, utilizamos as mesmas combinações de elasticidade de substituição intertemporal e “share” dos bens comercializáveis na qual construímos os gráficos anteriores. Como um resultado importante, note que ao nível de significância de 10% não rejeitamos a hipótese nula de que as variâncias são iguais entre as séries reais da conta corrente e as séries construídas pelo modelo básico, para ambos os períodos. Em direção oposta, as variâncias das séries obtidas pelo modelo ampliado são, em quase todas as especificações e períodos, estatisticamente diferentes das séries reais da conta corrente. Portanto, a inclusão da taxa de juros e da taxa de câmbio no modelo tem considerável impacto nos resultados, contudo, em sentido contrário. Em quase todos os casos o modelo ampliado aumenta o desvio padrão da série ótima. A maior volatilidade de uma série estimada implica que a mobilidade de capitais no Brasil não é perfeita, existindo restrições para que os agentes suavizem o consumo via a conta corrente.

Tabela 5 – Variância e correlação entre as séries – estimada e real

	Real	Básico	Juros e Câmbio			
			($\gamma; a$) (0.085; 0.500)	($\gamma; a$) (0.5; 0.500)	($\gamma; a$) (0.085; 0.67)	($\gamma; a$) (0.5; 0.67)
<i>Período trimestral</i>						
σ	0.0490	0.0471	0.0772	0.0685	0.0650	0.0539
Razão ($\sigma_{CA}/\sigma_{CA^*}$)	-	1.0398	0.6343	0.7150	0.7537	0.9085
F-teste	-	1.0811	2.6400	2.0780	1.8698	1.3139
P-value	-	0.7839	0.0012	0.0136	0.0343	0.3475
Correlação	-	0.9022	0.6198	0.8367	0.7154	0.8393
<i>Período Anual</i>						
σ	0.0279	0.0356	0.6365	0.0833	0.3849	0.0172
Razão ($\sigma_{CA}/\sigma_{CA^*}$)	-	0.7832	0.0439	0.3353	0.0725	1.6252
F-teste	-	1.6301	500.5922	8.5670	183.0873	2.6905
P-value	-	0.0753	0.0000	0.0000	0.0000	0.0004
Correlação	-	-0.3749	0.0923	-0.0959	0.0788	-0.3183

Nota: σ é o desvio padrão e razão é a divisão entre o desvio padrão da série da conta corrente real pelo desvio padrão das séries estimadas. F-teste é o teste F para a igualdade da variância entre as séries, para a hipótese nula de que são iguais. Correlação é o coeficiente de correlação entre a série real e a respectiva série estimada dentro da amostra.

Em relação à correlação temos algo muito similar ao caso da variância quando observamos o período trimestral. Qualquer que seja a especificação do modelo ampliado ela diminui, comparativamente ao modelo básico. Entretanto, note que os modelos conseguem explicar consideravelmente bem a direção dos movimentos da conta corrente. Por outro lado, no período anual, a correlação entre as séries estimadas e a série real da conta corrente é fraca, mesmo para o modelo básico.

6. Conclusão

Neste trabalho apresentamos e testamos para o Brasil o modelo intertemporal da conta corrente desenvolvido por Bergin e Sheffrin (2000), no qual a taxa de juros mundial e a taxa de câmbio real são variantes no tempo. A inclusão dessas variáveis ao modelo básico implica considerar novos efeitos sobre a economia. Com a taxa de juros variável no tempo, os agentes podem substituir consumo presente por consumo futuro quando a mesma estiver acima do seu nível normal. Esse efeito ocorre na medida em que tomar empréstimos torna-se mais dispendioso. Em relação à taxa de câmbio, variações nessa variável implicam substituições intertemporais e intratemporais.

Levando em conta os dados disponíveis, consideramos dois períodos para efetuarmos os testes. A amostra trimestral consistiu do primeiro trimestre de 1991 ao primeiro trimestre de 2004. O período anual compreendeu 1947 a 2003. Consideramos basicamente três variáveis. A primeira foi o produto líquido, definido este como o produto interno bruto descontado do consumo final da administração pública e da formação bruta de capital. A conta corrente foi a segunda variável usada. Esta foi definida como sendo o produto líquido descontado do consumo final das famílias. A terceira variável correspondeu à taxa de juros mundial, a qual construímos tomando as taxas de juros do grupo G-7. Todas as variáveis mostraram-se estacionárias.

De uma forma geral, os testes nos levam a rejeitar o modelo intertemporal de Bergin e Sheffrin (2000) para o Brasil. Em relação ao período trimestral, a rejeição independe dos

parâmetros utilizados. Já no caso anual, o modelo é rejeitado quando usamos valores baixos para a elasticidade de substituição intertemporal. Levando-se em conta a observação de Hall (1988) de que a elasticidade de substituição intertemporal deve situar-se abaixo de 0,1, em razão de que o consumo tende a responder fracamente a taxa de juros real, podemos rejeitar o modelo.

Portanto, contrariamente aos casos estudados por Bergin e Sheffrin, Austrália, Canadá e Reino Unido, o modelo intertemporal com taxa de juros e câmbio não apresenta melhora significativa em relação ao modelo simples, no qual existe apenas um único bem e a taxa de juros é tomada como constante. A rejeição formal do modelo sugere que o comportamento “forward-looking” de agentes racionais não é válido para a economia brasileira.

Para verificarmos se o modelo ampliado segue o padrão do modelo simples, qual seja, em certos casos rejeição formal e adequação gráfica, construímos gráficos no qual inserimos os valores observados e previstos da conta corrente, tal como definido acima. A exemplo dos testes formais, no período anual, verificamos que os resultados não são consistentes e, mesmo com diferentes valores da elasticidade de substituição intertemporal, o coeficiente de correlação entre as séries é baixo e, em alguns casos, negativo. Portanto, o modelo, mesmo na sua versão básica, não consegue apontar a direção das flutuações da conta corrente quando olhamos o período 1947-2003. Entretanto, para o período trimestral, 1991:1-2004:1, o coeficiente de correlação mostrou-se bastante alto para todas as especificações do modelo, o que pode ser comprovado graficamente.

Através das séries ótimas construídas para a conta corrente, que deveriam ser os valores observados dados os choques na economia, podemos estabelecer variâncias, as quais tomamos como “benchmark” para compará-las com os valores reais. Enquanto o modelo básico indica que a conta corrente é mais volátil do que seria caso os agentes estivessem comportando-se otimamente, o modelo ampliado, em geral, aponta em direção contrária, ou seja, a volatilidade real da conta corrente é menor do que a série teórica. Isso implica que o modelo básico prediz excesso de mobilidade de capital enquanto o modelo ampliado anuncia que a economia brasileira apresenta restrições no fluxo de capitais internacionais, o que equivale a dizer que existem dificuldades para a suavização do consumo diante dos choques no produto líquido.

7. Referências

BARRO, R. J.; SALA I MARTIN, X.). World real interest rates. In BLANCHARD, O.J.; FISCHER S. (eds.), **NBER Macroeconomics Annual**. Cambridge, MA: MIT Press, pp. 15-61, 1990.

BERGIN, P.R., SHEFFRIN, S.M. Interest rates, exchange rates, present value models of the current account. **Economic Journal**, 110, pp. 535-558, 2000.

CAMPBELL, J. Does saving anticipate declining labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis. **Econometrica**, 55, nov., pp. 1249-1273, 1987.

CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. **The Econometrics of Financial Markets**. Princeton: Princeton University Press, 1997.

CAMPBELL, J. Y.; MANKIW, N. G. Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence. In. BLANCHARD, O.J.; FISCHER S. (eds.), **NBER Macroeconomics Annual 1989**. Cambridge, MA: MIT Press, pp. 85-216, 1989.

CAMPBELL, J.Y.; SHILLER,R.J. Cointegration e tests of present value models. **Journal of Political Economy**, pp. 1062-88, out., 1987

DORNBUSCH, R. Real interest rates, home goods and optimal external borrowing. **Journal of Political Economy**, vol. 91, no. 1, nov., pp. 141-53, 1983.

GHOSH, A. R. International capital mobility amongst the major industrialized countries: too little or too much? **The Economic Journal**, vol. 105, no. 428, jan, pp. 107-128, 1995.

GROSSMAN, S.; SHILLER, R. The determinants of the variability of stock market prices. **American Economic Review**, 71, pp. 222-227, 1981.

Hall, R. E. (1988). Intertemporal substitution in consumption. **Journal of Political Economy**, vol. 96, no. 2, pp. 339-57, abr., 1988.

HANSEN, L.; SINGLETON, K. Stochastic consumption , risk aversion and the temporal behavior of asset returns. **Journal of Political Economy**, 91, pp. 249-268, 1983.

HUANG, C. AND LIN, K. Deficits, government expenditures, and tax smoothing in the United States: 1929-1988. **Journal of Monetary Economics**, vol. 31, jun.,no. 3, pp. 317-39, 1993.

KRAVIS, I.; HESTON, A.; SUMMERS, R. (1982). **World Product and Income: International Comparisons and Real GDP**. Baltimore, MD: Johns Hopkins Univeristy Press, 1982.

MEHRA, R.; PRESCOTT, E. The equity premium: a puzzle. **Journal of Monetary Economics**, vol. 15, no. 2, pp. 145-61, mar., 1985.

ROGOFF, K. Traded goods consumption smoothing and the random walk behavior of the real exchange rate. **Bank of Japan Monetary and Economic Studies**, vol. 10, no. 2, (), pp. 1-29, nov., 1992.

SENNA, F.A.A; ISSLER, J.V. Mobilidade de capitais e movimentos da conta corrente do Brasil: 1947-1997. **Estudos Econômicos**, vol. 30, no. 4, pp. 493-523, 2000.

SHEFFRIN, S.; WOO,W. T. Present value tests of an intertemporal model of the current account. **Journal of International Economics**, vol. 29, no. 3-4, pp. 237-5, nov., 1990b.

STOCKMAN, A. C.; TESAR, L. Tastes and technology in a two-country model of the business cycle: explaining international comovements. **American Economic Review**, vol. 85, no. 1, pp. 168-85, mar., 1995.

8. Apêndices

AI – Estimativas do VAR (trimestral)

	Modelo ampliado			Modelo básico	
	no_t	CA_t^*	r_t^*	no_t	CA_t^*
no_{t-1}	-0.469000 (0.15328) [-3.05966]	-0.386269 (0.17894) [-2.15865]	0.310569 (0.60007) [0.51755]	-0.554405 (0.13730) [-4.03797]	-0.315962 (0.15459) [-2.04384]
no_{t-2}	0.011897 (0.16705) [0.07122]	-0.373551 (0.19500) [-1.91561]	-0.123947 (0.65394) [-0.18954]	-0.073895 (0.13511) [-0.54691]	-0.318097 (0.15213) [-2.09090]
no_{t-3}	-0.142837 (0.14270) [-1.00098]	0.156268 (0.16658) [0.93809]	-0.254496 (0.55862) [-0.45558]	- - -	- - -
CA_{t-1}^*	0.152835 (0.13147) [1.16250]	0.799906 (0.15348) [5.21194]	0.387159 (0.51467) [0.75224]	0.259344 (0.12261) [2.11519]	0.648382 (0.13806) [4.69655]
CA_{t-2}^*	-0.090874 (0.15565) [-0.58384]	0.229285 (0.18170) [1.26190]	-0.112402 (0.60932) [-0.18447]	-0.222687 (0.12772) [-1.74359]	0.294355 (0.14381) [2.04690]
CA_{t-3}^*	-0.047369 (0.13448) [-0.35224]	-0.111373 (0.15699) [-0.70944]	-0.110951 (0.52645) [-0.21075]	- - -	- - -
r_{t-1}^*	-0.021588 (0.02993) [-0.72130]	-0.018079 (0.03494) [-0.51744]	-0.501346 (0.11716) [-4.27899]	- - -	- - -
r_{t-2}^*	0.023908 (0.02913) [0.82061]	0.026618 (0.03401) [0.78264]	-0.523895 (0.11405) [-4.59345]	- - -	- - -
r_{t-3}^*	0.023065 (0.03100) [0.74415]	-0.029250 (0.03618) [-0.80838]	-0.730927 (0.12134) [-6.02386]	- - -	- - -
R^2 ajustado	0.198051	0.734725	0.480220	0.299793	0.752282
F-statistic	2.262253	15.15610	5.722115	6.244815	38.20132

Notas: (i) O modelo ampliado foi estimado usando-se $g = 0,085$ e $a = 0,5$; (ii) erros padrões em () e estatística t em []; (iii) observações incluídas: 47 para o modelo ampliado e 50 para o modelo básico.

AII – Estimativas do VAR (anual)

	Modelo ampliado			Modelo básico	
	no_t	CA_t^*	r_t^*	no_t	CA_t^*
no_{t-1}	0.241008 (0.15103) [1.59576]	0.009008 (0.07040) [0.12795]	-0.388763 (0.87487) [-0.44437]	0.244387 (0.14306) [1.70830]	0.011811 (0.07101) [0.16633]
no_{t-2}	0.087418 (0.15158) [0.57670]	-0.212062 (0.07066) [-3.00106]	0.182688 (0.87807) [0.20806]	0.055427 (0.13965) [0.39690]	-0.170888 (0.06932) [-2.46537]
CA_{t-1}^*	-0.159867 (0.28952) [-0.55219]	0.787661 (0.13496) [5.83617]	-2.144835 (1.67707) [-1.27892]	-0.203101 (0.27545) [-0.73735]	0.773327 (0.13672) [5.65638]
CA_{t-2}^*	0.035773 (0.28760) [0.12439]	-0.214455 (0.13407) [-1.59962]	3.864967 (1.66594) [2.31999]	0.047739 (0.27624) [0.17281]	-0.187803 (0.13711) [-1.36971]
r_{t-1}^*	-0.002346 (0.02070) [-0.11332]	-0.004186 (0.00965) [-0.43376]	0.755480 (0.11992) [6.30009]	- - -	- - -
r_{t-2}^*	0.016572 (0.02047) [0.80947]	-0.009421 (0.00954) [-0.98716]	-0.550611 (0.11859) [-4.64305]	- - -	- - -
R^2 ajustado	-0.014408	0.516278	0.500011	0.016348	0.472405
F-statistic	0.879275	10.07208	9.500367	1.220217	12.86394

Notas: (i) O modelo ampliado foi estimado usando-se $g = 0,085$ e $a = 0,5$; (ii) erros padrões em () e estatística t em []; (iii) observações incluídas: 52 para o modelo ampliado e 54 para o modelo básico.