

# **Mobilidade internacional do capital no Brasil: O papel dos termos de troca na abordagem intertemporal da conta corrente.**

Júlia Goes da Silva<sup>1</sup>  
Wilson Luiz Rotatori Corrêa<sup>2</sup>

## **Resumo**

O presente trabalho busca evidências sobre o grau de mobilidade internacional do capital para o Brasil no período de 1970 a 2010 pela análise da conta corrente intertemporal. Para tanto, segue-se a metodologia utilizada em Huang (2010), que destaca a importância da inclusão das variáveis taxa real de juros mundial e termos de troca ao modelo básico de Ghosh (1995). Com método de Variável Instrumental, não foi possível estabelecer o grau de mobilidade, pois o parâmetro que capta a relação entre produto líquido e conta corrente não se mostrou estatisticamente diferente de zero. Todavia, a inclusão dos termos de troca e da taxa de juros, resultou em melhor ajustamento das estimativas. Os resultados obtidos pelo VAR mostraram que a série gerada para a conta corrente teórica não se ajusta à observada, entretanto, evidenciam de excesso de mobilidade do capital entre 1970-2010, contudo a conta corrente suavizou consumo após 1994.

**Palavras-chave:** Conta corrente intertemporal, mobilidade do capital, VAR.

## **Abstract**

This paper seeks evidence on the degree of international capital mobility for Brazil in the period 1970 to 2010 using the intertemporal current account approach. We follow the methodology used in Huang (2010) which highlights the importance of including the world real interest rate and terms of trade to the basic model of Ghosh (1995). Our results indicate that it is not possible to establish the degree of mobility through the Instrumental Variable estimation since the parameter that captures the relationship between the net output and the current account was not statistically different from zero. However, the inclusion of both variables improved the fit of the model to the data. Using the constructed optimal current account series generated by the model we find that the theoretical series does not fit correctly to the actual current account series what shows evidence of excess capital mobility between 1970 and 2010. Nevertheless after 1994 we find evidence that the current account behaved following the consumption smoothing hypothesis.

**Keywords:** Intertemporal current account, capital mobility, VAR.

**Classificação JEL: F32, F41**

**Área 7: Economia Internacional**

---

<sup>1</sup> Economista da UFJF, mestranda do PPGEA/UFJF, endereço eletrônico juliagoes.s@hotmail.com.

<sup>2</sup> PhD in Economics pela University of Southampton, Professor Adjunto II da UFJF e do PPGEA/UFJF, endereço eletrônico wlrotatori@gmail.com.

## 1 – Introdução

No presente artigo busca-se evidências empíricas sobre a mobilidade do capital para o caso brasileiro, aos moldes do proposto em Huang (2010). Assume-se, então, que flutuações nos termos de troca podem agir como indutoras do movimento da conta corrente suavizadora. Dessa maneira, entende-se que não considerá-las possivelmente estaria atribuindo, entre outros fatores, à mobilidade de capital, o comportamento observado da conta corrente, o que justificaria a conclusão do excesso de mobilidade de capital a que chegam Senna e Issler (2000) e Silva e Andrade (2007), para o modelo básico. Ao mesmo tempo, os resultados relativamente surpreendentes, quando o modelo é ampliado por Silva e Andrade (2007) com indícios de baixa mobilidade de capital, podem ser resultantes da utilização da taxa de câmbio que, por ter sido explicitamente utilizada como instrumento de política monetária, não refletiria de maneira correta as flutuações dos choques internacionais sobre a economia como inicialmente argumentado pelos autores.

O Gráfico 1 mostra a série dos termos de troca do Brasil no período de 1970 a 2010. Os termos de troca sofreram gradativa deterioração a partir de meados de 1970, impactado pelos choques do petróleo além de se observar durante toda a década de 1980 até 1994 preços relativos desfavoráveis de comércio internacional. Por sua vez o saldo negativo em transações correntes persistiu toda a década de 1970 ultrapassando para a década seguinte. O período de maior deterioração dos termos de troca coincide com o período de altíssima inflação, crescimento baixo e redução de liquidez observada na década de 1980. Nos primeiros anos após o início do Plano Real, o país recuperou sua capacidade de importação com os termos de troca apresentando significativa melhora até 1999, momento em que se observam significativos déficits em transações correntes no período. A deterioração dos termos de troca, no entanto, voltou a se repetir no período de 1999 a 2005. Observa-se uma reversão do saldo em transações correntes junto a melhora significativa dos termos de troca a partir de 2006. Como a análise descritiva parece sugerir as flutuações nos termos de troca podem agir como indutoras das flutuações observadas na conta corrente sendo necessário incluí-lo no modelo básico.

GRÁFICO 1 – Termos de troca no período de 1970-2010



Fonte: Elaborado pelos autores, a partir de IPEADATA, 2012.

Além da inclusão dos termos de troca, o modelo em Huang (2010) inova em quatro pontos específicos: 1) Ao abordar a conta corrente observada a partir da construção teórica, considerando o processo de maximização intertemporal com fundamentos microeconômicos, diferentemente de aproximar a série pela diferença entre produto líquido e consumo. 2) Por considerar o estoque de ativos líquidos da economia na restrição intertemporal, permitindo exame empírico mais próximo da teoria, que observa estoque de ativos da economia ao invés do fluxo da conta capital. 3) Por reinterpretar a participação dos bens *tradables* no consumo das famílias no modelo teórico obtendo o coeficiente *imports to tradable*, que é a razão entre consumo de *tradables* importados e o consumo total de *tradables* das famílias, proposto em Campa e Goldberg (2006). 4) Por permitir a estimação do grau de mobilidade

internacional de capital como discutido abaixo. Entende-se, que esses quatro pontos de inovação incorporados à análise possivelmente permitem uma reinterpretação dos resultados obtidos anteriormente sobre a mobilidade de capital para a economia brasileira, sob a perspectiva de suavização intertemporal da conta corrente.

O presente trabalho está dividido em 5 seções além desta Introdução. A próxima apresenta breve revisão da literatura e, na seguinte o modelo de trocas intertemporais e equilíbrio da conta corrente que é base para a pesquisa empírica. Em seguida, na seção 4, trata-se a metodologia de pesquisa e a descrição dos dados para a realização dos testes e aplicação do modelo. Os resultados serão expostos na seção 5. Por fim, reúnem-se as considerações finais na seção 6.

## 2 - Breve revisão da literatura

Na literatura econômica, a mobilidade de capital tem como marco o artigo seminal de Feldstein e Horioka (1980). Partindo da hipótese teórica de perfeita mobilidade, os autores afirmaram que a relação entre taxa de poupança e investimento domésticos é baixa para países com alta mobilidade do capital. Entretanto, os resultados empíricos para países desenvolvidos (países da OECD entre 1960 a 1974) apontaram alto valor para o coeficiente que relação aquelas variáveis. Há ampla discussão, como apresenta Apergis e Tsoumas (2009), em torno da coexistência da hipótese teórica e a alta correlação poupança-investimento. Essa contradição foi posteriormente intitulada por Obstfeld e Rogoff (2000) um dos maiores *puzzles* em macroeconomia internacional.

Não obstante, Ghosh (1995) apresenta uma abordagem alternativa para análise da mobilidade internacional do capital. Argumenta que independente da relação daquelas variáveis, existe algum grau de mobilidade de capital refletido no movimento da conta corrente. Sob a hipótese de trocas intertemporais, enunciada aos moldes da hipótese de renda permanente, o componente suavizador da conta corrente seria um canal de amortização do consumo, ao responder a choques no produto líquido<sup>3</sup>. Então, sob perfeita mobilidade de capital, a volatilidade da conta corrente real comparada à teórica seria capaz de indicar o grau de mobilidade internacional do capital. Sendo que, quanto menor a variância da conta corrente observada em relação à teórica indica baixa mobilidade do capital. Por essa análise, o autor encontra que o movimento de capital foi superior ao necessário para suavizar consumo para Japão, Canadá, Alemanha e Reino Unido, e o contrário para os Estados Unidos.

A proposta de Ghosh permite analisar a conta corrente através de seu componente suavizador do consumo, e é discutida na literatura como em Cashin e McDermott (1998), Agénor *et al* (1999), Hussien e Mello Jr. (1999), Ismail e Baharumshah (2008), Ogus e Sohrabji (2008). Como Ghosh (1995) afirma que aborda um modelo simples para a conta corrente, Bergin e Sheffrin (2000) propõem aprimorar o modelo intertemporal da conta corrente com a inclusão de dois canais que captem choques externos que refletem na conta corrente, quais sejam taxa de juros internacional de taxa de câmbio. Encontraram que o modelo expandido melhora o *fit* tendo em vista que as flutuações da conta corrente são melhor explicadas com a inclusão daquelas variáveis, conforme esperavam obter para pequenas economias que são normalmente afetadas por choques externos.

Recentemente Huang (2010), motivado pelas flutuações nos preços de *commodities* internacionais, como o petróleo, ocorridas a partir dos anos 70, desenvolveu modelo intertemporal da conta corrente, procurando rever os resultados de excesso de mobilidade. Então, a proposta deste autor considera que a variação dos termos de troca é relevante para dinâmica de conta corrente. Além disso, o autor atenta-se para a construção teórica da conta corrente suavizadora de consumo, observando que esta é resultado do caminho ótimo do indivíduo e da restrição intertemporal que lhe é imposta. Assim, o autor mostra, para o Reino Unido no período 1971-2002, que o modelo que inclui juros e termos de troca melhor descreve os movimentos reais da conta corrente suavizadora. Além disso, não foi constatado excesso de mobilidade do capital, o que leva a concluir que desconsiderar termos de troca e taxa de juros

---

<sup>3</sup> Por produto líquido entende-se produto menos gastos do governo menos investimentos.

internacional no modelo intertemporal da conta corrente leva a atribuir as flutuações da conta corrente a outros fatores, como a mobilidade do capital.

Para a economia brasileira entre 1947 e 1997, Senna e Issler (2000), seguindo o modelo bivariado de Ghosh, obtiveram resultado diverso ao de Ghosh e Ostry (1997), apesar de utilizarem metodologia próxima, devido ao maior rigor metodológico. Apesar das hipóteses testáveis do modelo não serem favoráveis no todo, aqueles autores encontraram excesso ao invés de perfeita mobilidade do capital, apontando para a existência de significativo capital especulativo em circulação naquele período. Silva e Andrade (2006) retomaram o estudo de Senna e Issler (2000) adicionando amostra trimestral entre 1991 e 2004 e uma anual de 1947 a 2003, o teste da hipótese de ortogonalidade (para a expectativa racional), a decomposição da variância para o teste de choque transitório. Os resultados admitem a hipótese de ortogonalidade para dados anuais, mas não a hipótese de que choque transitório no produto líquido afetem a conta corrente o que, segundo eles, pode ser evidência de gasto excessivo ou restrição externa. Além disso apontam para o comportamento suavizador da conta corrente a partir de 1990 para dados trimestrais.

Tendo em vista o desempenho do modelo intertemporal básico, Silva e Andrade (2007) discutem o excesso de mobilidade e essa relativa inadequação para pequenas economias abertas, como a brasileira, assumindo que o componente suavizador da conta corrente serviria também como instrumento para reagir a variações esperadas nas taxas de juros mundial e na taxa de câmbio, como proposto em Bergin e Sheffrin (2000). Com dados para o período 1947-2003, os resultados mostram que a inclusão daquelas variáveis não melhora suficientemente o ajuste do modelo, mas o modelo de Bergin e Sheffrin (2000) não pode ser rejeitado para o caso brasileiro caso considere-se elasticidade de substituição igual a 0,59. Já para dados trimestrais entre 1991 e 2003, o modelo é rejeitado independente do valor daquele parâmetro. O modelo simples aponta para excesso de mobilidade do capital enquanto que o modelo completo a variância da conta corrente observada é menor que a teórica o que indica que país tem restrições no fluxo internacional de capitais. A série da conta corrente observada, nos trabalhos de Senna e Issler (2000) e Silva e Andrade (2006, 2007) é obtida pela diferença do produto líquido pelo consumo.

### 3 – Modelo intertemporal da conta corrente

O modelo pressupõe pequena economia produtora de um bem transacionável e que absorve produção de outros países. O consumidor, formador de expectativas racionais, tem a função de utilidade de sua vida dada por:

$$U_t = E_t \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(C_s^*) \right\} \quad (1)$$

onde  $E_t\{\cdot\}$  é o operador de esperança condicionada às informações disponíveis em  $t$ ;  $\beta$  é o fator de desconto subjetivo;  $s$  e  $t$  são indicadores de tempo no intervalo  $[1, \infty]$ ;  $u(\cdot)$  é a utilidade do indivíduo, que está em função do consumo em  $s$  ( $C_s^*$ ). Como o país participa do mercado financeiro internacional, comprando e vendendo ativos, o consumidor se depara com a restrição orçamentária:

$$B_{t+1} = (1 + r_{t+1})[B_t + P_t NO_t - C_t] \quad (2)$$

na qual  $B$  é o estoque de ativo líquido;  $r$  é a taxa real de juros mundial;  $NO$  é o produto líquido;  $P$  é o preço relativo dado pelos termos de troca; e  $C$  o consumo em termos do preço dos bens importados. Para o presente trabalho, a função de utilidade do indivíduo é dada pela Equação 3:

$$u(C_{m,s}; C_{x,s}) = \frac{1}{1-1/\sigma} (C_{m,s}^\alpha \cdot C_{x,s}^{1-\alpha})^{1-1/\sigma} \quad (3)$$

O parâmetro  $\sigma$  é a elasticidade intertemporal de substituição que representa a sensibilidade do consumo à taxa de juros, sendo  $\sigma > 0$  e  $\sigma \neq 1$ . Já o  $\alpha$ , é a proporção de consumo designada a produtos

importados, e assume valor no intervalo ]0,1[. Dada esta composição do consumo, espera-se que o índice de preço ( $P^*$ ) garanta que  $C_t = C_{m,t} + P_t C_{x,t} = P^* C_t^*$ . Então, o problema

$$\begin{aligned} \text{Max } C_t^* &= C_{m,s}^\alpha \cdot C_{x,s}^{1-\alpha} \\ \text{s. a } C_t &= C_{m,s}^\alpha \cdot C_{x,s}^{1-\alpha} \end{aligned} \quad (4)$$

tem como resultado  $P^* = P_t^{1-\alpha} [\alpha^{-\alpha} (1-\alpha)^{\alpha-1}]$ . Considerando esse resultado, o problema de maximização da utilidade vitalícia do indivíduo dado por:

$$\begin{aligned} \text{Max } U_t &= E_t \{ \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(C_s^*) \} \\ \text{s. a. } B_{t+1} &= (1 + r_{t+1}) [B_t + P_t NO_t - (C_{m,t} + P_t C_{x,t})] \end{aligned} \quad (5)$$

tem como solução a Equação de Euler

$$E_t \left[ \beta^\sigma (1 + r_{t+1})^\sigma \left( \frac{C_t}{C_{t+1}} \right) \left( \frac{P_t}{P_{t+1}} \right)^{(\sigma-1)(1-\alpha)} \right] = 1 \quad (6)$$

que loglinearizada é:

$$E_t \Delta c_{t+1} = \mu + \sigma E(1 + r_{t+1}) - (\sigma - 1)(1 - \alpha) E \Delta p_{t+1} \quad (7)$$

A Equação 7 mostra que o consumo responde as variações esperadas na taxa de juros internacional e nos termos de troca. Todavia, para conhecer a dinâmica da conta corrente suavizadora do consumo é necessário obter a restrição orçamentária intertemporal loglinearizada. Esta é obtida iterativamente da restrição do problema de maximização do indivíduo, e considera a equação de transversalidade dada por  $\lim_{T \rightarrow \infty} [(\frac{1}{1+r})^T B_{t+T+1}] = 0$ . Se  $R_{t+i} = 1/\prod_{j=1}^i (1 + r_{t+j})$ , a restrição orçamentária intertemporal é:

$$E_t \{ \sum_{i=0}^{\infty} R_{t+i} C_{t+i} \} = E_t \{ \sum_{i=0}^{\infty} R_{t+i} P_{t+i} NO_{t+i} \} + B_t \quad (8)$$

A loglinearização da Equação 8 segue a estratégia de Huang e Lin (1993) e Bergin e Sheffrin (2000). Reescrevendo-a como  $\Gamma_t = \phi_t + B_t$ , a loglinearização ocorre em três fases. Começando por  $\Gamma_t = E_t \{ \sum_{i=0}^{\infty} R_{t+i} C_{t+i} \}$ , seja:

$$\Gamma_{t+1} = (1 + r_{t+1})(\Gamma_t - C_t) \quad (9)$$

Dividindo os lados por  $\Gamma_t$ , aplicando o logaritmo natural, e assumindo  $\varphi_t = \ln \Gamma_t$ , tem-se:

$$\varphi_{t+1} - \varphi_t = \ln(1 + r_{t+1}) + \ln[1 - \exp(c_t - \varphi_t)] \quad (10)$$

Se  $\rho = 1 - \exp(c_t - \varphi_t)$  e  $\mu_1 = \ln \rho - (1 - \frac{1}{\rho})$ , então  $c_{t+1} - \varphi_{t+1} = \mu_1 + (1/\rho)(c_t - \varphi_t) + (\Delta c_{t+1} - r_{t+1})$ , que iterativamente é:

$$c_t - \varphi_t = \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (r_{t+j} - \Delta c_{t+j}) + \frac{\rho}{1-\rho} \mu_1 \quad (11)$$

No segundo momento, seguindo os mesmos passos para  $\phi = \sum_{i=0}^{\infty} R_{t+i} P_{t+i} NO_{t+i}$  tem-se:

$$no_t + p_t - \xi_t = \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (r_{t+j} - \Delta p_{t+j} - \Delta no_{t+j}) + \frac{\rho}{1-\rho} \mu \quad (12)$$

Por fim, dividindo por  $\Gamma_t$  ambos os lados de  $\Gamma_t = \phi_t + B_t \frac{\phi_t}{\Gamma_t}$ , e aplicando o logaritmo natural, com  $\ln(B_t) = b_t$  e  $\ln \phi_t = \xi_t$ , obtém-se:

$$\xi_t = \mu_3 + \frac{1}{\Omega} \varphi_t + \left(1 - \frac{1}{\Omega}\right) b_t \quad (13)$$

Substituindo  $\varphi_t$  da Equação 11, e  $\xi_t$  da Equação 12 em 13 e, se  $\mu_i \approx 0$ , obtém-se:

$$p_t + no_t - \frac{1}{\Omega} c_t + \left(\frac{1-\Omega}{\Omega}\right) b_t = -\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \left[ \frac{1}{\Omega} \Delta c_{t+j} - \left(\frac{1-\Omega}{\Omega}\right) r_{t+j} - \Delta p_{t+j} - \Delta no_{t+j} \right] \quad (14)$$

Com a Equação 14 e a Equação 7 é possível obter a equação das flutuações da conta corrente dada por:

$$\begin{aligned} ca_t &= p_t + no_t - \frac{1}{\Omega} c_t + \left(\frac{1-\Omega}{\Omega}\right) b_t \\ &= -E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \left\{ \Delta no_{t+j} + \frac{1-\Omega-\sigma}{\Omega} r_{t+j} + \left[ \left(1 - \frac{(1-\alpha)(1-\sigma)}{\Omega}\right) \Delta p_{t+j} \right] \right\} \end{aligned} \quad (15)$$

Na Equação 15,  $ca_t$  não deve ser entendida como o comportamento da conta Transações Correntes do Balanço de Pagamentos que contabiliza fluxo. Pois, o modelo não contempla a análise intratemporal, e sim a troca intertemporal possibilitada pela escolha entre consumo presente e futuro. A Equação, intrínseca ao modelo, cuja leva em conta o caminho de consumo ótimo do indivíduo e respeita a restrição intertemporal com a qual se depara. Daí a relevância de se considerar o estoque de ativos estrangeiros líquidos ( $b_t$ ). Ghosh (1995) reconhece que a flutuação da conta corrente, pode ser influenciada de duas formas: i) em resposta à taxa de juros mundial relativa a taxa de desconto subjetiva (*consumption-tilting*); e ii) em resposta a choques no produto, gastos do governo e investimento, estabilizando o consumo no tempo (*consumption-smoothing*). Mas, interessa àquele autor o *consumption-smoothing*, e este é, também, o foco do presente trabalho. Logo,  $ca_t$  representa o componente suavizador de consumo da conta corrente, e entende-se que é construída pela Equação 15 e não pela diferença entre produto líquido e consumo.

Pela Equação 15  $ca_t$  antecipa as alterações futuras no produto líquido, na taxa de juros mundial e nos termos de troca. Diante da mobilidade perfeita do capital, o indivíduo poupa se a expectativa futura é de resultado ruim, logo aumentos temporários no produto líquido ( $\Delta no_t$ ) ou termos de troca ( $\Delta p_t$ ) elevam a conta corrente<sup>4</sup>. Já a taxa mundial de juros reais tem influência sobre a conta corrente por dois canais: efeito de substituição intertemporal e efeito renda. O parâmetro  $\sigma$  capta o primeiro efeito, de forma que haverá aumento na conta corrente suavizadora, através da redução do consumo presente, se há expectativa de aumento na taxa de juros real. O outro canal é o efeito riqueza medido por  $1 - \Omega$ , que é positivo se  $B_t > 0$ , afetando  $ca_t$  em direção oposta a expectativa de juros reais mundial<sup>5</sup>.

Huang (2010), como em Shibata e Shintani (1998), para encontrar uma equação geral que capte inclusive a imperfeição da mobilidade internacional do capital, desenvolve a Equação 15 incluindo um termo de restrição de liquidez pelo qual analisa a mobilidade do capital. Considerando o Caso 1, em que há mobilidade perfeita, o consumo total ( $c_t^p$ ) se dá por<sup>6</sup>:

$$\frac{1}{\Omega} c_t^p = p_t + no_t + \left(\frac{1-\Omega}{\Omega}\right) b_t + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j x_{t+j} \quad (16)$$

No outro extremo, o Caso 2 em que o capital é totalmente imóvel, ocorre que o consumo total ( $c_t^i$ ) não é mais que a soma do produto líquido e os juros correntes de ativos externos líquidos:

<sup>4</sup>Para ser efetiva essa análise espera-se  $\Omega$  esteja próximo de 1 para que seja positivo o valor de  $1 - [(1-\alpha)(1-\sigma)/\Omega]$ . Para o Brasil, país devedor líquido ( $B_t < 0$ ) o valor é  $\Omega > 1$ , mas ainda assim vale a relação.

<sup>5</sup>Mas, para o caso brasileiro, real devedor ( $B_t < 0$ ),  $1 - \Omega < 0$  o que inverte a direção do efeito renda.

<sup>6</sup>Considerando-se  $x_t = \Delta no_t + ((1-\Omega-\sigma)/\Omega)r_t + [1 - ((1-\alpha)(1-\Omega)/\Omega)]\Delta p_t$ .

$$\frac{1}{\Omega} c_t^i = p_t + no_t + \frac{1-\Omega}{\Omega} b_t \quad (17)$$

Já o Caso 3, trata da existência de um nível de mobilidade intermediário ( $\lambda$ ). Então, o consumo da economia é ponderado, com peso  $\lambda$  e  $1 - \lambda$ , logo:

$$c_t = \lambda c_t^p + (1 - \lambda) c_t^i = \Omega \left( p_t + no_t + \frac{1-\Omega}{\Omega} b_t + \lambda E_t \left\{ \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j x_{t+j} \right\} \right) \quad (18)$$

Desta forma, a conta corrente suavizadora dessa economia é:

$$ca_t = -\lambda E_t \left\{ \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j x_{t+j} \right\} \quad (19)$$

A Equação 19 é a que interessa, pois  $\lambda$ , pertencente ao intervalo  $]0,1[$ , mede o grau de mobilidade do capital internacional. Quanto maior for este parâmetro maior a participação do país no mercado mundial, e sua conta corrente é usada para suavização do consumo.

## 4 – Metodologia e dados

As duas metodologias utilizadas estão descritas nas próximas subseções desta. Na subseção 4.3 estão descritos os dados utilizados.

### 4.1 – Método de Variável Instrumental

Para a estimação do grau de mobilidade de capital da economia, toma-se a Equação 19 e subtrai ambos os lados por  $\frac{1}{\rho} ca_{t-1}$  para obter:  $ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1} = \lambda x_t - \lambda \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (E_t - E_{t-1}) x_{t+j}$ . Sendo a 2ª parcela do lado direito da igualdade o termo de erro  $\varepsilon_t$ , essa equação pode ser reescrita<sup>7</sup>:

$$ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1} = \lambda \Delta no_t + \eta r_t + \theta \Delta p_t + \varepsilon_t \quad (20)$$

A Equação 20 possibilita que  $\lambda$  seja estimado pela relação entre “quase diferença de  $ca_t$ ” ( $ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1}$ ) e o produto líquido, controlando os termos de troca da economia, e a taxa real de juros internacional. A proposta é incluir gradativamente as variáveis propostas, com o fim de avaliar a importância das mesmas no modelo. Portanto, considera-se 3 modelos a estimar:

$$\begin{aligned} \text{Modelo 1} - ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1} &= \mu + \lambda \Delta no_t + \varepsilon_t \\ \text{Modelo 2} - ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1} &= \mu + \lambda \Delta no_t + \theta \Delta p_t + \varepsilon_t \\ \text{Modelo 3} - ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1} &= \mu + \lambda \Delta no_t + \theta \Delta p_t + \eta r_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Pela composição do termo de erro, espera-se que as variáveis explicativas sejam com ele correlacionadas. Nesse caso, para a estimação das equações não se sugere a regressão por OLS<sup>8</sup>, mas a estimação por Variável Instrumental (IV) é amplamente utilizada. O método IV propõe encontrar um conjunto de instrumentos  $Z$  que atenda às condições: i)  $Cov(ZX) \neq 0$ ; ii)  $Cov(\varepsilon Z) = 0$ . Portanto, propõe-se o uso do vetor de candidatos a instrumentos  $Z_{t-i} = [\Delta no_{t-i} \Delta p_{t-i} ca_{t-i} r_{t-i}]$ , que é teoricamente válido, já que  $Cov(\varepsilon_t, Z_{t-i}) = 0$  dada a hipótese de expectativas racionais. Para os Modelos 1 e 2, o vetor de instrumentos sugeridos é  $Z_{t-i} = [\Delta no_{t-i} \Delta p_{t-i} ca_{t-i}]$ , e para o Modelo 3, é:  $Z_{t-i} = [\Delta no_{t-i} \Delta p_{t-i} r_{t-i} ca_{t-i}]$ .

<sup>7</sup> Sendo  $\eta = \lambda \frac{1-\Omega-\sigma}{\Omega}$ ; e  $\theta = \lambda \left[ 1 - \frac{(1-\sigma)(1-\alpha)}{\Omega} \right]$ .

<sup>8</sup> Pois a hipótese necessária à consistência dos estimadores OLS é que  $E_t(\varepsilon_t/X_t) = 0$ .

O indicador  $i$  especifica a defasagem em que os instrumentos serão usados, e sua definição dependerá do maior grau de ajustamento ( $R^2$ ) obtido no resultado final.

O Teste LM permite testar a hipótese nula de instrumentos não correlacionados como termo de erro, cuja estatística de teste é obtida pelo produto do  $R^2$ , obtido pelo OLS dos resíduos contra os instrumentos, com o tamanho da amostra  $N$ . A rejeição da hipótese nula coloca dúvidas sobre a utilização dos instrumentos selecionados apontando para falha ou endogeneidade do modelo<sup>9</sup>. A possibilidade de instrumentos fracos, somado ao fato de se ter uma amostra finita pequena, não impede a utilização do método IV. Deve-se apenas atentar para o uso do estimador de LIML (*Limited-information maximum likelihood*)<sup>10</sup>.

## 4.2 – Vetor Autorregressivo

Seguindo Campbell (1987), a Equação 19 pode ser reescrita:

$$ca_t = -E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (\lambda \Delta no_{t+i} + \eta r_{t+i} + \theta \Delta p_{t+i}) \quad (21)$$

Considerando o vetor  $Y_t = [ca_t \Delta no_t r_t \Delta p_t]'$ , a metodologia de Vetor Autorregressivo (VAR) permitirá conhecer a melhor previsão para as variáveis e construir a série teórica da conta corrente suavizadora. No formato de um VAR tem-se:

$$\begin{bmatrix} ca_t \\ \Delta no_t \\ r_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) & a_{13}(L) & a_{14}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) & a_{23}(L) & a_{24}(L) \\ a_{31}(L) & a_{32}(L) & a_{33}(L) & a_{34}(L) \\ a_{41}(L) & a_{42}(L) & a_{43}(L) & a_{44}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} ca_{t-1} \\ \Delta no_{t-1} \\ r_{t-1} \\ \Delta p_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{bmatrix} \quad (22)$$

onde  $a_{ij}(L)$  é polinômio no operador de defasagem  $L$  e  $e_{it}$  são os erros de previsão. Para um VAR(1):  $Y_t = AY_{t-1} + e_t$ . Onde  $A$  é matriz *companion* de ordem  $pn \times pn$ , onde  $n$  é o número de variáveis do vetor,  $p$  a ordem do VAR, e  $e_t$  é o vetor ( $pn \times 1$ ).

Para qualquer tempo a frente de  $t$  tem-se que a ótima previsão de  $Y_{t+i}$ , dado o conjunto de informação até  $t$  ( $H_t$ ), será:  $E_t[Y_{t+i}/H_t] = A^i Y_t$ . Sendo  $0 < \rho < 1$ , a Equação 21 reescrita é:

$$ca_t^* = -(\gamma_2 \lambda + \gamma_3 \eta + \gamma_4 \theta) \rho A (I - \rho A)^{-1} Y_t = -k Y_t \quad (23)$$

onde  $\gamma_j$  é o vetor  $1 \times np$  com todos os elementos iguais a zero exceto pelo  $j$ -ésimo que é igual a 1. A Equação 23 representa a conta corrente suavizadora teórica ( $ca_t^*$ ) que revela a expectativa futura do agente em torno das variáveis, onde  $k = (\gamma_2 \lambda + \gamma_3 \eta + \gamma_4 \theta) \rho A (I - \rho A)^{-1}$  é um vetor linha (de ordem  $1 \times np$ ) que capta as previsões em relação às variáveis do vetor  $Y_t$ . Desconsiderando o erro,  $ca_t^*$  poderá igualar-se a  $ca_t$  se  $-k_{1 \times np} = [1 \ 0 \dots 0]$ . A partir dessa igualdade são geradas  $np$  restrições ao modelo teórico que podem ser testadas.

Como se pretende analisar o efeito da inclusão dos termos de troca e da taxa real de juros internacional no modelo, parte-se de um modelo simples para o completo, próximo ao que proposto para o método IV. Logo, estima-se 3 modelos, sendo que para cada um tem-se que o vetor  $Y_t$  é:

$$\begin{aligned} \text{Modelo 1} - Y_t &= [ca_t \ \Delta no_t] \\ \text{Modelo 2} - Y_t &= [ca_t \ \Delta no_t \ r_t] \\ \text{Modelo 3} - Y_t &= [ca_t \ \Delta no_t \ r_t \ \Delta p_t] \end{aligned}$$

<sup>9</sup> Ver Cameron e Trivedi (2005); Wooldrige (2002).

<sup>10</sup> Há evidências, via Monte Carlo, em Poi (2006) e Stock, Wright e Yogo (2002) de que este estimador produz menor viés e intervalos de confiança mais robustos do que o estimador de 2SLS. O estimador LIML tem propriedades desejáveis para amostras finitas, principalmente quando os instrumentos não são suficientemente fortes (CAMERON e TRIVEDI, p. 199 2009).



Então, com as séries real e teórica<sup>11</sup>, é possível fazer os testes em relação ao modelo e obter suas variâncias para se ter indícios sobre o a mobilidade de capital internacional.

### 4.3 – Descrição dos dados

Os dados, para o período de 1970 a 2010, são anuais em dólares a preços constantes de 2000. O produto líquido foi calculado pela diferença entre o produto (PIB) e a resultante da soma de investimento (formação bruta de capital) e gastos do governo. Essas três variáveis, bem como a variável consumo foram obtidos na base do Banco Mundial, inclusive o total populacional para obtenção dos valores *per capita*. Já os dados para o estoque de ativo externo líquido foram obtidos em Lane e Milesi-Ferretti (2004)<sup>12</sup> e, a série Termos de Troca foi obtida no sítio do IPEADATA (2012), e transformada para a base no ano 2000.

A série da taxa real de juros internacional foi construída, tendo por base Barro e Sala-i-Martin (1990) e Huang (2010). Para cada ano, essa série constitui-se de uma média da taxa real de juros de cada um dos países do G-7 ponderada pela participação de cada país no total do PIB do Grupo. A taxa real do país é ajustada pelo deflator do PIB, conforme dados do Banco Mundial.

Para a construção da conta corrente suavizadora observada ( $ca_t$  da Equação 15), calculou-se  $\Omega = 1 - B/\Gamma$ , onde  $B/\Gamma$  é calculado pela média da razão de ativo externo líquido pelo consumo multiplicado por  $(\bar{r} - g_c)/(1 + \bar{r})$ . Sendo  $\bar{r}$  a média de juros reais internacional e  $g_c$  a média da taxa de crescimento do consumo *per capita*, encontrou-se  $\Omega = 1,082$ , superior a 1 como esperado. Já o valor de  $\rho$  é dado pela equação  $\rho = 1 - C/\Gamma$  que é o mesmo que  $\rho = (\bar{r} + g_c)/(1 + \bar{r})$ , logo  $\rho = 0,824$ , que representa a impaciência do consumidor.

## 5 – Análise dos Resultados

### 5.1 – Evidências sobre o grau de mobilidade do capital

A Tabela 1 apresenta os resultados obtidos para cada um dos Modelos, por Variável Instrumental, estando os vetores de instrumentos no quinto lag de defasagem.

TABELA 1 - Estimação por Variável Instrumental

Modelo 1: $ca_t - \frac{1}{\rho}ca_{t-1} = \mu + \lambda\Delta no_t + \varepsilon_t$								
Primeiro Estágio				$\lambda$	$\theta$	$\eta$	Teste Wald	Teste LM
$ca_t - \frac{1}{\rho}ca_{t-1}$	$\Delta no_t$	$\Delta p_t$	$r_t$					
0,1224 (0,1345)	0,1795 (0,3121)	-	-	-0,389 (3,267)	-	-	0,01 0,9058	0,1213 0,1197
Modelo 2: $ca_t - \frac{1}{\rho}ca_{t-1} = \mu + \lambda\Delta no_t + \theta\Delta p_t + \varepsilon_t$								
0,1224 (0,1345)	0,1795 (0,3121)	0,1419 (0,2139)	-	0,011 (0,543)	1,115* (0,243)	-	11,7 0,0002	0,0003 0,9948
Modelo 3: $ca_t - \frac{1}{\rho}ca_{t-1} = \mu + \lambda\Delta no_t + \theta\Delta p_t + \eta r_t + \varepsilon_t$								
0,2196 (0,0407)	0,2026 (0,3430)	0,2434 (0,0505)	0,2679 (0,0394)	-0,244 (1,477)	1,191* (0,351)	-0,493 (2,510)	10,48 0,0001	0,00 1,00

Nota: Entende-se: \* Estatisticamente significativa a 5%.

Fonte: Elaborado pelos autores, a partir de STATA/SE 11.2.

<sup>11</sup> Sempre que se tratar de conta corrente teórica fala-se da resultante da melhor previsão dos agentes, dada pela Equação 23, e quando se tratar da conta corrente construída, real ou observada, refere-se àquela obtida pela Equação 15. Em ambos os casos trata-se do componente suavizador da conta corrente.

<sup>12</sup> Agradecemos a gentileza de Lane e Milesi-Ferretti em enviar versão atualizada dos dados "External Wealth of Nations" até o ano de 2010.

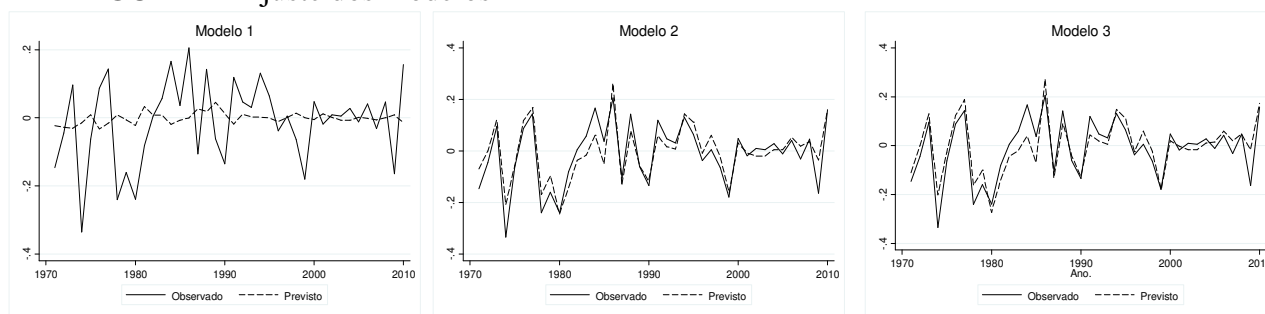
As quatro primeiras colunas da Tabela 1, com o título "Primeiro Estágio", apresentam o  $R^2$  e entre parênteses o  $p$ -value da estatística F, resultante da regressão OLS das variáveis contra os instrumentos utilizados. As colunas 5 a 7, mostram os resultados da regressão para os parâmetros  $\lambda$ ,  $\theta$ , e  $\eta$ , sendo que entre parênteses está o desvio padrão do coeficiente estimado. Já as duas últimas colunas apresentam o Teste de Wald (a estatística F de significância conjunta das variáveis, e em seguida seu respectivo  $p$ -value), e o Teste LM (o  $R^2$  resultante da estimação dos resíduos da regressão contra os instrumentos, e em seguida o  $p$ -value da estatística de teste).

É possível afirmar que os vetores de instrumentos se mostram fracos para explicar as flutuações do produto líquido, independente do modelo, se observar os resultados em "Primeiro Estágio". Apenas, o vetor de instrumentos para o Modelo 3 é significativo para explicar a quase diferença da conta corrente, termos de troca, e taxa de juros, se considerar 6% de significância. Todavia, o Teste LM para os três modelos não produz evidências contra o vetor de instrumentos utilizando, a 5% de significância.

O parâmetro  $\lambda$  não se mostrou-se significativamente diferente de zero para explicar, individualmente, a movimentação da quase diferença de  $ca_t$ , independente do modelos. Assim, ainda que controlando pelas variações dos termos de troca e taxa real de juros mundial, não é possível ter um valor específico para o grau de mobilidade do capital para o Brasil no período em análise. Entretanto, é possível ter indícios de que é importante considerar termos de troca variável, através da análise da significância de  $\theta$  e do  $p$ -value do teste de Wald dos Modelos. Nas estimativas dos Modelos 2 e 3, termos de troca é individualmente significativa para explicar  $ca_t - \frac{1}{\rho}ca_{t-1}$ , a 5% de significância. Além disso, a comparação dos testes de Wald dos modelos mostra que, ao se incluir termos de troca, o conjunto das variáveis torna-se relevante.

Desta forma, têm-se indícios que a variação dos termos de troca é estatisticamente importante tanto individualmente, quanto para a significância conjunta das explicativas. Esse melhor ajuste pode ser também verificado nos Gráficos da Figura 1. Cada Gráfico mostra a série de  $ca_t - \frac{1}{\rho}ca_{t-1}$  e a série prevista por cada um dos modelos.

FIGURA 1- Ajuste dos modelos



Fonte: Elaborado pelos autores, a partir de STATA\SE 11.2.

A significância estatística dos termos de troca e a análise visual dos gráficos das séries estimadas permite considerar que os modelos expandidos conseguem descrever melhor o comportamento de  $ca_t - \frac{1}{\rho}ca_{t-1}$  do que o modelo simples. Assim, desconsiderar termos de troca no modelo poderia levar a conclusões enganosas. Contudo, pela não significância estatística de  $\lambda$ , os Modelos mostram que variações na conta corrente brasileira responderem pouco às variações no produto líquido, sendo pouco usada como suavizadora de consumo frente a choques no produto, investimento e gastos do governo.

Os resultados devem ser analisados cuidadosamente, pois foram obtidos de construção teórica com hipóteses relevantes. Entre as quais destaca-se a inexistência de restrição de acesso ao mercado financeiro, situação não observada na década de 1980. Outro ponto que pode ser discutido para a rejeição do modelo é a construção do produto líquido que tratar exogenamente os gastos do governo, agente importante para o país. Mas, conforme afirma Ghosh (1995), expectativas é ponto fundamental na análise da conta corrente intertemporal. Então, a metodologia VAR permitirá conhecer a melhor previsão para as variáveis, e os resultados são apresentados a seguir.

## 5.2 – Evidências sobre a volatilidade da conta corrente

A análise do Teste de Raiz Unitária está representada no Quadro 1, onde cada linha reporta um teste específico, e cada coluna apresenta as estatísticas de teste para as variáveis de interesse. De forma geral, os resultados no Quadro 1 demonstram que as variáveis em nível  $no_t, p_t, c_t, b_t$  tem Raiz Unitária (colunas 2 a 5), mas são estacionárias em primeira diferença (colunas 7 a 10). Para as séries da conta corrente e taxa de juros (colunas 6 e 11) ocorre que parte das estatísticas obtidas leva a rejeitar a Raiz Unitária, sendo que para  $ca_t$  isso ocorre apenas a 10% de significância.

QUADRO 1 – Teste de Raiz Unitária

Teste	$no_t$	$p_t$	$c_t$	$b_t$	$r_t$	$\Delta no_t$	$\Delta p_t$	$\Delta c_t$	$\Delta b_t$	$ca_t$
Dickey Fuller Aumentado	-3,35**	-1,925	-3,586**	-2,354**	-1,342	-4,664***	-6,610***	-5,36***	-8,595***	-2,033
Dickey Fuller (GLS)	-0,065	-1,574	-0,320	-1,302	-2,22**	-3,774***	-5,957***	-3,98***	-8,707***	-1,710*
Ng-Perron $Mz_{GLS}_a$	0,935	-4,378	0,556	-2,868	-7,24*	-15,75***	-19,70***	-15,4***	-17,77***	-4,940
Ng-Perron $Mz_{GLS}_t$	0,687	-1,435	0,357	-1,0356	-1,90*	-2,805***	-3,026***	-2,76***	-2,970***	-1,537*
Ng-Perron $MP_{GLS}_T$	40,242	5,669	30,139	8,110	3,385**	1,560***	1,636**	1,627***	1,416***	5,040

Nota: Seja  $H_0$  a hipótese de existência de Raiz Unitária, entende-se: \*\*\*Rejeito  $H_0$  a 1% de significância; \*\*Rejeito  $H_0$  a 5% de significância; \*Rejeito  $H_0$  a 10% de significância. Os testes consideram a hipótese alternativa de um processo gerador com intercepto sem tendência.

Fonte: Elaborado pelos autores, a partir de Eviews 5.

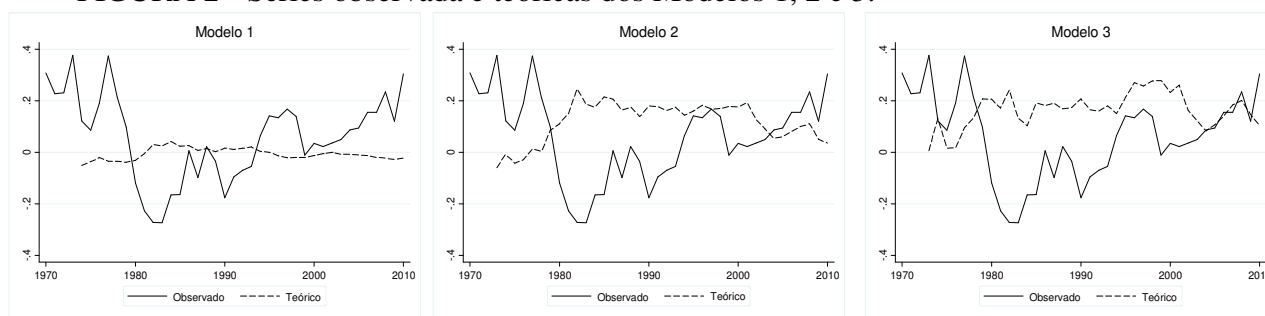
Para obter  $ca_t^*$  através da estimação VAR, é necessário determinar os valores de  $\lambda$ ,  $\eta$  e  $\theta$ . O valor de  $\lambda$  é igual a 1, considerando-se perfeita mobilidade de capital. Já os valores para  $\eta$  e  $\theta$  dependem da definição dos parâmetros  $\rho$ ,  $\Omega$ ,  $\sigma$  e  $\alpha$ , sendo o valor dos dois primeiros já foram definidos. O parâmetro  $\sigma$ , elasticidade de substituição intertemporal, é 0,59, obtido no estudo de Issler e Pesqueira (2000). Já o coeficiente da participação dos importados no consumo total de *tradable* ( $\alpha$ ) é calculado a partir da conceituação de Campa e Goldberg (2006), e para o caso brasileiro tem valor médio de 0,04699. Então, obtém-se  $\eta = -0,621$  e  $\theta = 0,639$ . Para o Modelo 1 estima-se um VAR (3) e para os Modelos 2 e 3 um VAR(2), que satisfazem a condição de estabilidade e de não autocorrelação dos resíduos.

Implicação decorrente do modelo é que a conta corrente causa, no sentido de Granger, variações no produto líquido, ou seja, a conta corrente antecipa flutuações no produto líquido. Pelo teste de causalidade pode-se constatar que, para nenhum dos Modelos, o teste admite a causalidade, sendo evidência desfavorável ao comportamento suavizador da conta corrente. Esse mesmo resultado foi observado por Senna e Issler (2000) e Silva e Andrade (2006). Outro teste pertinente é o Teste sobre as restrições impostas a cada um dos Modelos, para o qual a estatística encontrada de longe rejeita a hipótese de validade das restrições, a 5% de significância<sup>13</sup>.

Ajustada a ordem do VAR e definidos os parâmetros necessários, obtém-se a conta corrente suavizadora teórica ( $ca_t^*$ ), para cada um dos 3 Modelos propostos. A Figura 2 apresenta o comportamento das séries teóricas (linha tracejada) obtidas para cada um dos Modelos, junto com a série observada obtida pela Equação 15 (linha contínua).

<sup>13</sup> Para o Modelo 1, a estatística de teste para as restrições do modelo é  $\chi^2(6) = 71,77$ ; para o Modelo 2 é  $\chi^2(6) = 93,47$ ; e para o Modelo 3 é  $\chi^2(8) = 99,83$ ; sendo que nos três casos o *p-value* está próximo a 0,000. Para o teste de Causalidade de Granger as estatísticas são 3,7598; 3,3511 e 2,7036 levando a rejeição de significância da conta corrente na equação do produto líquido.

FIGURA 2 - Séries observada e teóricas dos Modelos 1, 2 e 3.



Nota: A unidade de medida das séries é logaritmo natural.

Fonte: Elaborado pelos autores, a partir de STATA\SE 11.2.

Pelo Gráfico do Modelo 1 da Figura 2,  $ca_t^*$  mostra-se pouco compatível com os movimentos de  $ca_t$ . Entretanto, com um pouco mais de volatilidade, as séries teóricas obtidas para os Modelos 2 e 3 tem trajetória relativamente mais próximas da série observada. Entende-se que, numa análise informal, expandir o modelo mais simples, incluindo taxa real de juros internacional e termos de troca, eleva a volatilidade da conta corrente suavizadora teórica, na medida em que a informação dessas variáveis passa a fazer parte da formação de expectativa dos agentes. Contudo, a inclusão das variáveis não consegue refletir com exatidão os movimentos observados no período.

Ainda que o Gráfico do Modelo 3 mantenha a trajetória descolada da série observada em relação a da série teórica, esta parece aproximar-se ainda mais da observada se comparado à obtida ao Modelo 2, em certos pontos. Em especial na década de 1970, período marcado por 2 Choques do Petróleo que influenciaram a capacidade de importação do país, choque possivelmente captado pelos termos de troca. Também, a partir de 2002 tal variável parece muito contribuir para a explicar o movimento da conta corrente suavizadora. Daquele ano até 2005 houve deterioração dos termos de troca, e a proximidade das séries dá indícios de que o agente reagiu a esse movimento. Então, esta variável não devem ser desconsiderada, pois fazê-lo poderia levar a conclusões equivocadas. Sendo a expectativa aos choque o que importa para o modelo intertemporal então a inclusão dos termos de troca parece afetar as decisões de consumo intertemporal.

Outro ponto que se constata na observação da Figura 2, é a não capacidade dos Modelos teóricos em descrever o déficit observado no componente suavizador da conta corrente entre 1980 e início da década de 1990. Este período é marcado pelo ambiente desfavorável à formação de expectativas: saída do país do cenário internacional, altas taxas de juros internacionais e crise da dívida. Pode-se inferir que os Modelo 2 e 3 não conseguem prever o déficit, ou o déficit na conta corrente não foi compatível com o comportamento suavizador esperado. A partir de 1994, a conta corrente suavizadora observada torna-se positiva, possivelmente influenciado por melhora nas expectativas em relação à década anterior. Os superávits observados pós 1994 foram inferiores ao teoricamente necessário a suavização do consumo, em boa parte do tempo para os Modelos 2 e 3.

Para a análise do nível de mobilidade do capital internacional pela comparação das variâncias da conta corrente suavizadora observada e da teórica, como propôs Ghosh (1995), a Tabela 2 apresenta as variâncias encontradas para o período de 1970 a 2010. As colunas e linhas 'Teórica 1', 'Teórica 2' e 'Teórica 3' representam respectivamente a variância/covariância da conta corrente Teórica dos Modelo 1, 2 e 3. Já a coluna e linha 'Observada' representa a variância/covariância da série construída a partir da Equação 15, e a coluna 'Razão' mostra a razão das variâncias observada e teórica.

TABELA 2 – Variância e Covariância 1970 a 2010

	Observada	Teórica 1	Teórica 2	Teórica 3	Razão
Observada	0,02753				-
Teórica 1	-0,00241	0,000493			55,80
Teórica 2	-0,00730	0,001213	0,006122		4,50
Teórica 3	-0,00210	0,000175	0,003455	0,0046956	5,86

Nota: Razão = variância observada / variância Teórica.

Fonte: Elaborado pelos autores, a partir de STATA\SE 11.2.

Na última coluna da Tabela 2, as razões encontradas são maiores que 1, isso mostra que para aproximar conta corrente teórica e atual seria necessário  $\lambda > 1$ , ou seja, existe excesso de mobilidade do capital. Para os 3 Modelos, percebe-se que, ainda que superior a um, a Razão é menor do que a encontrada para o modelo básico. Já a covariância entre as séries observada e a teórica mostra-se negativa para os três modelos, possível consequência do longo período em que a teoria previa superávit e a conta corrente suavizadora brasileira persistiu em déficits.

É importante retomar as questões levantadas após observação da Figura 2: falha do modelo em refletir a década de 1980 e início dos anos de 1990; a melhor aproximação visual da série teórica ao observado a partir do início da década 1990; e a coincidência do lançamento do Plano Real como a retomada do superávit observado. Considerando-as, entende-se apropriado as que a razão das variâncias sejam analisadas em três subperíodos: de 1970 a 1989, de 1990 a 2010 e de 1994 a 2010. O objetivo é ter evidências se a partir de 1990, ou de 1994, a variância teórica está mais próxima da observada e se isso muda a análise do excesso de mobilidade. Assim no mesmo formato da Tabela 2, a Tabela 3 apresenta as variâncias encontradas para os subperíodos.

TABELA 3 – Variância e Covariância das séries da conta corrente

Período 1970 a 1989					
	Observada	Teórica 1	Teórica 2	Teórica 3	Razão
Observada	0,04395				-
Teórica 1	-0,00397	0,00091			48,353
Teórica 2	-0,01425	0,00250	0,01024		4,293
Teórica 3	-0,00618	0,00064	0,00447	0,00504	8,719
Período 1990 a 2010					
	Observada	Teórica 1	Teórica 2	Teórica 3	Razão
Observada	0,01292				-
Teórica 1	-0,00128	0,000204			63,258
Teórica 2	-0,00325	0,000332	0,002701		4,7823
Teórica 3	0,00069	-0,000123	0,002511	0,00363	3,5610
Período 1994 a 2010					
	Observada	Teórica 1	Teórica 2	Teórica 3	Razão
Observada	0,00644				-
Teórica 1	-0,00037	0,00009			75,719
Teórica 2	0,00181	-0,00012	0,00283		2,273
Teórica 3	0,00108	-0,00011	0,00321	0,00443	1,452

Nota: Razão = variância observada / variância Teórica.

Fonte: Elaborado pelos autores, a partir de STATA\SE 11.2.

Nos três subperíodos considerados, a razão da variância é superior a 1, para qualquer dos Modelos. Entretanto, nota-se que, independente do período, as variáveis incluídas no modelo contribuem para aproximar a variância teórica de sua contraparte observada, de forma que os efeitos de taxa de juros e termos de troca são relevantes para explicar o movimento da conta corrente e não deve ser considerado apenas o produto líquido. Comparando as razões entre os períodos, pode-se afirmar que houve redução do nível de excesso de mobilidade do capital nos anos recentes para os Modelos 2 e 3.

Para auxiliar na análise, a Tabela 4 apresenta os resultados do teste da Razão da Variância<sup>14</sup>, que confronta a Hipótese Nula de que a razão é igual a 1 contra as Alternativas de que a Razão seja maior, diferente e menor do que 1. O termo Pr ( $F > f$ ) representa a probabilidade de a estatística de teste encontrada esteja acima da estatística de referência tabulada, não sendo possível admitir a hipótese nula caso o *p-value* esteja abaixo do nível de significância de 5%.

<sup>14</sup> A estatística de teste segue uma distribuição *F* com  $(N - 1)$ ,  $(N' - 1)$  graus de liberdade, sendo *N* o tamanho da amostra da conta corrente observada e *N'* o tamanho da amostra da conta corrente teórica.

TABELA 4 – Teste Razão da Variância

Hipótese Nula testada: $var(ca_t)/var(ca_t^*) = 1$			
Período de 1970 - 2010			
Hipótese alternativa testada	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
$var(ca_t)/var(ca_t^*) > 1$	$Pr(F > f) = 0,00$	$Pr(F > f) = 0,00$	$Pr(F > f) = 0,00$
$var(ca_t)/var(ca_t^*) \neq 1$	$2*Pr(F > f) = 0,00$	$2*Pr(F > f) = 0,00$	$2*Pr(F > f) = 0,00$
$var(ca_t)/var(ca_t^*) < 1$	$Pr(F < f) = 1,00$	$Pr(F < f) = 1,00$	$Pr(F < f) = 1,00$
Período de 1970 - 1989			
Hipótese alternativa testada	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
$var(ca_t)/var(ca_t^*) > 1$	$Pr(F > f) = 0,00$	$Pr(F > f) = 0,0025$	$Pr(F > f) = 0,00$
$var(ca_t)/var(ca_t^*) \neq 1$	$2*Pr(F > f) = 0,00$	$2*Pr(F > f) = 0,0049$	$2*Pr(F > f) = 0,0001$
$var(ca_t)/var(ca_t^*) < 1$	$Pr(F < f) = 1,00$	$Pr(F < f) = 0,9975$	$Pr(F < f) = 1,00$
Período de 1990 - 2010			
Hipótese alternativa testada	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
$var(ca_t)/var(ca_t^*) > 1$	$Pr(F > f) = 0,00$	$Pr(F > f) = 0,0005$	$Pr(F > f) = 0,0033$
$var(ca_t)/var(ca_t^*) \neq 1$	$2*Pr(F > f) = 0,00$	$2*Pr(F > f) = 0,0010$	$2*Pr(F > f) = 0,0065$
$var(ca_t)/var(ca_t^*) < 1$	$Pr(F < f) = 1,00$	$Pr(F < f) = 0,9995$	$Pr(F < f) = 0,9967$
Período de 1994 - 2010			
Hipótese alternativa testada	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
$var(ca_t)/var(ca_t^*) > 1$	$Pr(F > f) = 0,00$	$Pr(F > f) = 0,0553$	$Pr(F > f) = 0,2321$
$var(ca_t)/var(ca_t^*) \neq 1$	$2*Pr(F > f) = 0,00$	$2*Pr(F > f) = 0,1107$	$2*Pr(F > f) = 0,4642$
$var(ca_t)/var(ca_t^*) < 1$	$Pr(F < f) = 1,00$	$Pr(F < f) = 0,9447$	$Pr(F < f) = 0,7679$

Nota:  $var(ca_t)/var(ca_t^*)$  é a razão = variância observada / variância teórica obtida pelo modelo indicado.

Fonte: Elaborado pelos autores, a partir de STATA\SE 11.2.

Considerando o Modelo 2, que inclui a taxa de juros, os resultados da Tabela 4 analisado junto aos da Tabela 3, reforçam o excesso de mobilidade, afinal em qualquer dos subperíodos, é possível admitir a hipótese nula em detrimento de todas as hipóteses alternativas. Logo, o  $\lambda$  implícito é superior a 1 para igualar as séries teórica e observada para o Modelo 2 não alterando a conclusão pelo excesso de mobilidade. Entretanto, permite constatar que a mobilidade do capital foi menor no período mais recente. Para o Modelo 1 básico, o excesso de mobilidade de capital também é constatado independente do período que se analise.

Para o Modelo 3, com a inclusão de taxa de juros e termos de troca ao modelo básico, a estudo dos subperíodos mostra que razão entre as variâncias observada e teoria é superior a 1 independente do período. Entretanto, o teste da razão não permite rejeitar a hipótese nula em favor de qualquer das alternativas para o subperíodo 1994-2010. O resultado do teste revela, portanto, que é estatisticamente possível admitir que a razão entre as variâncias seja igual a 1, o que põe de lado a afirmação sobre o excesso de mobilidade a partir de 1994. Considerando todas as hipóteses assumidas para a construção do Modelo 3, o Teste da Razão entre as variâncias permite dizer que a conta corrente brasileira funcionou como suavizadora de consumo no período de 1994 a 2010. Os mesmos resultados com relação à mobilidade do capital para o Modelo 3, nos períodos propostos, são observados quando se constrói a conta corrente teórica com o valor do *imports to tradables* variando entre 0,047 e 0,5.

Esse resultado reflete possivelmente as políticas que compuseram o Plano Real, que proporcionaram maior participação dos importados na economia brasileira o que elevou a concorrência entre os *tradables*. Também, a poupança externa estava cada vez mais acessível o que favoreceu a utilização da conta corrente para suavizar o consumo frente a previsões de alteração do produto da economia. Além disso, a formação das expectativas pôde ser aprimorada, se comparada ao que se passou na década anterior ao Plano.

## 6 – Conclusão

O presente estudo possibilita ter indícios sobre o nível de mobilidade do capital internacional no Brasil entre 1970 e 2010, revendo os resultados já realizados para o país tendo em vista a metodologia proposta em Huang (2010). Ainda que o modelo estimado não tenha sido capaz de acompanhar com

precisão os momentos de débito no componente suavizador de consumo da conta corrente brasileira, é possível constatar que a inclusão dos termos de troca e taxa real de juros internacional é relevante para a formação de expectativas dos indivíduos. Isso foi possível constatar tanto pelo ajuste dos modelos obtidos por Variável Instrumental (IV) quanto pelos resultados para a conta corrente teórica obtida através da metodologia VAR.

O parâmetro  $\lambda$  não se mostrou significativo para explicar o movimento da conta corrente, através do método IV, o que não permite atribuir valor específico ao grau de mobilidade do capital. Todavia, a metodologia do VAR, permitiu ter indícios sobre o excesso de mobilidade do capital no Brasil entre 1970 e 2010. Constatou-se, entretanto, que houve redução do  $\lambda$  implícito para igualar as duas séries nas duas últimas décadas, mas, ainda assim, com excesso de mobilidade do capital. No entanto, a conta corrente funcionou como suavizadora de consumo a partir de 1994, possivelmente pela dinâmica do Plano Real, instituído para estabilizar e promover a abertura da economia.

Portanto, os resultados sugerem que a utilização dos termos de troca possibilita uma melhor representação dos choques externos para a economia brasileira do que a proposta em Silva e Andrade (2007) com a utilização da taxa de câmbio real uma vez que, a despeito das diferenças dos modelos de Huang e Bergin e Sheffrin que sustentam os trabalhos empíricos e, portanto estes não serem diretamente comparáveis, não se observa resultados contraditórios tais como o modelo expandido pela taxa de juros internacional e os termos de troca não explicando melhor do que o modelo simples (apenas com o produto líquido) as flutuações na conta corrente.

Como a inclusão das variáveis propostas não se mostra suficiente para explicar as flutuações da conta corrente observada no período, abre-se caminho para novos questionamentos a partir dos resultados encontrados. Propostas devem ser colocadas para melhor adequar as previsões para o caso brasileiro, como rever os dados para o consumo distinguindo consumo de duráveis e não duráveis. Outra possibilidade é considerar o efeito das ações do governo, agente relevante para a realidade brasileira, em especial entre 1970 e 2010 com vários Planos de Estabilização, mudanças de moeda, políticas de controle de câmbio e equacionamento dos déficits em Transações Correntes. Alternativa, ainda, seria avaliar a explicação de que o excesso de mobilidade do capital possivelmente estar associado ao movimento especulativo do capital de curto prazo, exposta em Ghosh (1995). A rejeição do modelo pode estar associada, também, à restrição de liquidez, ou seja, o acesso ao mercado financeiro de crédito para troca intertemporal do consumo não é plena. Enfim, cumprido o objetivo a que se propôs o presente trabalho, ainda há caminhos a serem percorridos.

## Referências

AGÉNOR, P. R.; *et al.* Consumption smoothing and the current account: Evidence for France, 1970-1996. **Journal of International Money and Finance**, v.18, n.1, p.1-12, 1999.

APERGIS, N.; TSOUMAS, C. A survey of the Feldstein-Horioka puzzle: What has been done and where we stand. **Research in Economics**, v.63, n.2, p.64-76, 2009.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. World real interest rates. In O. J. Blanchard, & S. Fischer (Eds.), **NBER Macroeconomics Annual**, Vol. 5. (pp. 15-61) Cambridge, MA: MIT Press, 1990.

BERGIN, P. R.; SHEFFRIN, S. M. Interest rates, exchange rates and present value models of the current account. **Economic Journal**, v.110, n.463, p.535-558, 2000.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics Methods and Applications**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics using STATA**. College Station, Texas: Stata Press, 2009.

CAMPA, J.; GOLDBERG, Linda S. Distribution Margins, Imported Inputs, and the Sensitivity of the CPI to Exchange Rates. **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, n. 12121. Mar, 2006. Disponível em <<http://www.nber.org/papers/w12121.pdf>>.

CAMPBELL, J. Y. Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis. **Econometrica**, v.55, n.6, p.1249-1273, 1987.

CASHIN, P.; MCDERMOTT, C. J. Are Australia's current account deficits excessive? **Economic Record**, v.74, n.227, p.346-361, 1998.

Eviews 5. Programa utilizado.

FELDSTEIN, M.; HORIOKA, C. Domestic saving and international capital flows. **Economic Journal**, v.90, n.358, p.314-329, 1980.

GHOSH, A. R. International Capital Mobility amongst the Major Industrialized Countries: Too Little or Too Much? **Economic Journal**, v.105, n.428, 1995.

GHOSH, A. R.; OSTY, J. D. The current account in developing countries: a perspective from the consumption-smoothing approach. **World Bank Economic Review** 9, P. 305-33, may, 1997.

HUANG, C. H. International capital mobility: An alternative test based on intertemporal current account models. **International Review of Economics & Finance**, v.19, n.3, p.467-482, 2010.

HUANG, C. H.; LIN, K. Deficits, government expenditures, and tax smoothing in the United States: 1929–1988. **Journal of Monetary Economics**, v. 31, pag 317–339, 1993

HUSSEIN, K.; MELO Jr., L. R. International capital mobility in developing countries: theory and evidence. **Journal of International Money and Finance**, v. 18, pag. 367-381, 1999.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause? **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, v.15, p.340-390, 2000.

IPEADATA. Base de dados econômicos e financeiros mantida pelo IPEA. Disponível em <<http://ipeadata.gov.br/>>. Acesso em 02/05/2012.

ISSLER, J. V.; PIQUEIRA, N. S. Estimating relative risk aversion, the discount rate, and the intertemporal elasticity of substitution in consumption for Brazil using three types of utility function. **Brazilian Review of Econometrics**, v.20, n.2, p.200–238, 2000.

ISMAIL, H. B.; BAHARUMSHAH, A. Z. Malaysia's current account deficits: An intertemporal optimization perspective. **Empirical Economics**, v.35, n.3, p.569-590, 2008.

LANE, P. R.; MILESI-FERRETI, G. M. The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2007. **Journal of International Economics** 73, November, 223-250, 2007.

OGUS, A.; SOHRABJI, N. On the optimality and sustainability of Turkey's current account. **Empirical Economics**, v.35, n.3, p.543-568, 2008.

POI, B. P. Jackknife instrumental variables estimation in Stata. **Stata Journal** 6: 364–376, 2006.



SENNA, F.; ISSLER, J. V. Mobilidade de capitais e movimentos da conta corrente do Brasil: 1947-1997. **Estudos Econômicos**, 30(4):493–523, 2000.

SILVA, N ; ANDRADE, J. P. Dinâmica da conta de transações correntes do Brasil: avaliação do modelo básico da abordagem intertemporal. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.36, n.3, p.525-49, 2006.

\_\_\_\_\_. Abordagem intertemporal da conta corrente: introduzindo câmbio e juros no modelo básico. **Economia Aplicada**, v.11, n. 2, abril-junho 2007, p.157-187, 2007.

STATA/SE 11.2. Programa utilizado.

STOCK, J. H.; WRIGHT, J. H.; YOGO, M. A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments. **Journal of Business and Economic Statistics** 20:518–529, 2002.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. London: MIT Press, 2002.