

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA APLICADA
MESTRADO EM ECONOMIA APLICADA**

JÚLIA GOES DA SILVA

**MOBILIDADE DE CAPITAL NO BRASIL NO PERÍODO DE 1970-2007: ANÁLISE
PELA ABORDAGEM INTERTEMPORAL DA CONTA CORRENTE.**

Juiz de Fora

2012

JÚLIA GOES DA SILVA

**MOBILIDADE DE CAPITAL NO BRASIL NO PERÍODO DE 1970-2007: ANÁLISE
PELA ABORDAGEM INTERTEMPORAL DA CONTA CORRENTE.**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Wilson Luiz Rotatori Corrêa.

Co-orientador: Prof. Dr. Claudio Roberto Fóffano Vasconcelos.

Juiz de Fora

2012

JÚLIA GOES DA SILVA

**MOBILIDADE DE CAPITAL NO BRASIL NO PERÍODO DE 1970-2007: ANÁLISE
PELA ABORDAGEM INTERTEMPORAL DA CONTA CORRENTE.**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Aprovada em

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Wilson Luiz Rotatori Corrêa (Orientador)
Universidade Federal de Juiz de Fora

Dr. Nelson da Silva
Banco Central do Brasil

Prof. Dr. José Simão Filho
Universidade Federal de Juiz de Fora

DEDICATÓRIA

Em memória de Maria Martha, mãe amada e querida. Ao Júnio, marido compreensivo. Ao José e ao Marcos, família carinhosa.

AGRADECIMENTOS

Agradeço o auxílio de meu orientador, Professor Wilson Rotatori, pela paciência e os brilhantes esclarecimentos.

Agradeço aos professores do PPGEA que me conduziram como verdadeiros mestres. Em especial a Cláudio Vasconcelos, José Simão Filho e Fernando Perobelli que contribuíram mais de perto para o desenvolvimento deste trabalho.

Ao Dr. Nelson da Silva que aceitou participar da defesa dessa dissertação.

Agradeço aos colegas de estudo pelo apoio e estímulo.

Agradeço à atual Administração da UFJF por confiar e apoiar a qualificação de seus Servidores através do Programa de Apoio à Qualificação (PROQUALI).

Às inspirações recebidas ao longo dessa jornada.

Sinceramente, agradeço a todos que ajudaram nessa empreitada de forma: afetiva, espiritual, intelectual, emocional.

As ciências têm duas extremidades que se tocam. A primeira é a pura ignorância natural na qual se encontram todos os homens ao nascerem. A outra extremidade é aquela na qual chegam as grandes almas que aprenderam tudo o que os homens podem saber, descobrindo que eles não sabem nada e se encontram no mesmo estado em que estavam no ponto de partida.

Pascal

RESUMO

A discussão teórica em torno da mobilidade do capital pode ser dividida em dois pontos de referência: um conduzido pela mensuração da relação entre poupança e investimento domésticos, conforme Feldstein e Horioka (1980); o outro pela análise das variâncias da conta corrente teórica e observada, como propõe Ghosh (1995). Ambos trouxeram importantes contribuições para testar suposições sobre o fluxo de capital entre nações, entretanto, o presente trabalho segue a linha de Ghosh (1995), se preocupando com a análise da conta corrente sob as hipóteses de equilíbrio intertemporal, limitando-se ao caso brasileiro no período de 1970 a 2007. Com o fim de encontrar evidências sobre o grau de mobilidade internacional do capital para o país, e sobre o comportamento suavizador da conta corrente, seguiu-se em boa medida a metodologia utilizada em Huang (2010), que levanta a hipótese da importância de incluir as variáveis taxa real de juros mundial e termos de troca no modelo básico de Ghosh (1995). Utilizando o método de Variável Instrumental, não foi possível estabelecer o grau de mobilidade de capital para o Brasil entre 1970-2007, pois o parâmetro que capta a relação entre produto líquido e conta corrente mostrou-se estatisticamente não diferente de zero. Todavia, a inclusão dos termos de troca e da taxa de juros ao modelo, resultou em melhor ajustamento das estimativas, confirmando a importância dessas para explicar os movimentos da conta corrente. Os resultados obtidos pelo VAR mostraram que a série gerada para a conta corrente teórica não se ajusta à observada. Entretanto, os resultados reafirmam a importância de incluir aquelas variáveis, e conduzem à constatação de excesso de mobilidade do capital entre 1970-2007. Mas, quando se observa a série teórica em subperíodos, de 1970-1989, de 1990-2007 e de 1994-2007, verifica-se que, para o modelo expandido (que inclui as variáveis propostas), o excesso de mobilidade não ocorre após 1994.

Palavras-chave: Mobilidade do capital, Conta corrente intertemporal, Consumo suavizado, VAR.

ABSTRACT

The theoretical debate on capital mobility can be divided into two strands in the literature: one based on measuring the saving-investment correlation following Feldstein and Horioka (1980) seminal paper; the other one comparing the variance of the theoretical current account derived from an intertemporal equilibrium model with its actual counterpart, as proposed by Ghosh (1995). In the present work it is analyzed the Brazilian case from 1970 to 2007 following the line of Ghosh (1995) who focuses on the analysis of the current account under the hypothesis of intertemporal equilibrium. In order to find evidence of the degree of international capital mobility, and of the behavior of smoothing current account, it is followed largely the model developed in Huang (2010) who investigated the importance of including world real interest rate and terms of trade in the basic model of Ghosh (1995). Using the method of Instrumental Variable as proposed in Huang (2010) the degree of capital mobility for Brazil between 1970 and 2007 could not be correctly evaluated because the key parameter that measures the degree of capital mobility was not statistically different from zero in all models estimated. However, it is found that the inclusion of terms of trade and interest rate in the estimated models improve the model fit to the actual current account, confirming the importance of these variables to explain its movements. Comparing the variances it is found that the generated theoretical current account does not match the volatility of the observed one leading to the finding of “excess mobility” as defined in Ghosh (1995) in the whole sample. Nevertheless, when we divide the theoretical series in three periods, namely, 1970-1989, 1990-2007 and 1994-2007, a different result emerges for the complete model (comprising all the variables proposed) with the “excess mobility” no longer holding after 1994.

Keywords: Intertemporal current account, consumption smoothing, capital mobility, VAR.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – Saldo na conta de Transações Correntes do (BP) como proporção do PIB e taxa de crescimento do PIB.....	17
FIGURA 2 – Comportamento das séries no período de 1970-2007.....	63
FIGURA 3 – Comportamento das séries no período de 1970-2007.....	64
FIGURA 4 – Ajuste dos modelos estimados.....	72
FIGURA 5 – Condição de estabilidade do VAR: gráficos dos autovalores.....	79
FIGURA 6 – Ajuste dos modelos estimados pelo VAR	81

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO1 – Taxa real de juros internacional.....	18
GRÁFICO 2 – Comportamento IPC entre 1970-2007	19
GRÁFICO 3 – Saldo em Transações Correntes e Conta Capital e Financeira em proporção do PIB entre1970-2007.....	20
GRÁFICO 4 – Termos de troca no período de 1970-2007	22
GRÁFICO 5 – Teste de estabilidade do VAR (1).....	76
GRÁFICO 6 – Séries da conta corrente teórica e observada para Modelo 1	83
GRÁFICO 7 – Séries da conta corrente teórica e observada para Modelo 2.....	83
GRÁFICO 8 – Séries da conta corrente teórica e observada para Modelo 3	84

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – Regressão do modelo 1 por Variável Instrumental.....	68
TABELA 2 – Regressão do modelo 2 por Variável Instrumental.....	69
TABELA 3 – Regressão do modelo 3 por Variável Instrumental.....	70
TABELA 4 – Teste de endogeneidade	72
TABELA 5 – Teste LM do VAR(2).....	76
TABELA 6 – Teste Wald Causalidade de Granger.....	80
TABELA 7 – Variância e covariância das séries da conta corrente de 1970 a 2007	86
TABELA 8 – Variância e covariância das séries da conta corrente de 1970 a 1989	88
TABELA 9 – Variância e covariância das séries da conta corrente de 1990 a 2007	88
TABELA 10 – Teste razão da variância.....	89
TABELA 11 – Variância no período de 1994-2007.....	90
TABELA 12 – Teste razão da variância de 1994-2007.....	91

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 – Correlação entre as variáveis endógenas e instrumentos	67
QUADRO 2 – Teste de raiz unitária	74
QUADRO 3 – Determinação da ordem do VAR – critérios de informação	78

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	13
1 ALGUNS PONTOS SOBRE A ECONOMIA BRASILEIRA ENTRE 1970 E 2007 ...	16
2 REVISÃO DA LITERATURA	24
2.1 O <i>PUZZLE</i> FELDSTEIN-HORIOKA E AS TENTATIVAS DE ELUCIDÁ-LO.....	24
2.2 A MOBILIDADE DO CAPITAL E O MOVIMENTO DA CONTA CORRENTE EM EQUILÍBRIO INTERTEMPORAL	33
2.3 LITERATURA NACIONAL	41
3 O MODELO INTERTEMPORAL DA CONTA CORRENTE	50
4 METODOLOGIA DE PESQUISA E DADOS	56
4.1 EQUAÇÃO LINEAR SIMPLES – O MÉTODO 2SLS	56
4.2 VETOR AUTOREGRESSIVO	59
4.3 DESCRIÇÃO DOS DADOS	62
5 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS DA PESQUISA	66
5.1 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE O GRAU DE MOBILIDADE	65
5.2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE A HIPÓTESE SUAVIZADORA	74
CONCLUSÃO	92
REFERÊNCIAS	95
APÊNDICE	108
ANEXO	124

INTRODUÇÃO

O presente trabalho dedica-se ao estudo da mobilidade de capital sob a perspectiva da conta corrente intertemporal, para o caso brasileiro. Desse ponto de vista, a conta corrente é considerada um canal de transferência de consumo no tempo. Como bem explica Obstfeld (2012), a nação, que opta pelo consumo futuro, adquire ativos externos com as estrangeiras em montante equivalente no tempo. Esse montante corresponde ao desequilíbrio da conta corrente entre as economias envolvidas na transação. Desta forma, a conta corrente representa o fluxo líquido de ativos da economia capaz de suavizar o consumo, conforme a teoria aqui abordada. Assim, o fluxo líquido de ativos estrangeiros, medido pela conta corrente, dá indícios do grau de mobilidade internacional do capital.

A recente crise global financeira, desencadeada no segundo semestre de 2007, desperta para a necessidade de análise do aumento do fluxo bruto de ativos estrangeiros, como defende Obstfeld, 2010 e Obstfeld, 2012. Isso por que o fluxo bruto de ativos capta o comportamento de reciclagem não limitada de ativos entre os países, aumentando consideravelmente o fluxo bruto sem que o fluxo líquido seja alterado. Segundo esse autor, esse comportamento é uma característica da atual estrutura financeira global e que deve ser observado pelos formuladores de política econômica. Entretanto, a conta corrente, que representa o movimento de ativos líquidos, não perde sua importância para a análise dos formuladores, pois, segundo o mesmo autor, apesar de não ser uma questão direta de causa e efeito, a sustentabilidade de déficits em conta corrente não deve ser dissociado da posição bruta do passivo estrangeiro e elevação de riscos à instabilidade.

Então, ainda que a atual estrutura financeira tenha novo elemento que interfere na estabilidade da economia global, os desequilíbrios da conta corrente não devem ser esquecidos. Isso motiva a busca de evidências para a mobilidade do capital, para o caso brasileiro, através do estudo da conta corrente intertemporal. Na literatura econômica, a mobilidade de capital tem como marco o artigo seminal de Feldstein e Horioka (1980). Os autores, partindo da hipótese teórica de perfeita mobilidade, realizaram testes empíricos para encontrar a relação linear entre as taxas domésticas de poupança e investimento. Argumentavam que o coeficiente que relaciona essas duas variáveis mensura o grau de mobilidade internacional do capital sendo que, seu valor estimado, compreendido no intervalo entre 0 e 1, seria tanto maior quanto menor a mobilidade do capital.

Outros trabalhos foram desenvolvidos após o daqueles autores, tendo em vista os resultados obtidos por eles, que trouxeram um *puzzle* como será mostrado à frente. Entre esses trabalhos destaca-se o de Ghosh (1995) que apresenta evidências sobre o grau de mobilidade internacional do capital de um país a partir do modelo de equilíbrio intertemporal da conta corrente. A proposta é que, independente da relação entre poupança doméstica e investimento doméstico, 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, a conta corrente seria um canal de suavização do consumo. Com expectativas racionais, o agente representativo dinamiza a conta corrente ao ajustar seu consumo ótimo, no tempo, frente a choques. O confronto entre a volatilidade da conta corrente observada e a da teórica seria capaz dar indícios sobre o grau de mobilidade internacional do capital.

Sendo Feldstein e Horioka (1980) e Ghosh (1995) dois pontos distintos em que a mobilidade internacional do capital pode ser discutida teoricamente, assume-se, para este, a perspectiva de Ghosh, tendo em vista a contribuição que a análise da conta corrente tem para os formuladores de política econômica, como aponta Obstfeld (2010). Então, a partir dessa perspectiva da discussão teórica, busca-se evidências sobre a mobilidade de capital internacional no Brasil. Nessa mesma abordagem empenharam-se autores como Senna e Issler (2000) e Silva e Andrade (2004, 2007). Senna e Issler (2000) estimam a conta corrente por um VAR bivariado e, apesar do modelo não atender às restrições teóricas, pode-se inferir que há excesso de mobilidade no Brasil entre 1947 e 1997. Para melhorar a explicação das flutuações da conta corrente brasileira entre 1947-2003, Silva e Andrade (2004, 2007) incorporam ao modelo a taxa de juros e o câmbio. Os resultados não diferem do encontrado em Senna e Issler (2000), entretanto observam que após 1991 não há que se falar em excesso de mobilidade do capital.

A proposta deste trabalho segue a de Huang (2010) que, com evidências empíricas, sugere que o modelo intertemporal da conta corrente responde melhor se incluir a taxa internacional de juros e os termos de troca. As definições específicas desse modelo podem contribuir para o melhor explicar as flutuações da conta corrente brasileira, na medida em que propõe a releitura do modelo teórico com a inclusão daquelas variáveis. O desenvolvimento teórico aproxima-se ao trabalhado em Silva e Andrade (2007), entretanto usa o termo de troca ao invés do câmbio. Como se apresenta na próxima seção, o período a que se limita este estudo, o câmbio nacional foi parte da política econômica sofrendo intervenções do governo em alguns momentos. Assim, os preços relativos obtidos pela taxa de câmbio podem ter sido controlados. Enquanto que para os termos de troca, como são preços relativos baseados no

nível de preços de importados e exportados, a influência direta ou o controle sobre eles é mais limitado. Desta forma, os termos de troca foram considerados os preços relativos para essa análise.

O período ao qual se atenta o presente trabalho está relacionado a opção de utilizar a série do estoque de ativos líquidos. Essa série é fornecida apenas para o período de 1970 a 2007 por Lane e Milesi-Ferretti (2004), e pode contribuir para o estudo do caso brasileiro na análise da conta corrente intertemporal. Tal escolha visa melhor adequar ao modelo teórico que prevê a construção da conta corrente com o uso do estoque de ativos do país. Ainda que aquela série seja estimada por aqueles autores, ela permite construir a conta corrente mais próxima da proposta teórica de forma a evitar as aproximações sugeridas por outros autores.

Enfim, o objetivo é investigar o comportamento da conta corrente brasileira ao longo do período, no confronto da série observada com a teórica suavizadora de consumo, na busca por evidências da mobilidade do capital. Ao incluir os termos de troca, pretende-se analisar se esta variável contribui para explicar as flutuações da conta corrente brasileira. Para tanto, o presente trabalho está dividido em 5 seções além desta introdução. A próxima contextualiza o período de 1970 a 2007 para o Brasil. A seção 2, apresenta a Revisão da Literatura em torno do tema de Mobilidade do Capital, e divide-se em 3: a primeira relata a literatura em torno do *puzzle* de Feldstein e Horioka (1980); a segunda trata a mobilidade do capital sob a perspectiva das trocas intertemporais e o Balanço da conta corrente; e a terceira parte apresenta trabalhos empíricos desenvolvidos para o Brasil. Na seção 3 mostra-se o modelo de trocas intertemporais e equilíbrio da conta corrente. 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, as considerações finais reunidas na Conclusão.

1 ALGUNS PONTOS SOBRE A ECONOMIA BRASILEIRA ENTRE 1970 E 2007

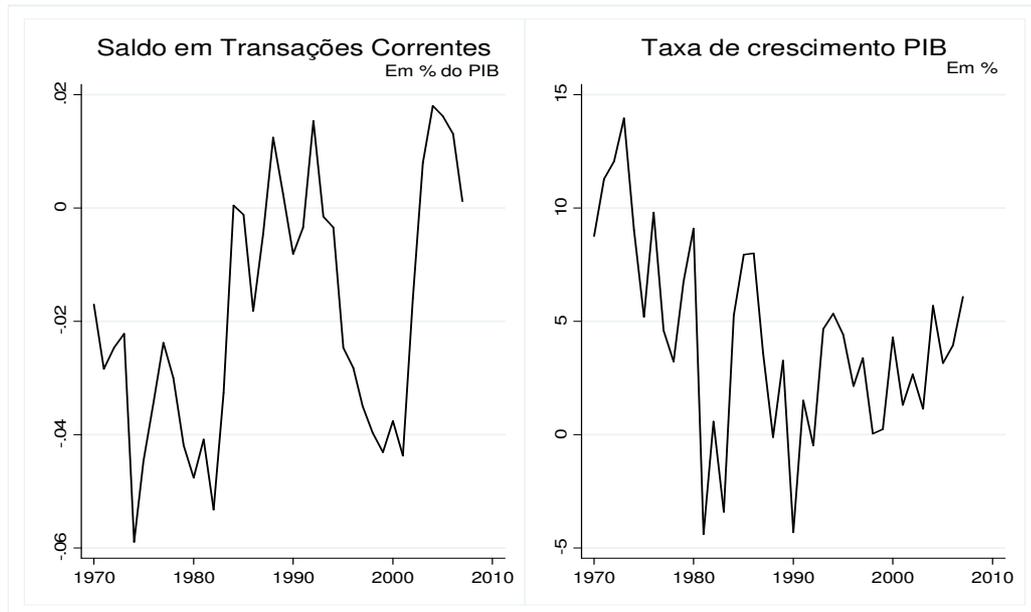
O período ao qual se limita este estudo, de 1970 a 2007, foi significativo para o Brasil com experiências políticas e econômicas marcantes. Ainda assim, o país promoveu sua inserção no cenário internacional e elevou o volume de trocas com o resto do mundo. Em 1970, o país atravessa seu sexto ano de Regime Político Militar com novo Sistema Financeiro. Reformulado em 1964, com a criação de instituições importante, a delegação de funções, hierarquização e fiscalização, tal Sistema foi passo importante nessa inserção favorecendo a abertura econômica, o aumento da competitividade interna e a ampliação das fontes de captação investimento pelo setor privado (HERMANN, 2011a). Nos quatro primeiros anos de análise, conviveu-se com a inflação, déficit em Transações Correntes e crescimento econômico. Essa combinação de fatores, iniciada em 1968, marcou o período que ficou conhecido como “Milagre Econômico”.

Segundo Hermann (2011a), tal fase reforçou a dependência do exterior em função do aumento da dívida externa promovido pela elevação das importações. Como pode ser visto no primeiro gráfico da Figura 1, o saldo negativo em Transações Correntes persistiu toda a década de 1970 ultrapassando para a década seguinte. Esse déficit de comércio internacional coexistiu, até 1973, com taxa anual de crescimento do PIB, como é apresentado no segundo gráfico da Figura 1. A taxa de crescimento observada teve trajetória crescente de 8,7%, 11,3%, 12,0%, 13,9%, em 1970, 1971, 1972 e 1973 respectivamente. Os dados para esse período mostram a inexistência do dilema entre crescimento econômico e equilíbrio nas contas externas. Hermann (2011a) afirma que isso foi possível pelas condições internacionais favoráveis (baixa taxa mundial de juros e liquidez), pelo bom preço das *commodities*, que melhorou os termos de troca, e pelo aumento do comércio internacional. Além do elevado crescimento do PIB e do déficit, a inflação esteve presente chegando a 20,6% no ano de 1971, o maior índice nesses primeiros 4 anos.

Para fechar o Balanço de Pagamentos, portanto, o país contou com forte ingresso de capital externo para financiar os déficits em Transações Correntes. Os *petrodólares* tiveram participação significativa nesse financiamento no ano do Primeiro Choque do Petróleo (1973) e nos anos seguintes. Todavia, essa dependência do capital externo, para dar suporte às importações crescentes, alimentou a dívida externa brasileira, que ao crescer contribuiu ainda mais para elevar o déficit em Transações Correntes com os serviços da dívida. Em 1974, o país começa a sentir os efeitos negativos dessa dependência, mesmo com o lançamento do

Segundo Plano Nacional de Desenvolvimento, como destaca Hermann (2011b). Naquele ano o IPC (Índice de Preços ao Consumidor) chegou a 33,05% e no ano seguinte foi de 29,26%, e o país continuou com déficits em Transações Correntes, mas desta vez não financiado pela entrada de Capital, levando a resultado negativo do Balanço de Pagamentos (BP).

FIGURA 1 – Saldo na conta de Transações Correntes (BP) como proporção do PIB e taxa de crescimento do PIB



Fonte: Elaborado pela autora a partir de Bacen, 2012, e Banco Mundial, 2012.

Apenas em 1976, a volta do capital externo para ao Brasil resultou em saldo positivo da Conta de Capital e Financeira do BP compensando os déficits em conta corrente. Todavia a inflação se manteve acima dos 40% ao ano. A partir de então, fica mais evidente que o crescimento da economia brasileira sofria forte influência das flutuações do cenário internacional, pois estas determinavam a disposição do investidor estrangeiro em financiar os déficits nacionais. O aumento observado na taxa internacional de juros reais, na década de 1980, contribui para outra reversão do fluxo de capitais. Considerando-se a taxa de juros mundial como uma média da taxa de juros reais dos países do G-7 (grupo dos 7 países industrializados composto por França, Itália, Reino Unido, Japão, Alemanha, Canadá e Estados Unidos) ponderada pela participação no PIB total do G-7¹, observa-se pelo Gráfico 1 que a partir de 1981 as taxas se elevam significativamente.

Essa situação se estendeu por toda a década de 1980 e 1990 com taxa superior à média para todo o período (1970-2007) que foi de 3,9% aproximadamente. O encarecimento

¹Essa metodologia para cálculo da taxa real de juros internacionais segue o feito em Barro e Sala-i-Martin (1990) e Huang (2010).

do capital externo, a manutenção dos déficits em Transações Correntes, os preços das *commodities*, agora mais baixos desfavorecendo os termos de troca, e as crises da dívida de países como México e Argentina evidenciaram a fragilidade financeira do Brasil, revelada na dificuldade em fechar, por meios próprios, as contas do BP. Desta forma, o país recorre ao auxílio financeiro externo do Fundo Monetário Internacional (FMI) em 1982, junto ao qual vieram recomendações de medidas necessárias à manutenção da parceria. Essa se estendeu sobre boa parte do período de análise para fazer frente aos desequilíbrios das Contas Externa brasileiras.

GRÁFICO 1 – Taxa real de juros internacional



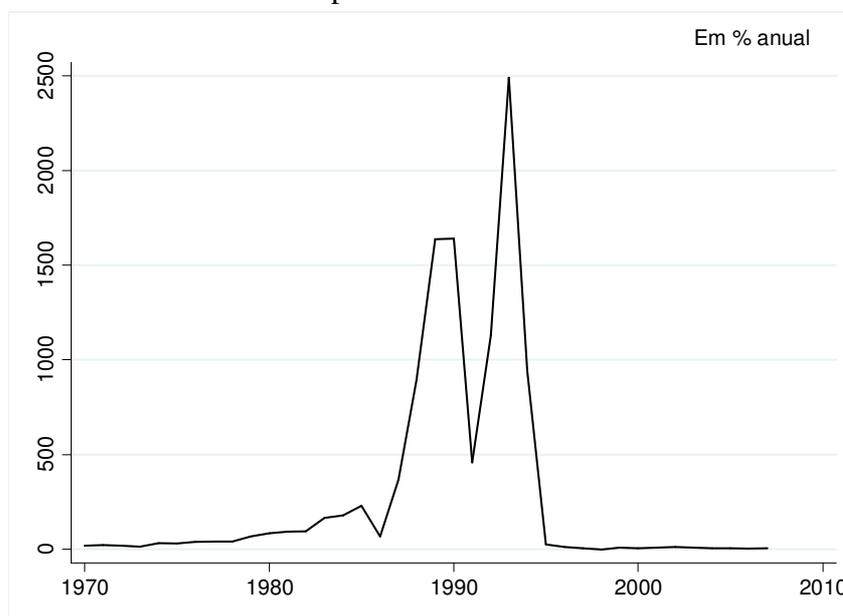
Fonte: Elaborado pela autora, a partir de dados do Banco Mundial, 2012.

O país encerrou, em meados da década de 1980, o período Militar constituindo a Nova República, que impulsionou os nacionais a buscar o direito ao voto – “Diretas Já!”. O cenário econômico ainda era de déficits em Transações Correntes, taxa real de juros internacional elevada, e inflação anual de 3 dígitos. Tendo um civil conduzido à presidência em 1985, os formuladores de políticas focaram-se em controlar o nível inflacionário, tanto que nos 8 anos seguintes: i) implementou-se 7 planos de estabilização econômica: Plano Cruzado, Cruzado II, Plano Bresser, Plano Verão, Plano Collor I, Plano Collor II, e Plano Real; ii) experimentou-se quatro moedas distintas: Cruzeiro, Cruzado, Cruzeiro Novo e Real; iii) além de propor uma transição monetária delicada, na qual a sociedade gradativamente adaptou-se ao Real através da Unidade Real de Valor (URV), que não foi em si uma moeda, mas uma facilitadora do Real².

² Maiores detalhes sobre os planos e moedas em Abreu *et al* (1990), Giambiagi, *et al* (2011), Leitão (2011).

A instabilidade econômica foi uma das características marcantes da década 1980, conhecida como “Década Perdida”. Essa instabilidade pode ser observada pelo comportamento da inflação medida pelo IPC (FIPE, 2012). Pelo Gráfico2, observa-se que a taxa anual do IPC atingiu níveis altíssimos, apresentando percentual de 4 dígitos, entre as décadas de 1980 e 1990. A brusca queda no IPC em 1994 marca o lançamento da nova moeda: o Real. Após a implementação do Plano Real, a estabilidade foi conquistada gradualmente. O país promoveu abertura econômica, privatizou e passou pela desindexação, pontos necessários ao fortalecimento da nação frente às turbulências internacionais. Todavia, o déficit em Transações Correntes persistiu, sendo que, de 1997 a 2000 o fluxo de capital externo não foi suficiente para financiá-lo. Por esse motivo, somado à alta taxa de juros internacionais, o país volta a recorrer ao FMI por auxílio externo em 1998, 1999 e 2001. Além disso, reformas estruturais necessárias foram iniciadas nos Governos do Presidente Fernando Henrique Cardoso, o que deu ao país boa estrutura para tempos de relativa calma, até o ano de 2008.

GRÁFICO 2 – Comportamento do IPC entre 1970-2007



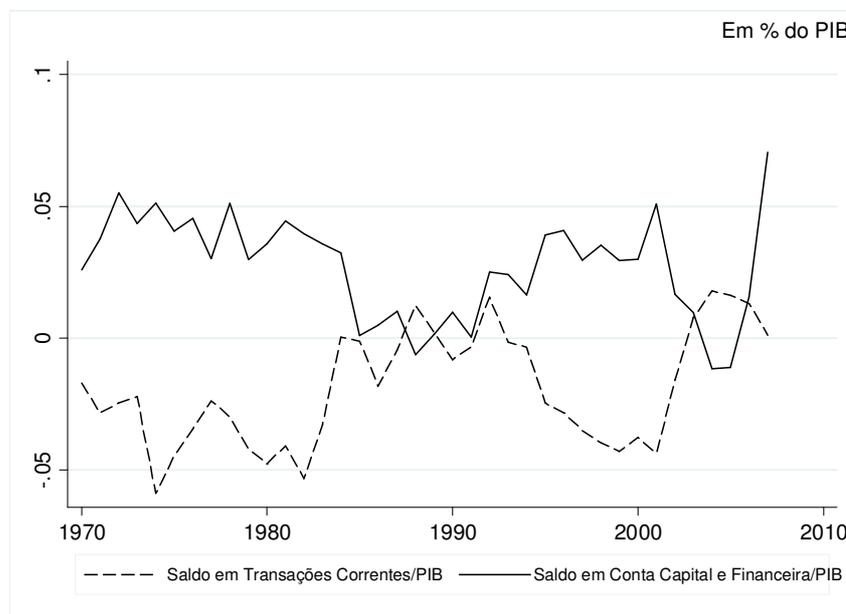
Fonte: Elaborado pela autora, a partir de FIPE, 2012.

Foi nos Governos do Presidente Luiz Inácio Lula da Silva (após 2002) que se observou a reversão do saldo em Transações Correntes. Os superávits nessa conta contribuíram para o resultado positivo de todo o Balanço de Pagamento, com aumento dos Haveres da Autoridade Monetária. O cenário econômico nesse período 2002-2007 foi pouco desfavorável: taxa real de juros externa menor que 3,9%; e inflação decrescente voltando a

apenas 1 dígito a partir de 2004. Eram observados, naquele momento, frutos da almejada estabilidade econômica.

Percebe-se que a entrada de capital estrangeiro foi importante para cobrir os recorrentes déficits em Transações Correntes e equacionar o Balanço de Pagamentos. As flutuações do Saldo em Transações Correntes, bem como o Saldo na Conta Capital e Financeira, ambos em proporção do PIB, estão no Gráfico 3, pelo qual se evidencia a existência de algum grau de mobilidade internacional do capital que proporcionou a entrada de capitais estrangeiros e auxiliou o fechamento das contas externas, em vários momentos.

GRÁFICO 3 – Saldo em Transações Correntes e Conta Capital e Financeira em proporção do PIB entre 1970-2007



Fonte: Elaborado pela autora, a partir de Bacen, 2012.

A redução de liquidez observada na década de 1980 começou a ser revertida no início da década de 1990. Além de fatores externos, um conjunto de medidas facilitou e estimulou a circulação do capital. Entre as medidas destaca-se o Anexo IV da Resolução 1.832 do Banco Central em 1991, e a Resolução 1.289 de 1992 da mesma instituição, que trouxeram novos instrumentos e maior acesso para o investidor estrangeiro³. Outra variável importante, que tinha sofrido deterioração significativa em 1999, e recupera nos anos de 2006 e 2007, é o termo de troca. Essa variável mostra a relação entre o preço das exportações e o preço das importações e é importante na definição da renda real do indivíduo. Assim, ela pode

³ Maiores detalhes sobre as Resoluções do Banco Central e outros instrumentos legais que vigoraram entre 1990 e 2000, e tiveram influência sobre o fluxo de capitais estrangeiros ver Terra e Soihet (2006). Para as citadas Resoluções ver Brasil, 2012a e Brasil, 2012b.

ser entendida como a capacidade de importação do país, dito de outra forma, termo de troca mede as importações que podem ser realizadas dado um volume de exportações (Williamson, 1988). Afinal, para cada 1 unidade monetária exportada favorece a importação de x unidades monetárias. Assim, quanto melhor os termos de troca, mais favorável é a condição de exportação do país, além de proporcionar efeito renda sobre o país produtor, como está destacado em Bacen (2009).

A melhoria nos termos de troca de um país é resultado do aumento do preço dos produtos exportados em relação ao preço dos importados, ou da redução dos preços dos importados dado o preço dos produtos exportados. Essa relação é ainda mais significativa para países em desenvolvimento, como afirma Barro (1996), pois os termos de troca são alterados pelas condições externas, em especial quando se trata de um país em desenvolvimento que especializa suas exportações em produtos primários. No caso brasileiro há evidências, como apontado em Relatório do Banco Central (Bacen, 2009), de que as *commodities* tem influência sobre os termos de troca, dando indícios de que seja variável importante para captar movimentos externos. Além disso, esse tipo de preços relativos entende-se ser importante incluir no modelo, que será apresentado a frente, ao invés da taxa de câmbio, pois a política cambial brasileira, no período em análise, pode ter influenciado a série do câmbio em alguns momentos como os destacados a seguir.

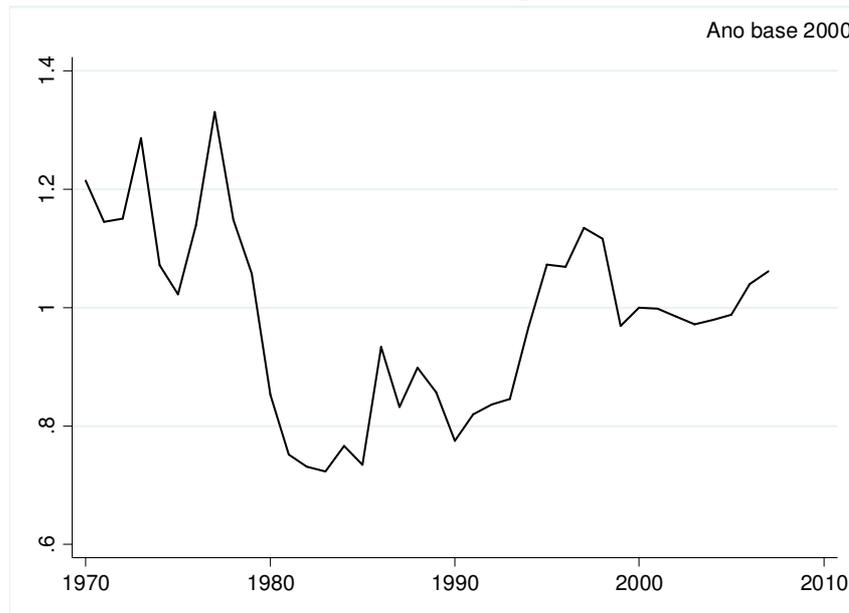
No início da década de 1970, o governo estruturou para o câmbio a política do *crawling peg* que consistia em minidesvalorizações da moeda que havia sido mantido fixo até o início de 1968 devido à incerteza que o país enfrentava (Hermann, 2011a; Lago, 1990). Tal intervenção do governo teve por fim evitar grandes oscilações na taxa real de câmbio contribuindo para o controle da inflação. O governo teve atenção sobre o câmbio em boa parte da década de 1970, enquanto se ocupou com reformas estruturais na economia brasileira, e realizou maxidesvalorização no mesmo ano do Segundo Choque do Petróleo em 1979. As desvalorizações da moeda brasileira seguiram a década de 1980 de forma mais acelerada, enquanto o país dava sinais de aceite das condições acertadas com o FMI para a renegociação da dívida interna (Carneiro e Modiano, 1990; Modiano, 1990).

Na década de 1990, o Plano Collor I adotou a política de câmbio flutuante, entretanto, uma das fases do Plano Real implementou a Âncora Cambial. O governo trabalhou com banda assimétrica que permitia flutuação do câmbio até o teto de 1 para 1 com o dólar, até 1995 quando foi realizada uma desvalorização controlada seguida de microdesvalorizações, controlando o câmbio em bandas entre um piso e um teto. Com o passar do tempo a política passa ao acompanhamento de bandas cambiais deslizantes, sendo a

política de câmbio flutuante ocorrência após a desvalorização de 1999. (Castro, 2011; Giambiagi, 2011). Esses momentos da política do governo brasileiro, ocorridos dentro do período de análise (1970-2007) mostram interferências no câmbio e, por esse motivo trazem ânimo ao uso dos termos de troca como variável mais apropriada para estabelecer preços relativos.

O Gráfico 4 mostra a série dos termos de troca do Brasil no período de 1970 a 2007. Para o Brasil, no período em análise, os Termos de troca sofreram gradativa deterioração a partir de meados de 1970, impactado pelos Choques do Petróleo, e passou toda a década de 1980 até 1994 com desfavorável condição para importações. Esse episódio voltou a se repetir no período de 1999 a 2005.

GRÁFICO 4 – Termos de troca no período de 1970-2007



Fonte: Elaborado pela autora, a partir de IPEADATA, 2012.

O período de maior deterioração dos termos de troca coincide com o período de altíssima inflação e crescimento pífio. Nos primeiros anos após a implementação do Plano Real, o país recuperou sua capacidade de importação, momento em que se observa os maiores déficits em Transações Correntes no período. De 1970 a 2007, pelo descrito acima, percebe-se a importância do setor externo para a economia brasileira. O fluxo de capital teve sua importância evidenciada nos momentos em que o país recebeu capital externo para equacionar seus déficits, sendo que esse capital saiu do país quando os investidores observaram melhor oportunidade de investimento em outra nação. Não há como negar a existência de algum grau de mobilidade do capital para o caso brasileiro. Os movimentos do capital de investidores e os

recursos recebidos de órgão internacional são fatos que apontam para isso. Este trabalho, portanto, busca comprovar as evidências sobre o grau da mobilidade capital para o Brasil no período de 1970 a 2007.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Nesta seção, a fim de contextualizar o tema na discussão da literatura sobre mobilidade internacional do capital, apresenta-se a Revisão da Literatura a partir de 1980 em torno das abordagens de Feldstein e Horioka (1980) e Ghosh (1995). Para tanto, a seção subdivide-se em três partes. A primeira trata o *puzzle* Feldstein-Horioka, destacando os trabalhos que propuseram reformulação da estimação e novas interpretações ao apresentado por aqueles autores, pontuando críticas lançadas sobre. Na segunda parte, apresenta-se o desenvolvimento quanto à mobilidade de capitais com atenção à conta corrente e seu equilíbrio intertemporal, conforme propôs Ghosh (1995) alternativamente ao apresentado por Feldstein e Horioka (1980). Na terceira, estão expostos trabalhos que abordam o tema da mobilidade de capitais no Brasil e que abarcam tanto a interpretação de Feldstein-Horioka quanto à do modelo de Equilíbrio Intertemporal da Conta Corrente.

2.1 O PUZZLE FELDSTEIN-HORIOKA E AS TENTATIVAS DE ELUCIDÁ-LO

O artigo seminal de Feldstein e Horioka (1980) é ponto de partida para a discussão empírica sobre a mobilidade internacional do capital. Com dados para países industrializados, membros da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD sigla do inglês *Organization for Economic Cooperation and Development*)⁴, no período de 1960 a 1974, os autores estimaram a relação entre as taxas domésticas de investimento e poupança, através da Equação 1:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

O termo à esquerda da igualdade é o de investimento doméstico bruto em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) do país i $\left(\frac{I}{Y}\right)_i$; o polinômio à direita da igualdade é constituído pelo termo constante α , a razão da poupança doméstica bruta pelo PIB do mesmo país i $\left(\frac{S}{Y}\right)_i$, ε_i é o termo de erro, e β é o coeficiente de interesse, que capta as variações da taxa de

⁴Eram 21 membros participantes da OECD, França, Luxemburgo, Noruega, Espanha, Suíça, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, Alemanha, Grécia, Irlanda, Itália, Japão, Holanda, Nova Zelândia, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos. Entretanto os autores excluíram os 5 primeiros por terem alterado sua contabilização das Contas Nacionais.

investimento nacional causada por alterações na taxa de poupança nacional. O coeficiente β pode ser interpretado como a taxa de retenção da poupança interna, ou seja, mensura o potencial de financiamento do investimento do país pela poupança nele gerada. Dessa forma, segundo Feldstein e Horioka (1980), esse coeficiente, contido no intervalo de 0 a 1, indica a mobilidade internacional do capital. Quanto maior o valor mensurado para β menor o grau de mobilidade e, no caso inverso, a necessidade de poupança externa, para financiar todo ou parte do investimento doméstica revela grau maior de mobilidade do capital, dada a baixa retenção da poupança interna.

A perfeita mobilidade internacional do capital era hipótese considerada por Feldstein e Horioka (1980). Logo, a inclinação da função que representa a relação linear entre taxas domésticas de poupança e investimento, seria o mais distante possível de 1. Isso é o mesmo que dizer que a poupança gerada nesses países teria flexibilidade de arbitrar entre seu país e o de terceiros a fim de desfrutar do diferencial de oportunidades entre nações (OBSTFELD e ROGOFF, 1996a). Entretanto, os autores encontram, para os países em análise, o valor de β superior a 0,8 e, estatisticamente diferente de zero. O coeficiente de retenção da poupança é, portanto, suficientemente alto para apontar a baixa mobilidade de capital estrangeiro nesses países. Fatores estruturais, rigidez institucionais e, as preferências do investidor foram apontadas como os determinantes do menor fluxo internacional de capital nesses países, conforme argumentaram aqueles autores.

O resultado encontrado para β próximo a 1 foi discutido e criticado e reavaliado dando espaço a diversas pesquisas que tentam elucidar o enigma, já que o fluxo de capital observado era considerável. Inicia-se, portanto, uma das maiores discussões em macroeconomia mundial que, segundo Obstfeld e Rogoff (2000), é um *puzzle* de difícil tratamento, cujas explicações, dadas à época por aqueles autores e outros, são pouco comprováveis empiricamente, apesar de teoricamente fundamentadas. Segundo Baxter e Crucini (1993), em consonância com Coakley *et al* (1998), a alta correlação encontrada é fato, entretanto, prevalece a discussão teórica em torno da interpretação do valor de β estar tão próximo da unidade, e o questionamento se este coeficiente é teoricamente o ideal para informar sobre a mobilidade internacional do capital.

O *puzzle* surge num período de fluxo monetário internacional significativo, como afirma Coakley *et al* (1998) ao destacar a elevação no número de instrumentos financeiros no fluxo informacional e avanços na tecnologia de comunicação que facilitaram as transferências de capital entre nações. Essa dissonância entre os resultados do estudo empírico de Feldstein e Horioka (1980) e os fatos observados, impulsionou a discussão em torno do tema, tanto que

Coakley *et al* (1998) e Apergis e Tsoumas (2009) reuniram, amplo volume de autores que partiram do estudo desse *puzzle*. Esses trabalhos posteriores promoveram críticas quanto à metodologia, especificação das variáveis e amostra selecionada; mas também contribuíram para ganhos na discussão teórica e empírica na busca por esclarecer a coexistência de perfeita mobilidade internacional do capital e da alta correlação poupança-investimento.

Feldstein (1982) reexamina a relação poupança-investimento para 17 países da OECD no período de 1975 a 1979⁵, e confirma a alta retenção de poupança doméstica, encontrando o coeficiente de retenção da poupança doméstica com valor próximo a 1. A justificativa foi a existência de imperfeições no mercado de capital internacional, e o fato de que boa parte da poupança tende a permanecer no país em que foi gerada. Feldstein (1982) estima a mesma Equação 1 utilizando os dados em *cross-section* e em série de tempo com definições diferenciadas para as variáveis, e em todos os casos é sustentada a relação elevada para poupança-investimento. Hussein (1998), com dados de 1960 a 1993 para países da OECD e utilizando técnica de *Dynamic OLS*, também ratifica a alta correlação poupança-investimento, mas para apenas 5 dos 23 países pertencentes à OECD, naquela época.

Apesar da confirmação do alto valor do coeficiente β , Feldstein e Bacchetta (1992) observam que houve declínio desse valor ao longo do tempo. Com estimações para 23 países da OECD, nas décadas de 1960, 1970 e os anos de 1980 a 1986, Feldstein e Bacchetta (1992) encontram um coeficiente declinante de 0,913 para 0,72. Os autores ainda separaram os 23 países em 2 grupos: os países da OECD parte da Comunidade Econômica Europeia (EEC sigla do inglês *European Economic Community*⁶) que somavam 9 e, os demais países da OECD. Para os 9 países EEC, o coeficiente de retenção é menor do que se considerar os 23 países da OECD e decaiu mais rapidamente da década de 1960 para a de 1970. Para os outros 14 países a relação poupança investimento é maior, o que os levaram a concluir que há maior integração entre os países do mercado Europeu. Essa diferenciação do nível de integração por região geográfica e especificidades da União Europeia, é reconhecida em Artis e Bayomi (1992).

A tendência de declínio da correlação poupança-investimento também foi obtida por Kool e Keijzer (2009), que voltaram à amostra original de Feldstein e Horioka (1980)

⁵ A escolha do período é justificada por ser após choque de preços do petróleo resultante do boicote na oferta do produto pelos países que em seguida deram corpo à poderosa OPEP (Organização de Países Exportadores de Petróleo).

⁶ Entidade congregada por países da Europa Ocidental com o propósito de dar viabilidade aos ganhos de escala na produção e melhor divisão do trabalho conforme especifica Sandroni (2003). Inicialmente compunha-se de Alemanha Ocidental, França, Itália, Holanda, Bélgica, Luxemburgo, aos quais se uniu posteriormente Inglaterra, Irlanda, Dinamarca, Grécia, Portugal e Espanha. Atualmente a nova formulação deste grupo é a União Europeia.

excluindo apenas Irlanda, e ampliando o horizonte de 1973 a 2003. Esses autores se depararam com o decréscimo do coeficiente, principalmente a partir de meados da década de 1990 atingindo valores muito próximos de zero por volta do ano 2000, quando é possível visualizar um crescente fluxo de capitais e a circulação de ativos financeiros. Desta forma, com regressões em *cross-section* e Painel, os autores encontram evidências da elevação da mobilidade internacional do capital no período. Chan *et al* (2011) também obtêm esse declínio da relação poupança-investimento para a China no período de 1970 a 2006, além de conseguir captar os efeitos do governo sobre a mobilidade do capital, ao decompor a poupança e investimento em privado e do governo.

O modelo de Feldstein e Horioka (1980), além dos trabalhos que o tomaram como válido e buscaram esclarecer o *puzzle*, recebeu também críticas em diversos pontos na construção do modelo, na especificação das variáveis e na amostra. Quanto ao modelo, há a crítica de que não se deve tratar o tema como equilíbrio parcial, autores como Tesar (1993), Cardia (1991) e Obstfeld (1986a) defenderam a construção de um modelo de equilíbrio geral. Esses autores avaliam que a simples busca da relação dos movimentos conjuntos de poupança e investimento doméstico não deve ser usada isoladamente para avaliar a “eficiência” (já que perfeita mobilidade do capital é condição para a alocação eficiente de recursos) a menos que se tenha um modelo de economia mundial eficiente. Dessa forma, choques exógenos movimentam conjuntamente poupança e investimento. Como exemplo, Obstfeld (1986a) aponta que a taxa de crescimento do PIB, ou a combinação desta com o produto nacional do trabalho, é condicionante tanto da poupança quanto do investimento domésticos, ainda que se considere a perfeita mobilidade do capital.

Ainda quanto ao modelo, Hamada e Iwata (1989) atribuem ao *puzzle* a variáveis macroeconômicas que determinam o caminho de crescimento da economia. Esses autores trabalham duas alternativas sobre o movimento de capitais: a de que esse movimento iguala os juros mundiais (também trabalhada em Frankel, 1992), e a de Feldstein e Horioka em que a poupança interna fica boa parte retida em seu país de origem. Os resultados para países desenvolvidos mostram que a hipótese de alta retenção da poupança é evidente, mas a visão de igualar juros é mais forte e observável quando os países com baixas taxas de poupança incorrem em dívida externa para financiar seu crescimento. Assim, os autores colocam dúvidas sobre a modelagem de Feldstein-Horioka, já que encontram evidências do fluxo de capital para equalizar juros mundiais, a partir da relação entre movimentos da conta corrente e dívida externa, sob a perspectiva teórica do crescimento.

Os choques exógenos, portanto, foram utilizados para elucidar a estreita relação poupança-investimento. Esses seriam os choques que levariam à variação simultânea da poupança e do investimento, e que, portanto, provocaria a correlação daquelas variáveis, como fez Obstfeld (1986a) com os choques de produtividade e Hamada e Iwata (1989) com choques nas variáveis de crescimento. Persson e Svensson (1985) haviam tratado os choques sobre o modelo de gerações sobrepostas. Mais tarde, Baxter e Crucini (1993) mostraram que choques de tecnologia de produção e sua rápida transmissão entre os países explicariam o *puzzle*, enquanto que Obstfeld e Rogoff (1995) trataram e simularam choques de crescimento populacional.

Bodman (1995), Iwamoto e van Wincoop (2002) e Giannone e Lenza (2004) produziram choque globais e específicos de cada país para mostrar o alto valor do coeficiente de retenção da poupança coexistindo com a perfeita mobilidade de capital. Kraay e Ventura (2000) mostraram que apenas choques permanentes de produtividade levam a mudanças na poupança e no investimento. As mudanças ocorrem em função de uma variável que capture especificidades do país de origem, nesse caso, a poupança e o investimento são suavizados ao longo do tempo.

Dooley *et al* (1987), com amostra de 14 países industrializados e 50 países em desenvolvimento em dois períodos 1960-73 e 1974-84, apesar de encontrarem baixo nível de mobilidade do capital internacional, constatam que o modelo Feldstein-Horioka apresenta viés causado por ser a poupança variável correlacionada com o termo de erro, e por omissão de variáveis. Os autores obtiveram ainda que a retenção da poupança doméstica seja menor para os países em desenvolvimento e, que a correlação é maior no segundo período de análise. Em suas estimações, consideraram o método de variáveis instrumentais para incluir na estimação as políticas do governo e captar a endogeneidade da poupança doméstica que causariam viés no modelo. Interessante destacar também, que os autores separaram a amostra em dois grupos (quanto ao desenvolvimento econômico) o que levanta a questão da diferença entre grupos de países decorrente do tamanho de suas economias.

Esse efeito de tamanho do país em termos econômicos já havia sido discutido em Murphy (1984), quando esse autor apresenta mensuração para mobilidade do capital para uma amostra de 17 países da OECD, dividindo-a em um grupo com as 7 maiores e outro com 10 menores economias. O autor encontrou evidências de maior mobilidade para países menores, e alega que Feldstein e Horioka (1980) equivocaram-se ao ter como amostra os países da OECD sem considerar a hipótese de diferença no tamanho do país, já que a base teórica é para economia pequena. Ou seja, seria necessário haver, no modelo, controle sobre a variável não

observada, tamanho da economia. Confirmaram essa suposição de influência do tamanho da economia Mamingi (1994), Demetriades e Hussein (1996), Blecker (1997), Ho e Chiu (2001) e Ho (2002).

Harberger (1980) também havia afirmado que países menores sofrem entradas e saídas de capitais mais fortes que países maiores, dando indícios de que países menores têm maior mobilidade do capital. Para esse autor, quanto maior o número de economias pequenas ou menos desenvolvidas na amostra maior a mobilidade de capital internacional devido à baixa relação poupança-investimento. Sachs (1982) e Murphy (1984) justificam a correlação mais baixa para países menores pela afirmação de que existe uma relação negativa entre tamanho de uma economia e a sua conta corrente em relação ao PIB. Autores como Montiel (1994), Coakley *et al* (1999), Kasuga (2004) e Payne e Kumazawa (2005, 2006), que se voltaram para o coeficiente de retenção da poupança doméstica em países em desenvolvimento ou pouco desenvolvidos, obtiveram estimativas menores para β (da Equação 1) do que havia sido encontrado para países desenvolvidos.

Summers (1986) elenca três fatores que condicionam a alta correlação poupança-investimento, ou seja, a não perfeita mobilidade do capital. O primeiro fator o autor compartilha com o apresentado pelos próprios Feldstein e Horioka (1980), que justificaram a alta correlação pela existência de restrições legais e institucionais que impedem a perfeita mobilidade do capital entre as nações. O segundo fator defendido por Summers é o mesmo apontado por Obstfeld (1986a), que toma o crescimento populacional e econômico como fatores condicionantes do alto valor do coeficiente de retenção. O terceiro fator, apresentado pelo próprio autor, atribui a existência teórica da mobilidade de capital para os países desenvolvidos, concomitante à evidência empírica de baixa mobilidade, ao esforço dos governantes daquelas nações em manter equilíbrio em suas contas correntes.

Essa terceira hipótese é, para Summer (1986), a que melhor fornece explicações para a alta correlação poupança-investimento, pois sustenta a ideia de que o país sempre buscará equilíbrio externo. Em Ballagriga *et al* (1991) a alta correlação poupança-investimento e, portanto, a baixa mobilidade de capital são resultados da busca por manutenção da solvência com a imposição de controles sobre capital para equilibrar a conta corrente do país. Consonante com a argumentação de Summers (1986), de que a endogeneidade do modelo ocorre principalmente pelas ações governamentais de imposição de controle sobre o capital, estão Tobin (1983), Westphal (1983), Caprio e Howard (1984), Fieleke (1982).

Também quanto a interpretação do coeficiente estimado em Feldstein e Horioka (1980), Frankel (1991, 1992) enfatiza o argumento de que o fluxo de capital equaliza juros.

Frankel (1992) expõe a existência de 4 hipóteses possíveis para a perfeita mobilidade do capital: i) a condição Feldstein-Horioka onde mudanças exógenas na taxa de poupança doméstica não têm efeito sobre o investimento; ii) a condição de que o fluxo de capitais equaliza juros entre países; iii) o capital perfeitamente móvel iguala retornos de títulos das nações; iv) o fluxo equaliza taxa de juros entre países quando negociados em moeda comum. O autor defende que o elevado coeficiente de retenção da poupança doméstica deve-se o não atendimento da condição de paridade de juros para a aquisição de ativos de maturidade mais longa, o que reduz o nível de integração entre as nações. Esse argumento, na visão de Frankel (1992) justifica a existência do *puzzle*, haja vista que os autores desconsideraram o tratamento da paridade dos juros.

Considerando-se a hipótese de distorção provocada por políticas nacionais, Devereux (1996), Gunji (2003) e Ozmen e Parmaksiz (2003) desenvolveram suas visões e modelos acerca da alta correlação poupança-investimento. Devereux (1996) atribuiu às políticas fiscais a inibição do fluxo livre de capitais, enquanto que Gunji (2003) vê as distorções provocadas por diferentes legislações que protegem os investidores. Já Ozmen e Parmaksiz (2003) trouxeram à tona a questão do regime de taxação que certamente confere algum grau de imobilidade ao capital elevando o coeficiente de retenção da poupança doméstica. Nessa perspectiva, de influência de políticas do governo, o surgimento do *puzzle* ocorre em função da possibilidade de atuação dos governantes sobre os investidores nacionais⁷.

Os custos de transações envolvidos no movimento de capitais é outra abordagem que tenta explicar o *puzzle*, e seria um fator que reforçaria a ideia de viés do país de origem, isto é, especificidades dos países em análise geram heterogeneidade que não é considerada em Feldstein-Horioka. Niehans (1992) defende que o movimento internacional de capital é estimulado pelo diferencial de custos de transação e que, dessa forma, não pode ser dissociado do risco envolvido na operação. Em Obstfeld e Rogoff (2000), o fator de custo de transação é tratado como o fator relevante para explicar o *puzzle*, assim como são as imperfeições do mercado. Maveyraud-Tricoire (2006) defendeu que o custo de transações dos bens na Zona do Euro é fato que invalida a interpretação de β na Equação 1 como medida de mobilidade internacional do capital nessa região. Já Kasuga (2007) defendeu que o diferencial de

⁷ Nesse *front* empenharam-se também Feldstein (1994), Tesar e Werner (1995), Lewis (1999), Gordon e Gaspar (2001), Obstfeld e Rogoff (2000) e Cardia (1991). Considerando-se os estudos que se focaram nos países pertencentes à Zona do Euro, aos moldes Feldstein-Horioka, os resultados encontrados revelaram baixa integração entre os países. Ente esse trabalhos encontra-se Blanchard e Givazzi (2002). Para explicar esse resultado destaca-se Kitamura (2009), que defende a heterogeneidade existente entre as nações, e Buch (2000), que justifica o resultado com as barreiras impostas por estas nações.

magnitude da correlação poupança-investimento entre nações desenvolvidas e em desenvolvimento deve-se ao diferencial atribuído ao sistema financeiro local.

Quanto às variáveis selecionadas para o estudo, Feldstein e Horioka (1980) também foram e ainda são amplamente discutidos. Originalmente os autores trabalharam com poupança e investimento nacionais brutos de 16 países da OECD, no período de 1960 a 1974 em *cross-section*. Os autores preferiram poupança e investimento brutos à poupança e investimento líquidos por duas razões: i) a poupança bruta era quem respondia livremente aos diferenciais de juros mundiais e, ii) a depreciação tem mensuração diferenciada entre nações o que poderia provocar erros de medida no modelo. Em contrapartida trabalhos como Feldstein (1982), Feldstein e Bachetta (1992), Tesar (1991) e Tesar (1993) trataram das variáveis líquidas, pois acreditam que poupança e investimento brutos levariam ao enviesamento de β . Entretanto, a alta correlação se manteve também nesses trabalhos.

Segundo Obstfeld (1986a), Finn (1990), Stockman e Tesar (1995), Leachman (1991) e Baxter e Crucini (1993), os dados das variáveis deveriam ser trabalhados em nível ao invés de taxas, por fornecerem medidas da relação poupança-investimento no longo prazo. Bayoumi (1990) e De Haan e Siermann (1994) levam em conta a não estacionariedade das séries de poupança e investimento tomando-as em primeiras diferenças para a estimação. Para Levy (1990), a seleção dos países para compor a amostra do estudo é questionável, pois os países da OECD apresentam características peculiares, sendo que o tamanho da economia tem efeito sobre as estimações. Em especial a crítica à amostra deveu-se a aplicação de teoria para países pequenos em economias grandes em termos globais.

A obtenção de resultados utilizando *cross-section*, como afirma Coakley *et al* (1998) mantém a coeficiente de retenção da poupança nacional elevada, confirmando a baixa mobilidade internacional do capital, inclusive os resultados das *cross-sections* que estenderam para os períodos de 1980 e a década seguinte (Penalti e Dooley (1984), Obstfeld (1986a), Dooley *et al* (1987), Sinn (1992), e Obstfeld e Rogoff (1995)). Por um lado autores como Feldstein e Bachetta (1991), Artis e Bayoumi (1992), Coakley *et al* (1994,1995) trabalharam com subperíodos encontraram β menor que períodos anteriores, evidenciando o aumento na mobilidade do capital. Por outro lado, refutando a redução do coeficiente de retenção, Jones e Obstfeld (1997), Erichengreen (1990) e Hogendorn (1998) examinam a relação em longos períodos e encontram que permanece a baixa mobilidade do capital. Singh (2007) em estudo empírico do modelo bivariado de Feldstein e Horioka (1980) para a Índia encontra resultados que reforçam o *puzzle* baixa mobilidade de capital para aquele país.

Os resultados para a *cross-section* de Feldstein e Horioka (1980) são criticados ainda por não considerarem a endogeneidade. Neste contexto, endogeneidade representa a não exogeneidade das variáveis explicativas do modelo, ou seja, as explicativas apresentam correlação com o termo de erro⁸. Assim, Tobin (1983), Dooley *et al* (1987), Bayoumi (1990), Tesar (1991), e Kasuga (2004) propõem o uso de medidas econométricas que controlem a endogeneidade provocada pela variável poupança nacional já que esta é também sensível à taxa de juros. Apesar da maioria dos trabalhos focarem em *cross-section*, alguns utilizaram a metodologia de Painel para encontrar estimativas para β ⁹. Os resultados para a metodologia em Painel mostraram-se muito próximos aos encontrados em trabalhos que não incorporaram a dimensão de tempo na estimação. Coakley *et al* (1998) afirma que os resultados na metodologia de Painel se aproximam da metodologia *cross-section* devido à variação entre os países ser mais significativa que a variação temporal.

Outros autores partiram para a análise do grau de mobilidade internacional do capital através das metodologias de cointegração de poupança-investimento e estacionariedade da conta corrente (Ballagriga *et al*, 1991; Leachman, 1991; Gulley, 1992; Afxentiou e Serletis, 1993; Alexakis e Apergis, 1994; Argimon e Roldan, 1994; Yan, 1999; Ho, 2002; Narayan, 2005; Kollias *et al*, 2008; Guzel e Ozdemir, 2011). Nesse tipo de análise, como seguiu Coakley *et al* (1996), as séries poupança e investimento não são estacionárias em nível, mas apenas em Primeira Diferença. Todavia a conta corrente que, segundo esses autores, é dada pela diferença entre poupança e investimento, pode ser estacionária. Se a combinação linear entre essas variáveis gera a série estacionária da Conta Corrente, então poupança e investimento são ditos cointegrados.

Desta forma, mobilidade do capital pode ser constatada pelo teste de cointegração entre poupança e investimento domésticos, que ratifica o método de Feldstein e Horioka (1980), ou pela estacionariedade da conta corrente, que evidencia a abertura da economia e a necessidade de equilíbrio da conta corrente para solvência do país. Uma metodologia de teste de raiz unitária para painel tem sido empregada para a verificação da estacionariedade da conta corrente (Coakley *et al*, 1996; Krol, 1996; Coakley e Kulasi, 1997). Esse teste foi desenvolvido por Im *et al* (1997) e tem revelado a estacionariedade da série da conta corrente. Contrário a estes estudos, Abbott e DeVita (2003) admitem a existência da relação poupança-

⁸A endogeneidade pode ocorrer por diferentes motivos, como variável omitida e erro de medida. Para detalhes ver Wooldridge (2002).

⁹Entre estes autores temos Feldstein (1982), Amirkhalkhali, Dar e Amirkhalkhali (1993), Coakley *et al* (1994), Coakley *et al* (1995), Krol (1996), Coakley e Kulasi (1997), Oh *et al* (1999), Kim (2001), Ho (2002), Tsung-Wu (2002), Coakley *et al* (2004), Kim *et al* (2005), Murthy (2005), Payne e Kumazawa (2006), Adedeji e Thornton (2007), Younas (2007).

investimento independente da estacionariedade das séries, e que a relação entre eles no longo prazo não é a essência da mobilidade do capital sendo apenas uma parte da explicação e informação parcial dessa mobilidade.

Considerando-se os trabalhos apresentados até o momento, verifica-se o volume de pesquisas em torno do *puzzle*. Percebe-se também o quanto elas diferem quanto à amostra, ao período de análise e à metodologia utilizada, o que levou a resultados distintos na tentativa de elucidar o *puzzle* encontrado em Feldstein e Horioka (1980). Na seção seguinte serão apresentados os trabalhos que tem ponto de vista que se destaca por considerar que independente da relação entre poupança e investimento o capital pode circular entre as nações. Como será mostrado a seguir, a mobilidade perfeita do capital é hipótese básica de um modelo de equilíbrio geral, e essa hipótese coexiste com qualquer valor β que seria estimado na Equação 1.

2.2 A MOBILIDADE DO CAPITAL E O MOVIMENTO DA CONTA CORRENTE EM EQUILÍBRIO INTERTEMPORAL

Outra forma de tratar a mobilidade de capital, que surgiu após o trabalho de Feldstein e Horioka (1980), é compreendê-la como implicação do equilíbrio da conta corrente. No fundamento dessa abordagem, como bem destaca Coakley *et al* (1998), a integração do mercado de capitais permite que a postergação ou não do consumo seja livre, ocorrendo sempre o melhor em termos de bem estar para o indivíduo maximizador de sua utilidade. Assim, diante de choques, a suavização do consumo é possível devido aos caminhos de consumo ótimo serem correlacionados entre países, desde que não exista racionamento de crédito na esfera global. A visão dos movimentos da conta corrente dá indicativos sobre a dinâmica macroeconômica e, principalmente, revela os déficits e superávits, que nela ocorrem, como resultado de decisão intertemporal das famílias.

Com os trabalhos iniciais de Sachs (1981), no qual foi possível captar os choques provocados pela grande variação nos preços do petróleo no período de 1974 a 1977, e Sachs (1982) que une à discussão da relação poupança-investimento, o conhecimento desenvolvido sobre a amortização do consumo refletido no equilíbrio intertemporal da conta corrente. Sachs (1981), ao fazer parte de um conjunto de estudos sobre os efeitos da variação de preços do petróleo ocorridos na década de 1970, inicia a investigação que revela os movimentos de

desequilíbrio da conta corrente bem mais impactados pelas variações nas oportunidades de investimento do que exatamente a variação nos preços do petróleo naquela época.

Tal fato ocorreu pelo grande vulto de incentivos a investimentos observados nos países desenvolvidos, e o grande número de oportunidades de investimento e crescimento nos países em desenvolvimento, como destaca o próprio autor. Sachs (1981) encontra o investimento mais correlacionado com o fluxo da conta corrente do que com a própria poupança. É destacada, nesse trabalho do autor, a não observância da visão convencional da relação entre os déficits em conta corrente e o grau de dependência da nação ao petróleo, nos países mais dependentes da importação deste produto onde ocorreram os maiores déficits. Portanto, importa mais a percepção sobre a variação permanente no preço do petróleo. No caso de os agentes perceberem que a mudança não seja permanente, é válida a visão convencional dita acima.

Utilizando dados de países desenvolvidos e em desenvolvimento, Sachs (1981) conjuga, então, os desequilíbrios da conta corrente e as variações dos termos de troca, relacionando-os à literatura do movimento internacional do capital, e a correlação poupança-investimento. Observa que o grande fluxo de poupança e investimento direcionado a países em desenvolvimento no período de 1970 anunciou aproveitamento das oportunidades de investimento sem prejuízo do consumo atual daqueles países, defendendo, portanto, a livre circulação do capital entre nações. Já em Sachs (1982), tendo como amostra os países da OECD, o autor explica o comportamento da conta corrente em função das oportunidades mundiais de investimento e poupança e, reforça seus resultados anteriores. Nesse último trabalho, evidencia: a ligação entre déficit em conta corrente e mudanças na taxa de câmbio, e a importância de análise do movimento de capitais em função das movimentações da conta corrente.

Destacando a conta corrente na tentativa de explicar o *puzzle*, o trabalho de Coakley *et al* (1996) dá enfoque a implicações da solvência da conta corrente para a cointegração entre poupança e investimento, considerando a política governamental exógena. Esses autores, a partir de um modelo que considera um prêmio de risco nos empréstimos, determinado no mercado, como *proxy* à restrição de solvência da conta corrente do país, mostram que a restrição incorporada à análise torna estacionária a conta corrente, considerando a alta relação poupança-investimento independente da definição do grau de mobilidade do capital. Para esses autores, os resultados obtidos auxiliam no entendimento do *puzzle* ao encontrar a cointegração de poupança e investimento (coeficiente 1), levando em conta a condição de solvência de longo prazo e, independente do grau de abertura. É exatamente essa restrição de

solvência que o coeficiente β estimado em Feldstein e Horioka (1980) tentava capturar, e não exatamente grau de mobilidade do capital.

Pela metodologia de Teste de Raiz Unitária em Pannel (método desenvolvido em Im, *et al*, 1997) para o modelo intertemporal da conta corrente, Wu (2000) encontra que a estacionariedade da conta corrente permite afirmar que os déficits dos países testados (Canadá, Japão, França, Alemanha, Itália, Holanda, Espanha, Austrália, Estados Unidos e Reino Unido) são sustentáveis ao longo do tempo. É exatamente o mesmo que afirmar que os agentes se movimentam de forma a atingir seu bem estar causando movimentos na conta corrente que a levam a um equilíbrio intertemporal. Em Wu *et al* (2001), a sustentação dessa hipótese é dada pela análise da significância dos coeficientes de cointegração entre exportações e importações, no longo prazo. E, novamente, esses testes reafirmam a hipótese de conta corrente sustentável para as economias industrializadas. Baharumshah e Lau (2005) utilizando a mesma metodologia de Wu (2000) e Wu *et al* (2001) fizeram o estudo dos movimentos da conta corrente, para 12 nações asiáticas, cujos resultados evidenciam a não estacionariedade da série, ou seja, não há sustentabilidade nos déficits em conta corrente.

Ghosh (1995) tratou o comportamento da conta corrente, através de sua volatilidade, para países desenvolvidos, como *Proxy* para a mobilidade internacional de capital. O autor propôs o modelo de equilíbrio geral da conta corrente intertemporal a fim de ter resposta sobre o grau de mobilidade sem definir qual a relação existente entre poupança-investimento. O autor diz que: “*If capital is indeed mobile, then it should smooth consumption in the face of shocks to national cash flow.*” (GHOSH, p. 125, 1995). Neste caso, sendo o capital móvel, então o consumo pode ser amortecido frente a choques no fluxo monetário nacional. Essa nova visão contrapõe a anterior, na qual os resultados empíricos para a relação poupança-investimento são teoricamente incompatíveis com a integração global. Essa nova abordagem permite que a mobilidade do capital, através da integração dos mercados, seja deduzida da teoria de suavização intertemporal do consumo propulsora de bem estar (Von Furstenberg, 1998).

Reavaliando a discussão de mobilidade abordada em torno do *puzzle* Feldstein-Horioka, Ghosh (1995) afirma que aqueles autores falharam em tratar a mobilidade do capital através do teste da relação poupança-investimento. Considerando a existência da mobilidade concomitante a correlação poupança-investimento diferente de zero, o autor apresenta metodologia alternativa, menos limitada, para mensurar o grau de mobilidade internacional do capital. Estudos anteriores, como os de Cardia (1991) e Obstfeld (1986a), já apresentavam testes empíricos onde a correlação entre poupança-investimento é resultado choques

exógenos. A partir de equilíbrio geral, esses trabalhos mostraram que fatores afetam conjuntamente a variável investimento e a poupança, como o aumento da produtividade que eleva salários e ganho com o capital. Portanto, analisar a mobilidade do capital internacional baseado simplesmente no coeficiente de retenção da poupança doméstica leva a conclusões limitadas sobre o tema.

Logo, para encontrar uma medida da mobilidade assumindo a hipótese de perfeita mobilidade do capital entre os países, Ghosh (1995) introduz a análise da variância da conta corrente no lugar da correlação poupança-investimento proposta por Feldstein e Horioka (1980). Como em Sachs (1981 e 1982) o modelo de determinação intertemporal da conta corrente é o utilizado para obter uma série da conta corrente que se apresenta estacionária, independente do que se tem a dizer sobre a estacionariedade da poupança ou do investimento doméstico e será capaz de amortizar o consumo no horizonte infinito. Tem-se que a série atende ao ponto ótimo de consumo amortizando-o no tempo, a fim de manter o equilíbrio intertemporal da conta corrente. A comparação entre a volatilidade da série estimada e a da série observada para um intervalo de tempo, dará a aproximação da variância da conta corrente teórica à atual, sendo o principal indicador da mobilidade internacional do capital.

Em Ghosh (1995), analisando Japão, EUA, Alemanha, Reino Unido e Canadá entre os anos de 1960 e 1988, os resultados apontam que, exceto para os EUA, as variações na conta corrente tem ocorrido além do necessário para amortizar consumo ótimo, segundo o modelo de equilíbrio. Isso é o mesmo que dizer que o fluxo de capital foi, naquele período, mais volátil que o necessário para acompanhar o choque de fluxo monetário doméstico, ou seja, houve excesso de mobilidade de capital. Em resumo, os resultados encontrados em Ghosh (1995) levaram-no a compreensão de que o nível excessivo de movimento de capital pode ter ocorrido pelo aumento de forças especulativas. Esse mesmo resultado foi obtido por Cashin e McDermott (1998) ao analisarem a conta corrente da Austrália, nos anos de 1980 quando o país não observou a restrição ao financiamento externo obtido pela amortização do consumo e incorreu em déficits em conta corrente.

A análise da conta corrente da França no período de 1970 a 1996, por Agénor *et al* (1999), mostrou claramente o movimento dessa conta como amortizadora de consumo e que os agentes passaram por fase de reavaliação de seu consumo quando melhoraram sua poupança líquida. Hussien e Mello Jr. (1999) encontram, para 9 países em desenvolvimento, que o capital é suficientemente móvel para amortizar o consumo através dos movimentos da conta corrente. Também obteve que a amortização do consumo é capaz de explicar os ciclos ocorridos na Grécia, no período de 1950 a 1995, mas sem mensurar a magnitude em que

ocorreram. Ismail e Baharumshah (2008), em estudo da conta corrente para a Malásia no período de 1960 e 2004, mostram também a existência de integração daquele país no mercado global de capital, bem como excesso de mobilidade. Ogus e Sohrabji (2008) realizaram o mesmo trabalho empírico para a Turquia no período de 1992 a 2004 e mostraram que a conta corrente desse país é não ótima, com movimento insustentável, mas que a posição da conta corrente mostrou melhoras nos anos finais do período estudado.

Assumindo a importância da dinâmica da conta corrente para a definição do grau de movimento de capital internacional, o trabalho de Ghosh e Ostry (1997) incorpora ao modelo intertemporal da conta corrente a incerteza do fluxo de caixa monetário doméstico (o produto líquido que corresponde o valor do produto da economia deduzido do total de investimentos e do total de gastos do governo; essa definição é válida para o presente trabalho). A hipótese de perfeita previsão dos agentes é substituída pelo termo de incerteza que indicará que os agentes otimizam em um ambiente estocástico e, que essa incerteza pode gerar impactos significativos sobre a decisão de poupança pelo motivo precaução. Com a incerteza, é incluído um componente que depende do grau de aversão ao risco, da variância das inovações para o fluxo monetário e do grau de persistência dessas inovações. Os autores, para dados pós-guerra dos Estados Unidos, Japão e Reino Unido, concluem que, quando a incerteza se elevou, os agentes aumentaram a poupança externa e, conseqüentemente, o superávit da conta corrente.

Shibata e Shintani (1998) propuseram uma medida de mobilidade de capital através da correlação entre as variações de consumo doméstico e produto líquido. Testando essa medida, baseada no modelo de renda permanente para uma economia aberta de Campbell e Mankiw (1990), para 11 países da OECD os resultados encontrados pelos autores mostram que a hipótese de perfeita mobilidade do capital não pode ser rejeitada para a maioria dos países da amostra. Além disso, é detectado algum nível de restrição à mobilidade do capital internacional. Os autores afirmam que as políticas de promoção do investimento doméstico, através de estímulos à poupança interna, não é boa opção quanto se trata de uma economia aberta. Empiricamente, a metodologia apresentada por estes autores foi trabalhada em Sun (2004) para estudos do Leste Asiático no período de 1978 a 1997, encontrando que o grau de mobilidade foi aumentando sustentavelmente no período. Decressin e Disyatat (2008) realizam o mesmo estudo para países da Zona do Euro e Regiões Italiana e Canadense analisando as respostas do investimento e da conta corrente a choques de produtividade.

Bergin e Sheffrin (2000) adicionam dois novos canais de captação dos choques ao modelo de conta corrente intertemporal com a inclusão das variáveis taxa de juros e taxa de câmbio. Com os resultados obtidos os autores defendem que esse modelo estendido consegue

se adequar melhor aos movimentos da conta corrente melhorando a análise de episódios históricos de choques e desequilíbrios na conta corrente, pois conseguem captar movimentos que ocorrem em outros países e não apenas choques de no nível permanente de produção ótima. Kim *et al* (2006) aplica tanto essa metodologia quanto a de Ghosh (1995) para a Nova Zelândia, e encontra uma economia aberta relativamente volátil com oscilações substanciais de movimentos em conta corrente. Entretanto, o modelo de Bergin e Sheffrin (2000) não mostra bom desempenho, enquanto que a abordagem de Ghosh (1995) se mostra empiricamente mais ajustada às oscilações da conta corrente. Já Nason e Rogers (2006), com foco para o Canadá, argumentam que a não inclusão da possibilidade de variação da taxa de juros no modelo de Ghosh (1995) torna menor seu poder de explicação sobre os movimentos da conta corrente.

Campa e Gavilan (2011), seguindo o modelo de Bergin e Sheffrin (2000), efetuam pesquisa empírica para os países da Zona do Euro sobre a sustentabilidade das flutuações da conta corrente desses países. Revelam que para Bélgica, França, Itália, Portugal, Espanha e Holanda, a amortização do consumo ocorre via movimentos da conta corrente desses países comprovando assim a sustentabilidades de seus déficits. Para os demais países daquela região a conta corrente não apresenta sustentabilidade. Kitamura (2009), seguindo a extensão do modelo de Bergin e Sheffrin (2000), inclui o ajustamento de preços nas ações. Os bons resultados obtidos por Kitamura (2009) para Canadá, Reino Unido e Japão levam-no a concluir que o um agente representativo, tendo conhecimento de sua renda permanente, suaviza seu consumo baseando-se na informação do mercado de ações.

Hoffmann (2001) utilizou modelos Autorregressivos Vetoriais (VAR) cointegrado para captar os componentes transitórios e permanentes dos choques que afetaram o movimento da conta corrente. Trabalhando com os países do G-7, o autor encontrou que a relação entre conta corrente e investimento está de acordo com o modelo intertemporal dando novo horizonte sobre o excesso de mobilidade encontrado em trabalhos anteriores. Em especial, o autor dá melhor tratamento metodológico ao trabalho apresentado por Glick e Rogoff (1992) que, trabalhando com 8 países industrializados, evidenciam que o investimento é impactado por choques específicos do país e choques globais, e a conta corrente responde mais relevantemente a choques permanentes específicos do país do que a choques globais. Com dados para a Argentina de 1885 a 2002, Moccero (2008) não encontra bom ajuste dos movimentos da conta corrente com os valores estimados para tal. Ou seja, o modelo intertemporal da conta corrente não foi capaz de captar as peculiaridades do fluxo de capitais em função da amortização do consumo naquele país, exceto para o período de 1885 – 1930.

Um resultado do modelo é que choques específicos do país geram um déficit excessivo em conta corrente, superior ao crescimento do investimento provocado por esse choque. Espera-se, portanto, que poupança doméstica caia já que a renda permanente estará superior à atual. A explicação a esse enigma dada por Glick e Rogoff (1992) constituiu uma racionalização do que ocorre nos países e, o trabalho de Hoffmann (2001) possibilita a comprovação empírica da sensibilidade à persistência dos choques, mas a análise se inverte ao constatarem que a conta corrente reage, em geral, mais suscetível a choques do que o investimento. E em Hoffmann (2003), neste caso utilizando um VAR bivariado, obtém evidências empíricas de fatos estilizados nas flutuações macroeconômicas além de reforçar o encontrado em Hoffmann (2001).

Işcan (2002) inclui no modelo intertemporal da conta corrente a diferenciação de consumo de bens duráveis ou não e consumo de bens transacionados ou não. Os resultados obtidos pelo autor, ao analisar a economia do Canadá (com dados anuais 1926–1995) revelam um modelo mais refinado para o equilíbrio obtido com bens duráveis e transacionados contra os bens não duráveis e não transacionados. Considerando a importância da demanda, Gruber (2004) inclui no modelo intertemporal da conta corrente a questão de formação hábitos de consumo que irão afetar o movimento da conta corrente. Nesse modelo, o autor afirma que obtém melhor ajustamento da conta corrente prevista aos movimentos reais do que o encontrado em Ghosh (1995). Em oposição, Kano (2009) não encontra evidência de que a conta corrente seja afetada por formação de hábitos, quando equipara o modelo de Gruber (2004) ao modelo convencional aumentado pela inclusão de persistentes choques de consumo transitório via a inclusão de choques na taxa real de juros mundiais.

Asdrubali e Kim (2009) buscaram identificar os canais de suavização do consumo no modelo intertemporal de uma economia aberta para países da OECD de 1982 a 2000. Para tanto os autores contaram com a metodologia de impulso resposta impondo diferentes choques à estrutura estimada, incluindo a dinâmica dos canais que ligam variação no produto e amortização do consumo. Os autores encontraram que, frente a choques, a suavização do consumo ocorre basicamente em nível nacional, via investimento em formação bruta de capital. Há participação da conta corrente nesse processo de suavização, mas de forma menos significativa e muito volátil. Também chegam à conclusão de que os ajustes na conta corrente são utilizados no curto prazo, e que a formação bruta de capital é ferramenta de suavização no longo prazo e, que os movimentos de investimento tenderam muito mais a serem financiados por capital externo que a própria poupança doméstica. Os resultados obtidos no trabalho

daqueles autores dão luz ao enigma da sensibilidade excessiva do investimento levantada em Glick e Rogoff (1992) e ao *puzzle* Feldstein e Horioka (1980).

Longe de encerrar a discussão em torno da alta mobilidade de capital frente a também alta correlação entre poupança e investimento, mas na expectativa de dar novo ânimo à discussão, Huang (2010) estimula a reconsiderações de hipóteses assumidas no modelo de equilíbrio intertemporal da conta corrente. Neste sentido, Huang (2010) propõe uma extensão do trabalho de Ghosh (1995) e Shibata e Shintani (1998), que considere os efeitos dos termos de troca sobre a conta corrente e os movimentos da taxa de juros. Metodologicamente, o autor reescreve o modelo de forma que foram incluídos os termos de troca e a taxa mundial de juros na conta corrente, esse modelo da conta corrente intertemporal é aplicado à estrutura de resultado ótimo de consumo permanente suavizando-o frente aos choques de produto agregado, investimento, consumo do governo e os termos de troca.

Tomando esse modelo, Huang (2010) capta uma medida de mobilidade internacional do capital pela adição de uma restrição de liquidez na estrutura do modelo. No caso extremo, onde não há mobilidade de capital, restrição de liquidez e a conta corrente não agem como amortizadores do consumo doméstico. No outro extremo, onde a mobilidade é perfeita, a restrição não vigora e a conta corrente se comporta de acordo com as predições da estrutura do modelo. No caso intermediário onde mobilidade do capital é parcial, uma medida dessa mobilidade pode ser obtida através da correlação parcial entre mudanças na conta corrente e no produto líquido (isto é, produto agregado da economia, deduzido de investimento, consumo do governo) depois de controlar os efeitos dos termos de troca e a taxa real de juros mundial.

Os resultados para o Reino Unido apontaram que o modelo por ele apresentado foi capaz de melhor estimar os movimentos da conta corrente. Sendo assim, os termos de troca constituem variável importante na definição da conta corrente e, portanto para a estimação da mobilidade do capital. Outra evidência importante do trabalho de Huang (2010) foi a obtenção de estimativas que não confirmassem o excesso de mobilidade conforme havia encontrado Ghosh (1995). Ou seja, a mobilidade do capital existe e as flutuações da conta corrente não excedem o necessário para a amortização do consumo. A metodologia aplicada por este autor contrasta com a introduzida por Feldstein e Horioka (1980) ao seguir a vertente de olhar a mobilidade pelo modelo intertemporal da conta corrente ao invés da relação pura e direta da relação entre poupança e investimento domésticos.

2.3 LITERATURA NACIONAL

Apresenta-se, nesta seção, os trabalhos nacionais em torno da mobilidade do capital que seguiram ou Feldstein e Horioka (1980) ou Ghosh (1995). Primeiramente, Sachisda e Caetano (1998, 2000) discutem fatos estilizados sobre poupança interna e externa, bem como o nível de investimento, brasileiros mostrando que no curto prazo existe a substitutibilidade entre poupança doméstica e externa, diferentemente do longo prazo em que são complementares. Os autores ainda discutem adequação do arcabouço Feldstein-Horioka questionando a interpretação do coeficiente β da Equação 1 $\left[\left(\frac{I}{Y} \right)_i = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y} \right)_i + \varepsilon_i \right]$ como coeficiente de retenção da poupança doméstica e como representativa do grau de mobilidade de capitais no país. Para esses autores, o coeficiente dá a relação de substitutibilidade ou complementaridade entre os dois tipos de poupança.

Para Sachisda e Caetano (2000), Feldstein e Horioka (1980), além de estimarem o β , deveriam ter se atentado para a variância da poupança externa, pois países com alta taxa de poupança externa (ou seja, baixo coeficiente de retenção da poupança doméstica) se têm baixa variância da poupança externa irão apresentar baixa mobilidade do capital. Analisando desta forma, a diferença entre uma unidade e o coeficiente de substitutibilidade é igual ao valor do coeficiente estimado pela relação Feldstein-Horioka. Dito de outra forma, o coeficiente estimado pela Equação 1 somado ao coeficiente de substitutibilidade é igual a unidade, pois o investimento doméstico é parte poupança interna e parte poupança externa. Logo o coeficiente Feldstein Horioka (1980) não é resultado para o valor da mobilidade do capital, mas da variância da poupança externa.

Esse critério de análise de Sachisda e Caetano (2000) permite que países mesmo com baixo valor para o β da Equação 1 apresentem baixa mobilidade desde que a variância da poupança externa seja reduzida. Ou seja, o que determina a mobilidade do capital é a variância da poupança externa e não o coeficiente de retenção da poupança nacional. Trabalhando com o período de 1947 a 1995, Sachisda e Caetano (2000) encontram uma relação de substitutibilidade de -0,334 que quer dizer que para cada aumento em uma unidade da poupança interna ocorre redução de 0,334 unidade da poupança externa. Isso é encontrado a partir da estimação da Equação em Feldstein-Horioka, para a qual encontram coeficiente igual a 0,6656, e que significa dizer que para cada aumento na poupança doméstica, 66,56% deste é revertido em investimento.

Rocha e Zerbini (2004) investigaram a potencialidade do chamado coeficiente de retenção da poupança doméstica (coeficiente β da Equação 1 $\left[\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_i + \varepsilon_i\right]$) em dar resposta sobre o grau de mobilidade internacional do capital. Primordialmente, em Feldstein e Horioka (1980) a relação poupança-investimento foi obtida por regressão *cross-section* para a média temporal dos países em desenvolvimento. Considerando-se dados temporais para as taxas domésticas de poupança e investimento como proporção do PIB, a aceitação da relação apresentada por aqueles autores subentende que, após a constatação da estacionariedade das séries, as mesmas sejam cointegradas. Assim sendo, a conta corrente, entendida como a diferença entre poupança e investimento nacionais, deve ser estacionária.

Partindo deste ponto e do entendimento de que solvência é “habilidade de um país em gerar superávits suficientes para repagar suas dívidas existentes, ou seja, o valor presente descontado dos saldos de conta corrente deve ser igual ao valor do estoque da dívida” (ROCHA e ZERBINI, 2004), os autores recorrem à teoria levando em consideração a condição *non-Ponzi* para a manutenção do equilíbrio intertemporal da conta corrente. Essa condição é representada no modelo intertemporal com horizonte infinito pela Equação 2:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left[\left(\frac{1}{1+r} \right)^T B_{t+T+1} \right] = 0 \quad (2)$$

onde T é o tempo; r é juros considerado constante ao longo do tempo; B_t são os ativos externos líquidos acumulados anteriormente.

A Equação 2 é conhecida como condição de transversalidade que garante que, em algum momento no tempo, o país irá honrar suas dívidas acumuladas. Caso esse limite fosse diferente de zero, por exemplo, negativo, o país estaria se endividando, a cada período, para saldar dívidas antigas, e consumir e investir além de suas possibilidades de geração de produto descontado no tempo. Se por outro lado o limite da Equação 2 fosse positivo, o país estaria indefinidamente financiando gastos de outros países de forma que seu consumo e investimento estivessem sempre aquém de seu valor presente de produto. Assim a convergência do limite para zero garante que os desequilíbrios em conta corrente sejam transitórios, assegurando o equilíbrio intertemporal da conta corrente.

Para Rocha e Zerbini (2004), essa condição de transversalidade ou de *non-Ponzi* representam exatamente a condição de solvência de um país. Considerando que a conta corrente deve ser igual à diferença entre poupança e investimento, os autores concluem que sendo aquelas variáveis estacionárias, a hipótese de que a relação entre elas tenha coeficiente

1 e que sejam cointegradas com vetor de cointegração (1,-1) é o mesmo que testar a estacionariedade da conta corrente para obter informações sobre a solvência do país que é a sustentabilidade de seus déficits em conta corrente. O teste de Raiz Unitária e o de cointegração para as séries são o mesmo que a estimação aplicada ao modelo da Equação 1. Afinal ambos os testes e estimação referem-se ao longo prazo já que choques de curto prazo provocam desvios temporários de poupança e investimento. Compreendidos assim, Feldstein e Horioka (1980) estavam medindo nada mais que a média de longo prazo da solvência e não o grau de movimento de capitais de um país.

Propondo avaliar a solvência de 29 países em desenvolvimento no período de 1960 a 1996, Rocha e Zerbini (2004) aplica testes de estacionariedade das séries e de cointegração, representado pelo coeficiente que reflete a restrição orçamentária intertemporal representada na Equação 2. Com um painel completo para as 29 economias, incluindo o Brasil, o resultado é que existe solvência de longo prazo sem tratar, entretanto, da mobilidade do capital. Para estimar o grau de mobilidade a autora opta por um modelo de correção de erros que capte o comportamento de curto prazo, como definido na Equação 3. O modelo de correção de erros trata-se de um Painel que controle Efeitos Fixos para eliminar a endogeneidade do modelo causada por características específicas dos países, não observadas no modelo.

$$\Delta \left(\frac{I}{Y} \right)_{it} = a_i + b \Delta \left(\frac{S}{Y} \right)_{it} + g \left[\left(\frac{S}{Y} \right)_{it} - \left(\frac{I}{Y} \right)_{it} \right] + e_{it} \quad (3)$$

onde Δ representa a primeira diferença da série; Y é o PIB; e_{it} o tempo de erro; a, b, g são parâmetros sendo este último aquele que auxiliará na análise da mobilidade do capital.

Se o resultado apontar para $g=0$, poupança e investimento não são cointegrados tem-se indícios que há mobilidade no sentido Feldstein-Horioka. Se, por outro lado, $g \neq 0$ então poupança e investimento são correlacionados, mas nesse caso não é possível ter convicções sobre a mobilidade do capital, apenas assumindo-se que exista em algum grau. Em suma, os autores definem que apenas a cointegração entre poupança e investimento não é suficiente para indicar a mobilidade, pois a cointegração apenas informa se o país é solvente ou não. No caso em que poupança e investimento não são cointegrados, a relação em primeira diferença é a indicada para dar indícios sobre a mobilidade do capital, dada a insolvência do país. Reforçam ainda que o modelo de correção de erros, usado no caso de solvência do país, não responde definitivamente sobre o grau de mobilidade, sendo necessárias informações adicionais, já que é possível ter uma correlação alta e positiva para poupança e investimento,

mesmo em perfeita mobilidade de capital. Entretanto, correlação negativa, ou positiva e baixa, aponta para a existência de mobilidade.

Essa crítica à metodologia de dados *cross-section* empregada em Feldstein e Horioka (1980) vem sendo feita desde Sinn (1992), passando por Coakley *et al* (1996) e tendo Rocha (2003) e Rocha e Zerbini (2004) como adeptos. Esses autores defendem que a *cross-section* gera viés que pode ser controlado se optar por uso de séries temporais. Rocha (2003) e Rocha e Zerbini (2004) ao incorporar a suposição da *non-Ponzi* do modelo intertemporal com uso da dimensão temporal argumentou que o *puzzle* desaparece em função do entendimento que o β da Equação 1 não deve ser medida de grau de mobilidade. A relação poupança-investimento, portanto deve dar indícios sobre a solvência ou sustentabilidade de déficits já que se admite como hipótese a existência de mobilidade de capital entre nações.

Em Rocha (2005) a busca é por considerar a heterogeneidade entre nações, a dependência entre *cross-section* para dar luz ao que a autora chama de “*other puzzle*” fazendo alusão ao baixo coeficiente para países em desenvolvimento conforme encontrou Dooley *et al* (1987). A releitura da relação de Feldstein e Horioka (1980) passa pela reavaliação do método que, segundo Rocha (2005), os estimadores para dados em painel são os mais indicados principalmente por possibilitar o controle de efeitos não observados como o tamanho da economia. Entre esses estimadores, a autora destaca Média de Grupos (MG sigla do inglês *Mean-Group*), como estimador com propriedades que cabem na estimação pretendida. Isso porque o estimador MG permitir a incorporação de heterogeneidade relativa a especificidades do país ao longo da inclinação com intercepto específico.

Com tal crítica, Rocha (2005) realiza investigação empírica com 20 países em desenvolvimento, entre eles Brasil, através de estimadores MG para um sistema SUR (sigla do inglês *Seemingly Unrelated Regressions*) e regressão OLS incluindo médias entre nações no tempo T para captar fatores comuns não observados que revelam a dependência obtida em *cross-section*. Esses pontos, que a autora pretendeu captar, são justificáveis, pois os países da amostra entre 1960 e 1996 passaram por episódios de crises de Balanço de Pagamento, ajustamentos reais e falências. Os resultados de Rocha (2005) revelam que a heterogeneidade e a dependência em *cross-section* quando levadas em consideração, mostram que os países em desenvolvimento tem grau intermediário de mobilidade de capital e que existiu real aumento na integração entre esses países e o resto do mundo nos anos finais da amostra.

Rocha (2006) segue na tentativa de elucidar o *puzzle* para países em desenvolvimento e realiza estudo empírico abordado em Jansen (1996) e Jansen e Schulze (1996) que defendem com seus resultados o modelo de correção de erros como a metodologia

que melhor especifica a correlação poupança investimento. Desta forma, a autora pretende saber o quão enviesado pode se tornar as estimações obtidas caso não se considere os dados na dimensão temporal, com o objetivo de encontrar evidências através da alteração na metodologia empregada até então. Tomando 22 países em desenvolvimento no período de 1960 a 1996, como amostra, a autora realiza seus testes empíricos utilizando versões do modelo de correção de erros e realizando comparações destes com os testes de estacionariedade, cointegração e significância do coeficiente de solvência.

Assim, os resultados em Rocha (2006) reforçam o anterior de que países em desenvolvimento apresentam grau intermediário de mobilidade do capital através da análise da magnitude e significância do coeficiente da relação poupança-investimento. A autora obtém ainda que os modelos de Jansen (1996) e Jansen e Schuzle (1996) não parecem robustos para os países da amostra, apesar de o modelo simples de correção de erros ser bem aplicável. O viés identificado para os países desenvolvidos é eliminado para os em desenvolvimento utilizando-se os dados em Primeira Diferença, que não provoca má especificação do modelo, conforme o critério Feldstein-Horioka. Acredita-se, portanto, que a solvência, determinada pela cointegração das variáveis poupança e investimento domésticos ou a estacionariedade da conta corrente, prova o cumprimento da restrição intertemporal indicando a sustentabilidade dos déficits dos países, conforme resultado obtido em Rocha (2005).

A questão de efeitos específicos dos países da amostra ter muita influência sobre a baixa mobilidade de capital é tratada em Rocha (2007) que, trabalhando com 29 países em desenvolvimento entre 1960 e 1996, incluindo o Brasil, utiliza a metodologia de Painel para captar a relação poupança-investimento. Desta forma, a consideração da heterogeneidade entre nações é fator relevante para a estimação do coeficiente, considerando-o sempre como indicador da solvência do país, conforme Rocha e Zerbini (2004). A metodologia permitiu que efeitos fixos fossem captados ao longo do período. Possibilitou, também, revelar a importância dos ciclos econômicos na estimação do coeficiente quando a autora gerou amostras em subperíodos de tempo.

Melgarejo e Fernandes (2007) estimaram a relação poupança investimento para países da América Latina (incluindo o Brasil) com dados em Painel, com o qual defendem ter conseguido captar efeitos específicos pela dimensão temporal e individual da região. Os autores encontraram que para cada 1% de aumento na taxa de poupança regional há aumento de 0,401% da taxa de investimento da região. Isso representa dizer que existe mobilidade intermediária de capital na América Latina. Os autores defendem que o perfil latino

americano demonstra a abertura ao capital externo em maior quantidade que os países ricos por esses terem menor retorno de capital dada a abundância relativa. Mesmo em subperíodos os autores continuam obtendo alto grau de mobilidade internacional do capital sendo que no período de 1991 a 2000 houve redução, que eles justificam como sendo período de expansão na região latino americana.

Seguindo o proposto em Otto (1992), Senna e Issler (2000) realizam estudo para a mobilidade do capital brasileira no período de 1947 a 1997, de acordo com o modelo intertemporal da conta corrente. Os autores testam as restrições do modelo para os dados do Brasil, com o fim de ter evidências sobre o comportamento suavizador ou não da conta corrente nacional. Para tanto, testam 4 proposições para um modelo bivariado (quais sejam as variáveis conta corrente e produto líquido): i) a estacionariedade da série em nível da conta corrente e a cointegração de seus componente; ii) se a variável produto líquido causa a conta corrente no sentido de Granger; iii) as restrições dos coeficientes do VAR pelo Teste de Wald; iv) a aproximação da variância da conta corrente observada e teórica.

Os resultados em Senna e Issler (2000) apontam a não comprovação de todas as proposições, como a falha em aceitar o teste de Causalidade de Granger. Afirmam que não sendo possível admitir todas as proposições em favor do modelo teórico, é possível “descredenciar parcialmente a plena mobilidade de capitais” (SENNA E ISSLER, 2000, p.522). Interessante destacar que esse resultado contrapõe o encontrado anteriormente para o Brasil no período de 1961 a 1989 em Ghosh e Ostry (1995), com metodologia equivalente¹⁰, que encontra evidências de perfeita mobilidade de capital. O que Senna e Issler (2002) apontam é para a evidência de mobilidade parcial de capital, com indícios de significativo fluxo de capital de curto prazo (capital especulativo), dada a alta variância da conta corrente observada em relação à teórica, conforme encontraram os autores.

Também encontram mobilidade parcial do capital Silva, Triches e Hillbrecht (2009) quando estudam a mobilidade de capital sob a perspectiva da paridade de juros coberta, conforme Frankel (1992). Partindo desse entendimento, os autores estudam o Brasil no período no período de 1990 a 2004, considerando a paridade de juros coberta uma boa medida do grau de integração do mercado financeiro, e conseqüentemente da mobilidade de capitais. Concluem que existe um grau intermediário de mobilidade do capital, ainda que exista alguma forma de controle na entrada do capital, sendo que constataram a redução no grau de mobilidade para o período a partir da segunda metade da década de 1990.

¹⁰ Conforme os próprios autores destacam, apesar de metodologia equivalente, chegaram a resultado diferente ao de Ghosh e Ostry por dispensarem mais cuidados na estimação do modelo com a inclusão da constante.

Silva e Andrade (2007) promoveram estudo sobre a mobilidade de capitais e flutuações da conta corrente baseados no estudo de Bergin e Sheffrin (2000). Teoricamente o estudo de Silva e Andrade (2007) está embasado no modelo intertemporal onde os agentes maximizadores de consumo respondem a choques de produção emprestando ou tomando emprestado no mercado financeiro internacional. Caracteriza-se assim a dinâmica da conta corrente, que responde inversamente aos desvios do produto líquido, e conseqüentemente dá evidências da integração entre o país e o mercado global de capitais.

Como na abordagem de Bergin e Sheffrin (2000), as economias em desenvolvimento como o Brasil, suscetíveis a choques ocorridos em outros países, entende-se como significativo que os movimentos na taxa de câmbio e na taxa real de juros sejam incluídos no modelo. Assim, sobre a economia brasileira no período de 1947-2003, Silva e Andrade (2007) considera esses efeitos, como por exemplo: rearranjo do nível de consumo tendo em vista distanciamento dos juros da taxa ótima ou, substituições intertemporais em função da dinâmica da taxa de câmbio. Seus resultados revelam a não aplicabilidade do modelo de Bergin e Sheffrin (2000) ao caso brasileiro, considerando uma elasticidade de substituição intertemporal inferior a 0,1 (conforme Hall, 1988); mas o modelo não é rejeitado se considerar a elasticidade em torno de 0,59 (segundo Issler e Piqueira, 2000).

Para o modelo que inclui juros e câmbio como não constante, no período em análise, o coeficiente de correlação é baixo ou negativo para diferentes valores de elasticidade, assim, o modelo não aponta a direção das flutuações da conta corrente. Quando Silva e Andrade (2007) trabalham com dados trimestrais entre o primeiro trimestre de 1991 ao primeiro trimestre de 2004 o coeficiente de correlação é alto nos valores de elasticidade não extremamente baixo. As séries obtidas para o modelo básico e para o modelo estendido destoam. A variância dos valores reais para o valor estimado da conta corrente, quando se considera câmbio e juros variantes, é menos volátil se comparada com a variância obtida com o modelo básico. Diante desse resultado os autores concluem que:

Isso revela 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 alocação intertemporal do consumo diante dos choques no produto líquido, na taxa de juros e na taxa de câmbio real (SILVA E ANDRADE, p. 180, 2007).

O trabalho de Silva e Andrade (2007) muito contribui para a verificação de que a mobilidade de capital que o país apresenta não passa pelo excesso quanto mais elementos são

considerados no modelo. Tal constatação abre caminho para que novos efeitos sejam considerados. Assim espera-se que seja possível ter um modelo, para as flutuações da conta corrente e da Equação da mesma à restrição intertemporal, mais próximo da realidade. Nesse sentido o presente trabalho pretende contribuir para a investigação da mobilidade de capital no Brasil no período de 1970 a 2007.

Utilizando a abordagem de Equilíbrio Intertemporal da conta corrente¹¹ e, portanto assumindo a suavização do consumo doméstico como forma de manutenção do equilíbrio através das flutuações da Conta Corrente, pretende-se implementar investigação sobre o grau de mobilidade internacional do capital para o Brasil. Nesse *benchmark*, a conta corrente é representa a troca no tempo como define Obstfeld e Rogoff (1996b):

A country's current account balance over a period is the change in the value of its net claims on the rest of the world – the change in its net foreign assets. [...] The current account balance is said to be in surplus if positive, so that the economy as a whole is lending, and in deficit if negative, so that the economy is borrowing (Obstfeld e Rogoff, 1996b p. 5).

Sob a hipótese de suavização do consumo a visão da mobilidade do capital é diferenciada daquela tratada em Feldstein e Horioka (1980), nesse caso, não é obrigatória a existência de estrita relação entre correlação poupança-investimento e a mobilidade internacional de capitais, ou seja, o alto valor do coeficiente β da Equação 1 pode coexistir com o alto grau de mobilidade. Para este trabalho ao modelo de Equilíbrio Intertemporal da Conta Corrente são adicionados os termos de troca do país como empregou Huang (2010). Desta forma, as perturbações dos termos de troca por fatores externos e internos poderão ter influência sobre a Conta Corrente assim como os tradicionais choques de produção, investimento, produto agregado e gastos do governo. Sendo significativos os choques dos termos de troca sobre a conta corrente os resultados em relação ao grau de mobilidade podem ser erroneamente estimados.

A esse modelo de referência obtido é agregada a restrição de liquidez, canal que irá definir a mobilidade de capital no país. Esse item torna-se importante no modelo quando se depara com as flutuações da liquidez internacional a qual o país atravessou no período em análise. Caso não haja mobilidade, prevalece a restrição à liquidez e a conta corrente não segue a hipótese de amortização do consumo. Na outra ponta, caso exista mobilidade perfeita a conta corrente funciona perfeitamente como suavizadora de consumo diante de choques, já que não ocorre restrição à liquidez. No caso intermediário, ocorre que a relação entre

¹¹Na seção seguinte todo o modelo será desenvolvido.

movimentos da conta corrente e choques é parcial e, esta relação dará ao grau de mobilidade internacional que ocorre no país, assumindo que algum nível de restrição de liquidez ocorre em relação ao país.

Entre os pontos positivos do modelo há de se destacar a inclusão de variações nos termos de troca e taxa real de juros mundiais o que pode aproximar o modelo do comportamento real, considerando que o câmbio pode ter sido influenciado pelos controles da política cambial brasileira no período. Além disso, é possível considerar algum grau de restrição à liquidez de capital, o que ocorreu com o Brasil em algum momento do período 1970-2007. Entre os pontos que ainda podem ser melhorados destaca-se a hipótese de perfeita previsão dos agentes e a circulação de ativos livres de risco. Apesar destes, o trabalho pretende contribuir na investigação da mobilidade de capital no país e que poderá auxiliar em futuros trabalhos na busca por melhor adequação dos modelos à dinâmica da economia brasileira.

3 O MODELO INTERTEMPORAL DA CONTA CORRENTE

O modelo estocástico intertemporal da conta corrente pressupõe um agente representativo tomando decisão sob incerteza num horizonte infinito de tempo. Esse agente é parte de uma pequena economia que produz um bem transacionável com as demais economias, e absorve a produção dos demais países, especializados na produção de diferentes produtos. Desta forma, o seu consumo total da economia no tempo t é a soma do consumo de importados ($C_{m,t}$) e o de produtos domésticos ($C_{x,t}$). O agente representativo, formador de expectativas racionais, avalia todas as informações da economia no tempo em que se encontra, ou seja, novas informações em t podem ser reavaliadas exceto em períodos anteriores a t . Nesse caso, as previsões feitas para o futuro não são necessariamente corretas quanto aos eventos, mas são não viesadas, e o erro não é correlacionado com a informação passada, a qual a previsão está condicionada. Portanto, esse agente representativo toma suas decisões com base em expectativas futuras, dada a incerteza existente.

O indivíduo otimiza o valor esperado da utilidade de sua vida que é representada pela Equação 4:

$$U_t = E_t\{\sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(C_s^*)\} \quad (4)$$

onde U_t é o valor esperado da utilidade de toda a vida do indivíduo; $E_t\{\cdot\}$ é o operador de esperança condicionada às informações disponíveis em t ; β é o fator de desconto que indica a preferência no tempo, medindo a impaciência do indivíduo ao consumo; s e t indicadores de tempo no intervalo $[1, \infty]$; $u(C_s^*)$ é a utilidade do indivíduo em s , função do consumo total C_s^* em s .

A função de utilidade do indivíduo em s deve ter as seguintes propriedades matemáticas: estritamente crescente, estritamente côncava, e no limite a utilidade marginal tende ao infinito quando o consumo é zero. Dito de outra forma a utilidade marginal do consumo é positiva e crescente à taxa decrescente, além disso, em cada s existirá consumo diferente de zero. A função utilidade que atende às propriedades acima, e será considerada no presente trabalho, como em Huang (2010), é:

$$u(C_{m,s}; C_{x,s}) = \frac{1}{1-1/\sigma} (C_{m,s}^\alpha \cdot C_{x,s}^{1-\alpha})^{1-1/\sigma} \quad (5)$$

O σ é a elasticidade intertemporal de substituição que representa o efeito da taxa de juros sobre a alocação do consumo no tempo sendo que, para o presente trabalho, é considerado constante (utilidade isoelástica). A elasticidade pode assumir valores maiores que zero, porém diferente de 1, sendo que quanto maior seu valor, maior a sensibilidade do consumo às variações na taxa de juros. Já o α , é a proporção de consumo do indivíduo que é designado a produtos importados assumindo valor no intervalo $]0,1[$ de forma que o consumo total em s é sempre composto de bens doméstico e importado. Considerando o consumo em termos dos bens importados, tem-se $C_s = C_{m,s} + P_s \cdot C_{x,s}$ onde P_s é o termo de troca em s .

O indivíduo ao maximizar sua utilidade intertemporal deve se sujeitar à Restrição Orçamentária que lhe é imposta. Essa restrição está representada na Equação 6:

$$B_{t+1} = (1 + r_{t+1})[B_t + P_t NO_t - (C_{m,t} + P_t C_{x,t})] \quad (6)$$

onde B é o estoque de ativo líquido do país¹² no período indicado; r é a taxa real de juros mundial, NO é o produto líquido da economia definido como a diferença entre produto interno e a soma de investimento e consumo do governo. A Equação 6 representa o movimento do estoque de ativo externo líquido do país em termos dos preços dos bens importados.

Nesse momento, é conveniente definir o conceito de conta corrente (CA) que é representada pela igualdade $CA_t = B_{t+1} - B_t$, e indica a variação do estoque de ativo/passivo externo entre o final e o início de um período. Assim um país superavitário em seu balanço de conta corrente significa que está acumulando ativo externo como prestador. Já o déficit representa uma economia tomadora de empréstimo. Esse destaque da definição de CA é importante para diferenciar o tradicional entendimento de que CA é resultado líquido das exportações e importações brutas. Portanto, vendo a Equação 6, a CA expressa a diferença entre a renda gerada e todas as despesas da economia.

O modelo também considera a hipótese *non-Ponzi game*, ou seja, não há como o agente se endividar infinitamente à custa da poupança dos demais indivíduos estrangeiros. Isso é expresso pela Equação 2, $(\lim_{T \rightarrow \infty} [(\frac{1}{1+r})^T B_{t+T+1}] = 0)$ já apresentada, informando que no infinito o estoque de passivo externo é zero. Com essa condição, o consumo de toda a vida do indivíduo não excederá a sua restrição orçamentária. Ou seja, em algum momento o

¹² Convém esclarecer que o agente representativo é a população do país. Ou seja, a maximização da utilidade desse indivíduo representa o comportamento da nação que tem um habitante.

indivíduo realizará um esforço para o pagamento de passivo, com algum sacrifício de consumo. Dadas as suposições sobre o agente representativo, seu problema de maximização é:

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

Sabendo que C_s^* é composição do consumo em importado e doméstico e que a soma desses dois é igual ao consumo total então se obtém como solução do problema acima:

$$E_t \left[\beta^\sigma (1 + r_{t+1})^\sigma \left(\frac{C_t}{C_{t+1}} \right) \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right)^{(\sigma-1)(1-\alpha)} \right] = 1 \quad (7)$$

A Equação 7, cuja obtenção pode ser verificada no Anexo A, é conhecida como Equação de Euler e representa o caminho de crescimento equilibrado do consumo dependente não apenas da taxa de juros mundial, mas também das mudanças esperadas nos termos de troca. Para tal Equação, passando pela log-linearização, cujo detalhamento está no Anexo A, e considerando:

- i) $\Delta c_{t+1} = \ln C_{t+1} - \ln C_t$;
- ii) $\Delta p_{t+1} = \ln P_{t+1} - \ln P_t$;
- iii) $\ln(1 + r_{t+1}) \approx r_{t+1}$; e
- iv) $\mu = \ln \beta^\sigma$;

tem-se: $\mu + \sigma E_t(1 + r_{t+1}) - E_t \Delta c_{t+1} - (\sigma - 1)(1 - \alpha) E_t \Delta p_{t+1} = 0$. Então:

$$E_t \Delta c_{t+1} = \mu + \sigma E(1 + r_{t+1}) - (\sigma - 1)(1 - \alpha) E \Delta p_{t+1} \quad (8)$$

A Equação 8 é a representação log-linearizada da Equação de Euler, que resolve o problema do agente representativo. Entretanto, essa Equação não conclui sobre o comportamento da conta corrente (CA). Para compreender a dinâmica da CA há de se considerar a condição *non-Ponzi game* e a Restrição Orçamentária, conforme descrito na Equação 9 abaixo:

$$E_t \{ \sum_{i=0}^{\infty} R_{t+i} C_{t+i} \} = E_t \{ \sum_{i=0}^{\infty} R_{t+i} P_{t+i} N O_{t+i} \} + B_t \quad (9)$$

onde $R_{t+i} = 1/\prod_{j=1}^i(1+r_{t+j})$. A Equação 9 mostra que o valor presente esperado do consumo de toda a vida do indivíduo deve ser igual ao valor presente de todo o produto líquido da economia no mesmo período somado ao passivo estrangeiro líquido corrente. Essa Equação respeita a condição de transversalidade, Equação 2 ($\lim_{T \rightarrow \infty} [(\frac{1}{1+r})^T B_{t+T+1}] = 0$), garantindo que não haverá eterno devedor ou prestador.

Para a análise que se pretende neste trabalho é necessário aplicar técnica que proporcione análise mais detalhada do movimento desse consumo. Para tanto, utiliza-se a mesma aplicada por Campbell e Mankiw (1990), Huang e Lin (1993) e Bergin e Shenfield (2000) onde a função da conta corrente é obtida a partir da log-linearização da restrição orçamentária intertemporal (Equação 9), que resulta na aproximação linear da relação entre as variáveis. Fazendo as transformações necessárias, obtém-se que:

$$\begin{aligned} ca_t &= p_t + no_t - \frac{1}{\Omega} c_t + \left(\frac{1-\Omega}{\Omega}\right) b_t \\ &= -E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \left\{ \Delta no_{t+j} + \frac{1-\Omega-\sigma}{\Omega} r_{t+j} + \left[\left(1 - \frac{(1-\alpha)(1-\sigma)}{\Omega}\right) \Delta p_{t+j} \right] \right\} \end{aligned} \quad (10)$$

Essa é a Equação log-linearizada da conta corrente ca_t .¹³ Ela mostra que a conta corrente antecipa as alterações futuras no produto líquido e termos de troca. Assim como no modelo de renda permanente tratado em Campbell (1987), a economia terá um comportamento diferenciado quanto a expectativas futuras. Diante da mobilidade perfeita do capital, a economia poupa se a expectativa futura é de resultado ruim, logo aumentos temporários no produto líquido (Δno_t) ou termos de troca (Δp_t) elevam a conta corrente, pois, sendo temporária, a redução dos mesmos é certa no futuro. Já as mudanças permanentes pouco afetam a conta corrente já que mudanças futuras não são aguardadas. Para ser efetiva essa análise espera-se Ω esteja próximo de 1 para que seja positivo o valor de $1 - [(1-\alpha)(1-\sigma)/\Omega]$.

A taxa mundial esperada de juros reais também tem influência sobre a conta corrente. Nesse caso, observam-se duas vias para isso ocorrer e são conhecidos como efeito de substituição intertemporal e efeito renda que estão presentes no coeficiente $(1-\Omega-\sigma)/\Omega$. O parâmetro σ é a elasticidade de substituição intertemporal presente na função de utilidade do agente representativo. A presença desse parâmetro indica que aumento

¹³Para detalhes da obtenção da Equação log-linearizada, ver Anexo B.

esperado na taxa de juros real provoca o aumento na conta corrente através da substituição intertemporal, que será tanto maior quanto maior a elasticidade (tudo o mais constante). O outro canal pelo qual a taxa real de juros esperada afeta a conta corrente é o efeito riqueza pela medida $1 - \Omega$. Como hipótese anterior é $B_t > 0$ (estoque positivo de ativo externo líquido) então $1 - \Omega$ é maior que zero, e isso tem efeito em direção oposta a da expectativa de juros reais sobre a conta corrente da economia. Ou seja, através do efeito renda, aumento da taxa real de juros esperada reduz a conta corrente devido a um aumento no consumo corrente. Mas se o país for real devedor, isto é, estoque negativo de ativo externo líquido ($B_t < 0$), $1 - \Omega < 0$ o que inverte a direção do efeito juros sobre a conta corrente, e é o que ocorre no caso brasileiro.

Essa dinâmica da *CA* frente a mudanças nos juros, termos de troca e produto líquido corresponde ao comportamento de uma economia pequena sob perfeita mobilidade de capital. Huang (2010), para encontrar uma equação geral que capte inclusive a imperfeição da mobilidade internacional do capital, desenvolve a Equação 10 para três casos. Para o Caso 1, quando se trata de mobilidade perfeita do capital tem-se:

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

$$\frac{1}{\Omega} c_t^p = E_t \left\{ \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j x_{t+j} \right\} + p_t + no_t + \frac{1 - \Omega}{\Omega} b_t \quad (11)$$

considerando-se $x_t = \Delta no_t + ((1 - \Omega - \sigma) / \Omega) r_t + [1 - ((1 - \alpha)(1 - \Omega) / \Omega)] \Delta p_t$, e c_t^p o consumo total, sendo que o sobre escrito p indica o consumo em perfeita mobilidade do capital. A Equação 11 representa então o consumo do país onde existe perfeita mobilidade de capital e conseqüentemente a conta corrente funciona exatamente como diz o modelo: suavizadora de consumo.

No Caso 2, quando se trata do outro extremo em que o capital é totalmente imóvel ocorre que o consumo desse país não é mais que a soma do produto líquido e os juros correntes de ativos externos líquidos ($C_t = P_t NO_t + r_{t+1} B_t$), que log-linearizada é:

$$\frac{1}{\Omega} c_t^i = p_t + no_t + \frac{1 - \Omega}{\Omega} b_t \quad (12)$$

considerando-se c_t^i o consumo total sendo que o sobre escrito i indica o consumo em caso de imobilidade do capital.

Já no Caso 3, para tratar a mobilidade imperfeita do capital, ou seja, quando existe algum nível de mobilidade entre os extremos mostrados nos casos anteriores, e que é medido por λ . Então, o consumo da economia é parte do caso do consumo perfeita mobilidade, com peso λ e parte do caso de capital imóvel, com peso $1 - \lambda$:

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

Sendo a conta corrente dessa economia em imperfeita mobilidade do capital:

$$ca_t = -\lambda E_t \left\{ \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j x_{t+j} \right\} \quad (13)$$

O Caso 3 é aquele que interessa para este trabalho onde $\lambda \in]0,1[$ representa o grau de mobilidade do capital internacional (se $\lambda = 0$ configura-se o caso 2, e para $\lambda = 1$ tem-se o caso 1). Seguindo Shibata e Shintani (1998) e Huang (2010) esse termo representa a disposição da economia interna em participar do mercado mundial. Esse comportamento tem o fim de suavizar o consumo da economia doméstica, ao longo do tempo. Assim, a conta corrente tende a ser negativa quanto se espera o fluxo monetário líquido cresça. A Equação 13 implica numa conta corrente teórica $E_t \left\{ \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j x_{t+j} \right\}$ sob perfeita mobilidade de capital internacional e, λ pode ser entendido como o parâmetro que capta a volatilidade da conta corrente atual. Dito de outra forma quanto mais próximo de 1 o valor de λ , pode-se afirmar que maior é a utilização da conta corrente, por esse país, como suavizadora do consumo ao longo do tempo.

Em resumo, o modelo permite conhecer a série teórica da conta corrente suavizadora de consumo que considera as hipóteses inclusive a de mobilidade perfeita do capital. Nesse ponto, essa abordagem se diferencia da empregada por Feldstein e Horioka (1980), pois o conhecimento dessa série teórica da conta corrente não é conflitante com a hipótese de mobilidade perfeita e pode ser comparada com a série real observada e se estabelecer a relação entre elas. Sendo assim, o valor de λ tem poder informativo interessante sobre a mobilidade de capital do país, pois possibilita a análise da conta corrente real e da conta corrente teórica. A metodologia utilizada para encontrar o λ será descrito na próxima seção.

4 METODOLOGIA DE PESQUISA E DADOS

Essa seção é subdividida em três partes, sendo duas para melhor compreensão da metodologia que auxilia o alcance dos objetivos listados, e uma para a apresentação dos dados. Na primeira parte destaca-se a metodologia de Variável Instrumental (IV), que possibilitará mensurar o grau de mobilidade do capital para o Brasil no período de 1970 a 2007, pela estimativa do parâmetro λ da Equação 13. Será possível encontrar a magnitude e significância dos coeficientes do modelo que relaciona linearmente a conta corrente com as variáveis explicativas (o produto líquido, a taxa real de juros externa, e termos de troca). Na subseção seguinte é dado destaque à metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR) que permitirá analisar o comportamento das expectativas com relação às variáveis e gerar a série teórica da Conta Corrente e fazer as análises em torno da série observada. Na última seção são descritos os dados que compõem a amostra para este trabalho.

4.1 EQUAÇÃO LINEAR SIMPLES – O MÉTODO VARIÁVEL INSTRUMENTAL

Para a estimação de λ , que representa o grau de mobilidade de capital da economia, toma-se a Equação 13 $[ca_t = -\lambda E_t\{\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j x_{t+j}\}]$ e, subtraindo ambos os lados por $\frac{1}{\rho} ca_{t-1}$ obtém-se:

$$ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1} = \lambda x_t - \lambda \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (E_t - E_{t-1}) x_{t+j}$$

Considerando-se a 2ª parcela do lado direito da igualdade um termo de erro ε_t , que capta as revisões das expectativas futuras que não eram possíveis de serem avaliadas em $t - 1$ e, sabendo que $x_t = \Delta no_t + \frac{1-\Omega-\sigma}{\Omega} r_t + \left[1 - \frac{(1-\alpha)(1-\Omega)}{\Omega}\right] \Delta p_t$, tem-se que:

$$ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1} = \lambda \left\{ \Delta no_t + \frac{1-\Omega-\sigma}{\Omega} r_t + \left[1 - \frac{(1-\alpha)(1-\Omega)}{\Omega}\right] \Delta p_t \right\} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Reescrevendo a Equação 14 e considerando $\eta = \lambda \frac{1-\Omega-\sigma}{\Omega}$; e $\theta = \lambda \left[1 - \frac{(1-\sigma)(1-\alpha)}{\Omega}\right]$, têm-se:

$$ca_t - \frac{1}{\rho}ca_{t-1} = \lambda\Delta no_t + \eta r_t + \theta\Delta p_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

A Equação 15 possibilita que λ seja estimado diretamente da relação entre “quase diferença da conta corrente” e as variações do produto líquido, controlando os termos de troca da economia, e a taxa real de juros internacional. A proposta é incluir gradativamente as variáveis termos de troca e taxa de juros reais internacionais, com o fim de avaliar a importância das mesmas na explicação dos movimentos da conta corrente. Portanto, considera-se 3 modelos a estimar:

$$\text{Modelo 1 - } ca_t - \frac{1}{\rho}ca_{t-1} = \mu + \lambda\Delta no_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 2 - } ca_t - \frac{1}{\rho}ca_{t-1} = \mu + \lambda\Delta no_t + \theta\Delta p_t + \varepsilon_t$$

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

Parte-se do Modelo 1 mais simples, com apenas a variação do produto líquido, avançando com a inclusão da variação dos termos de troca, no Modelo 2, e chegando ao modelo completo que inclui variação do produto líquido, variação dos termos de troca e taxa mundial de juros. Desta forma, espera-se a captar a relevância das variáveis $\Delta p_t r_t$ para explicar a conta corrente, assim como encontrar a significância e magnitude do grau de mobilidade capital (λ).

Observando-se a composição do termo de erro (ε_t), pela Equação 15, o vetor de variáveis explicativas $X_t = [\Delta no_t \Delta p_t r_t]$ é correlacionado com o termo de erro $\varepsilon_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (E_t - E_{t-1})x_{t+j}$. Nesse caso, a estimação das equações não sugere a regressão por OLS, que viesariam as estimativas dos parâmetros (λ, θ e η) já que uma das suas hipóteses é exogeneidade das explicativas. A Hipótese necessária à consistência do OLS é que o termo de erro não seja correlacionado com os regressores, isto é, $E_t(\varepsilon_t/X_t) = 0$, o que para o modelo em questão representa $E_t(\varepsilon_t/\Delta no_t) = 0$; $E_t(\varepsilon_t/\Delta p_t) = 0$; $E_t(\varepsilon_t/r_t) = 0$. A falha desta hipótese leva a não possibilidade interpretação causal do modelo estimado. Caso a relação entre termo de erro e a explicativa seja diferente de zero, ocorre a endogeneidade para a qual a estimação com Variável Instrumental (IV) é amplamente utilizado.

O método IV propõe encontrar um instrumento, ou um conjunto, Z que atenda às seguintes condições:

- i) $Cov(ZX) \neq 0$,
- ii) $Cov(\varepsilon Z) = 0$.

Ou seja, o instrumento deve ser correlacionado com a variável endógena e não correlacionado com o termo de erro da equação. Desta forma, a metodologia de Variável Instrumental permite contornar a limitação de endogeneidade, não aceita no método OLS, desde que os instrumentos escolhidos sejam correlacionados com a variável explicativa (causadora da endogeneidade), mas não com o termo de erro da equação. Portanto, propõe-se o uso do vetor de candidatos a instrumentos $Z_{t-i} = [\Delta no_{t-i} \Delta p_{t-i} r_{t-i} ca_{t-i}]$, que é teoricamente válido, já que $Cov(\varepsilon_t, Z_{t-i}) = 0$, dada a hipótese de expectativas racionais.

O método consiste em dois estágios, sendo que o primeiro é regredir as variáveis endógenas contra os instrumentos, de forma que se obtenha série estimada que não tenha correlação com o termo de erro da Equação 15. E, o segundo estágio é utilizar a série gerada no primeiro estágio para obter a equação principal. No caso dos Modelos 1e 2, dados pelas equações acima, os instrumentos sugeridos são $Z_{t-i} = [\Delta no_{t-i} \Delta p_{t-i} ca_{t-i}]$, já para o Modelo 3, o vetor de instrumentos é: $Z_{t-i} = [\Delta no_{t-i} \Delta p_{t-i} r_{t-i} ca_{t-i}]$. O indicador i especifica o *lag* de defasagem em que os instrumentos serão usados. A determinação deste dependerá do melhor grau de ajustamento obtido, representado pelo R^2 Ajustado, após os resultados do segundo estágio. Por esta metodologia, será possível verificar como a variação da conta corrente é influenciada pelo produto líquido termos de troca e taxa de juros. A partir da magnitude e significância do parâmetro λ é possível avaliar se a conta corrente se comportou como suavizadora de consumo, respeitando a hipótese intertemporal.

Considerando-se que para os três Modelos propostos o número de instrumentos é superior ao número de variáveis endógenas cabe que seja aplicado um teste que avalie a hipótese de restrição de sobre-identificação do modelo. O Teste LM consiste em regredir por OLS os resíduos estimados após o método de Variável Instrumental contra os instrumentos utilizados, sendo a estatística de teste o produto do R^2 , obtido pelo OLS, com o tamanho da amostra N . Esta estatística segue a distribuição χ^2 com graus de liberdade igual ao número de instrumentos menos 1. A hipótese nula é de instrumentos válidos, ou seja, não correlacionados como termo de erro [$E(\varepsilon Z) = 0$]. A rejeição da hipótese nula coloca dúvidas sobre a utilização dos instrumentos selecionados apontando para um modelo falho, ou endogeneidade dos mesmos (CAMERON E TRIVEDI, 2005; WOOLDRIGE, 2002).

4.2 VETOR AUTORREGRESSIVO

Como proposto em Ghosh (1995) a medida do grau de mobilidade internacional do capital deve ser obtida pela volatilidade da conta corrente. Desta forma, a construção da conta corrente teórica é necessária para que seja confrontada com a observada. Seguindo Campbell (1987) e Campbell e Shiller (1987), a Equação 13 $[ca_t = -\lambda E_t\{\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j x_{t+j}\}]$ da conta corrente é função do valor presente dos valores futuros esperados do produto líquido, dos termos de troca e da taxa real de juros internacional; e pode ser reescrita como:

$$ca_t = -E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (\lambda \Delta no_{t+i} + \eta r_{t+i} + \theta \Delta p_{t+i}) \quad (16)$$

A Equação 16 revela que o produto líquido futuro esperado movimenta a conta corrente em sentido contrário, desde que $\lambda > 0$. Esse movimento representa a suavização do consumo: se a previsão futura é de queda no produto líquido o indivíduo prefere reduzir seu consumo atual voltando-se para a compra de ativos externos, elevando, portanto, sua conta corrente (“*save for raining days*”). Mas a Equação 16 também revela que previsão de aumento na taxa real de juros internacional, bem como a redução das expectativas futuras dos termos de troca, elevam a conta corrente, afinal espera-se $\eta < 0$ e $\theta > 0$. Nesses dois casos de revisão das expectativas, tudo o mais constante, o agente é levado a reduzir seu consumo aumentando sua posse de ativos externos.

A metodologia de Vetor Autorregressivo (VAR) permitirá conhecer a melhor previsão para as futuras variações das variáveis e, portanto obter o comportamento da conta corrente. Considerando o vetor $Y_t = [ca_t \Delta no_t r_t \Delta p_t]'$, essa metodologia permitirá construir a série teórica da conta corrente, consistente com a previsão dos indivíduos, sob a hipótese nula da Equação 16. Sabendo que:

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

onde $a_{ij}(L)$ é polinômio no operador de defasagem L e e_{it} são os erros de previsão. Sendo o conjunto de informação do agente em t limitado às informações obtidas até $t - 1$, pode-se colocar no formato de um VAR:

$$Y_t = AY_{t-1} + e_t \quad (17)$$

Onde A é matriz *companion* de ordem $pn \times pn$, onde n é o número de variáveis do vetor, que neste caso são 4, p a ordem do VAR, e_t é o vetor de termos de erro ($pn \times 1$). Para qualquer tempo a frente de t , por exemplo, $t + i$, tem-se que a ótima previsão de Y_{t+i} dado o conjunto de informação até t H_t será dada por: $E_t[Y_{t+i}/H_t] = A^i Y_t$. Logo a Equação 16 poderá ser reescrita¹⁴:

$$ca_t^* = \sum_{i=1}^{\infty} -(\gamma_2\lambda + \gamma_3\eta + \gamma_4\theta)\rho^i A^i Y_t \quad (18)$$

Onde γ_j é o vetor $1 \times np$ com todos os elementos iguais a zero exceto pelo j -ésimo que é igual a 1. Sendo $0 < \rho < 1$, a estacionariedade das variáveis no VAR garante que:

$$ca_t^* = -(\gamma_2\lambda + \gamma_3\eta + \gamma_4\theta)\rho A(I - \rho A)^{-1} Y_t \quad (19)$$

$$ca_t^* = -k Y_t \quad (20)$$

As Equações 18, 19 e 20 representam a conta corrente teórica (ca_t^*) conhecendo os parâmetros λ , η , θ , ρ e os coeficientes da matriz A , de forma que as hipóteses consideradas pelo modelo descrito anteriormente, estejam presentes. Desconsiderando o erro, a conta corrente atual poderá igualar-se a teórica desde que $-k_{1 \times np} = [1 \ 0 \ \dots \ 0]$. Observando a volatilidade da conta corrente real, representada por sua variância, junto com a conta corrente construída¹⁵ será possível ter indícios sobre o a mobilidade de capital internacional. Como afirma Ghosh (1995) esse método que privilegia a análise da variância da conta corrente é preferível à análise da correlação poupança-investimento de Feldstein e Horioka (1980), dado que questões econométricas, como a possibilidade de não estacionariedade dessas variáveis ou a cointegração dessas, podem ser tratadas. Para o modelo intertemporal, a conta corrente poderá ser estacionária mesmo que as séries de poupança e investimento não sejam.

¹⁴ Para detalhes, ver Anexo E.

¹⁵ Para evitar enganos, sempre que se tratar de conta corrente teórica fala-se da conta resultante da melhor previsão dos agentes, dada pela Equação 20 $ca_t^* = -k Y_t$, e quando se falar em conta corrente construída, real ou observada, refere-se àquela obtida pela Equação 10 $ca_t = p_t + no_t - \frac{1}{\Omega} c_t + \left(\frac{1-\Omega}{\Omega}\right) b_t$.

Assumir a Equação 18 significa evidenciar uma economia aberta em que a conta corrente suaviza o consumo do indivíduo maximizador da utilidade de toda a sua vida. Isso é possível, pois eventos não antecipados levariam a superávits ou déficits na conta corrente, devido ao movimento do país em emprestar ou tomar emprestado no mercado de capitais internacionais através da variação no consumo doméstico. A Equação revela a expectativa futura do agente em torno das variáveis, dada a informação disponível. Na Equação 20, o k , que sintetiza $k = (\gamma_2\lambda + \gamma_3\eta + \gamma_4\theta)\rho A(I - \rho A)^{-1}$, é um vetor linha (de ordem $1 \times np$) que capta as previsões em relação às variáveis do vetor Y_t para a formação da conta corrente teórica.

Implicação decorrente da Equação 16 $[ca_t = -E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (\lambda \Delta no_{t+i} + \eta r_{t+i} + \theta \Delta p_{t+i})]$ é que a conta corrente (ca_t) é causada por variações no produto líquido (Δno_{t+i}), na taxa de juros (r_{t+i}), e nos termos de troca (Δp_{t+i}). Ou seja, mais informações disponíveis aos agentes sobre mudanças futuras nesses variáveis irão ter impacto sobre a conta corrente. Tal relação corresponde à hipótese de “*saving for a raining day*” em Campbell (1997), onde o autor pesquisa o comportamento da poupança frente à expectativa futura de alterações na renda do trabalho. Para o modelo intertemporal aqui proposto, com a composição da conta corrente obtida pela Equação 10 $[ca_t = p_t + no_t - \frac{1}{\Omega} c_t + (\frac{1-\Omega}{\Omega}) b_t]$, isso representa considerar que as variáveis no_t, p_t, c_t, b_t são cointegradas com o vetor de cointegração $[1, 1, -1/\Omega, (1 - \Omega)/\Omega]$. Essa afirmação pode ser verdadeira apenas se essas variáveis têm raiz unitária, mas não essa não é condição única.

A fim de verificar a estacionariedade das séries aplica-se Testes de Raiz Unitária, sendo possível afirmar se as raízes do polinômio Autorregressivo estão sob o círculo unitário. Três testes são propostos neste trabalho para a realização do Teste de Raiz Unitária das séries. O primeiro é o teste ADF (DICKEY e FULLER, 1979) que testa os desvios de uma variável x_t de sua média. Para tanto, x_t é regredido contra variáveis autorregressivas tantas quantas forem necessárias de forma que os resíduos sejam um ruído branco, ou seja, conhece-se a ordem do modelo a partir do qual é possível gerar uma estatística de teste. O número de *lags* para as variáveis autorregressivas será determinado pelo critério que determina o *lag* pelo inteiro do resultado da operação: $12 * (N/100)^{1/4}$, onde N é o tamanho da amostra, que é igual a 38.

O segundo teste é o proposto por Elliott, Rothenberg e Stock (1996) que, também testando a mesma Hipótese nula, entretanto, diferencia-se por transformar a série pelo método de *Generalized Least Square* (GLS) antes de efetuar o teste. Os autores concluíram que esse

procedimento eleva o poder do teste de Dickey e Fuller (1979) e seus sucessores. O *lag* é determinado pelo mesmo método de seleção descrito acima. Já o terceiro é o teste Ng e Perron (2001) que implementam modificações no teste de Phillips e Perron (1988), utilizando o procedimento de Elliott, Rothenberg e Stock (1996), e apresentam três estatísticas a serem testadas. Os três testes têm a Hipótese Nula de Raiz Unitária contra a Alternativa de um processo estacionário com constante e sem tendência. Sendo que não se rejeita a Hipótese Nula caso a estatística de teste obtida pela regressão seja superior ao valor da estatística de teste encontrada em Tabelas específicas.

4.3 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Os dados são anuais no período de 1970 a 2007 coletados secundariamente nas bases do Banco Mundial, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), e em Lane e Milesi-Ferretti (2012). O produto líquido foi obtido pela diferença entre o Produto Interno Bruto (PIB) e a resultante da soma de investimento e gastos do governo. Essas três variáveis, obtidas na base de dados do Banco Mundial, estão em dólares a preços constantes de 2000. Os gastos do governo são despesas de consumo final incluindo todas as despesas correntes do governo com pessoal, bens e serviços, e gastos com defesa e segurança nacional, exceto gastos militares. O investimento é a formação bruta de capital fixo, e inclui melhoramentos de terrenos instalações, maquinaria e compras de equipamentos e, construções de estradas, ferrovias, e escolas, por exemplo. O PIB é a soma do valor adicionado bruto de todos os produtores residentes na economia mais os impostos de produtos e menos quaisquer subsídios não incluídos no valor dos produtos.

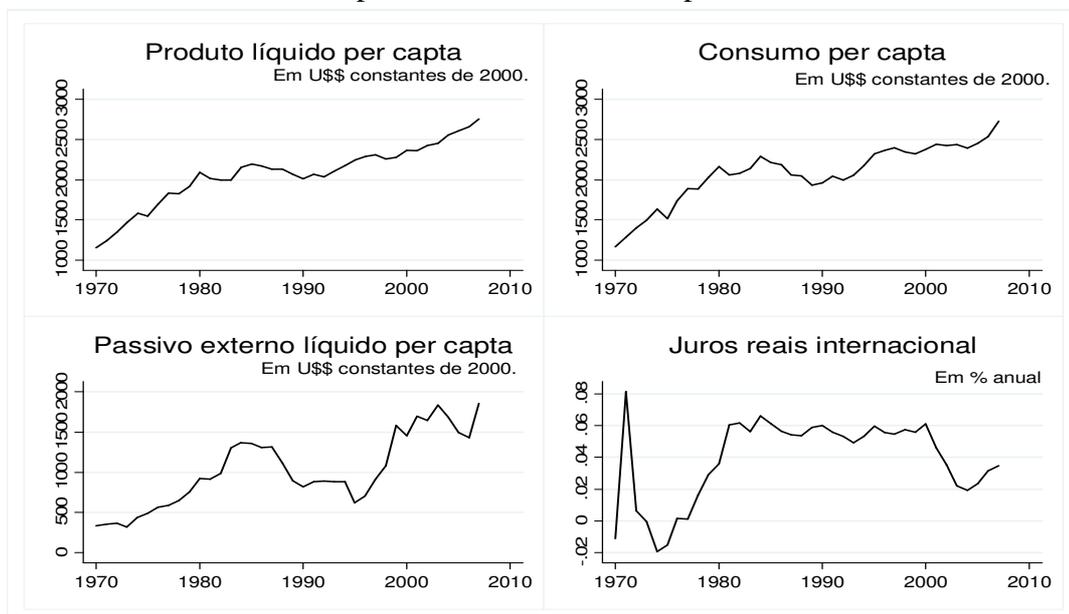
A série da taxa real de juros internacional foi construída, conforme Barro e Sala-i-Martin (1990) e Huang (2010). Para cada ano, essa série constitui-se de uma média da taxa real de juros de cada um dos países do G-7 (Alemanha, Canadá, França, Itália, Japão, Reino Unido e Estados Unidos) ponderada pela participação de cada país no total do PIB do G-7. A taxa real de juros é a taxa anual de empréstimos ajustada pelo deflator do PIB. Já a série de consumo das famílias refere-se às despesas (em valores constantes de 2000) com de bens e serviços, inclusive duráveis, realizada pelas famílias. A partir desta variável obtém-se o consumo *per capita*, dividindo-se o consumo das famílias pelas estimativas para população. Essas três séries (taxa de juros, consumo e estimativa populacional), bem como a taxa de

crescimento anual do consumo *per capita* do período, foram obtidas na base do Banco Mundial.

Os dados para o ativo externo líquido foram obtidos em Lane e Milesi-Ferretti (2012). Esses autores reuniram dados sobre passivo e ativo externo de 145 países, entre eles o Brasil, que publicam estimativas desses dados de acordo com metodologia do Fundo Monetário Internacional (FMI). O ativo externo líquido de um país é resultado da diferença entre os ativos em suas contas Investimento Direto Externo, Ações em Carteira, Títulos da Dívida, Derivativos e Reservas Oficiais, e os passivos dessas mesmas contas. Para o caso brasileiro, no período de 1970 a 2007, o ativo externo líquido foi negativo, evidenciando que o país, nesse período, apresentou mais passivo que ativo externo, ou seja, o Brasil possui passivo externo líquido.

O comportamento das séries descritas até o momento está representado na FIGURA 2. Para as séries Produto Líquido, Consumo Privado e Passivo Externo Líquido, considerou-se os valores *per capita*, dividindo os valores totais anuais pela população, obtido junto ao Banco Mundial, e que apresenta uma média anual do total de residentes no país independente de sua nacionalidade.

FIGURA 2 – Comportamento das séries no período de 1970-2007



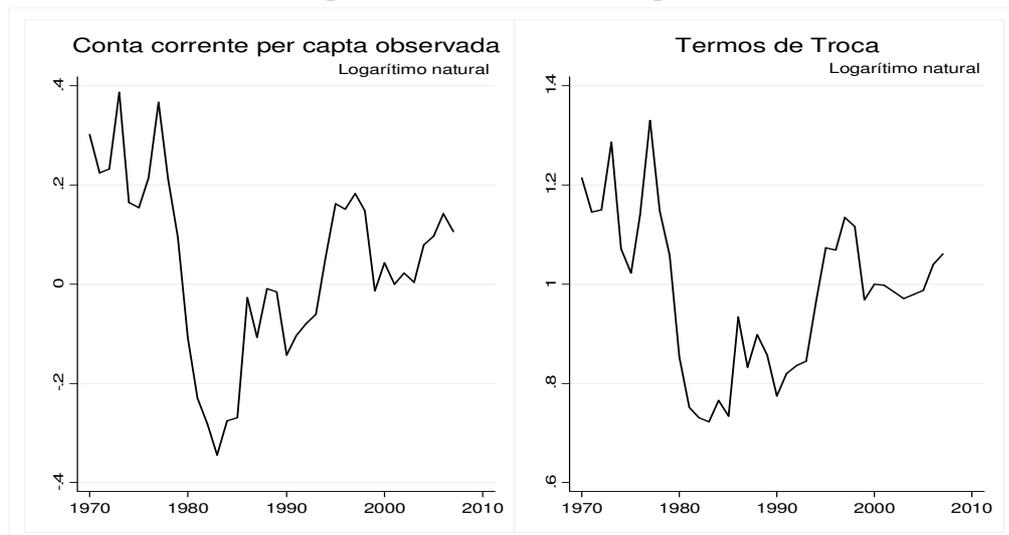
Fonte: Elaborado pela autora, a partir de Banco Mundial (2012) e Lane e Milesi-Ferretti (2012).

A série Termos de Troca está na base do ano 2000 e, é calculada pelo FUNCEX (Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior), mas obtida no sítio do IPEA. Os Termos de Troca constituem a razão anual entre o índice de preço das exportações sobre o

índice de preços das importações. Desta forma, pode-se interpretá-lo como os preços nacionais em relação aos importados, de acordo com a capacidade de importação do país. A série da conta corrente foi construída conforme especificação do modelo. Essa não tem a definição usual e segue a proposta da Equação 10. Calculou-se Ω pela igualdade $\Omega = 1 - B/\Gamma$, onde B/Γ é igual a média da razão de passivo externo líquido pelo consumo multiplicado por $(\bar{r} - g_c)/(1 + \bar{r})$ sendo que \bar{r} é a média de juros reais internacional, que foi de 3,9% aproximadamente, e g_c é a média da taxa de crescimento do consumo *per capita*, que foi de aproximadamente 2,78%. Já o valor de ρ pela igualdade $\rho = 1 - C/\Gamma$ que é o mesmo que $\rho = (\bar{r} + g_c)/(1 + \bar{r})$.

A flutuação da conta corrente intertemporal é representada na FIGURA 3 junto à reprodução do comportamento dos Termos de Troca pela proximidade do comportamento das duas séries. Ambas têm movimentos similares, passando por um vale de meados de 1970 até início da década de 1990.

FIGURA 3 – Comportamento das séries no período de 1970-2007



Fonte: Elaborado pela autora.

Para o Brasil, considerando-se de 1970 a 2007, encontrou-se $\rho = 0,771$ e, já que se trata de um período em que o país é devedor externo líquido, o que é possível observar pelo Gráfico do Passivo Externo *per capita* na FIGURA 3, encontra-se $\Omega = 1,108$. Desta forma, o cálculo da conta corrente intertemporal, de acordo com a Equação 10, é obtida mais especificamente por: $ca_t = p_t + no_t - 0,9025c_t - 0,5669b_t$, sendo que $ca_t, p_t, no_t, c_t, b_t$ são respectivamente a conta corrente log-linealizada, o logaritmo natural dos termos de troca, o logaritmo natural do produto líquido *per capita* e o logaritmo natural do consumo *per capita*

logaritmo natural do passivo externo líquido *per capita*. Essa série observada não segue à especificação convencional, mas atende às hipóteses do modelo de equilíbrio intertemporal da conta corrente, observando as leis de maximização de consumo do indivíduo.

Obtidos os dados, apresenta-se na seção seguinte os resultados obtidos com a estimação do modelo que parte da Equação 13, pelas duas metodologias propostas acima: i) por Variável Instrumental, na qual as próprias variáveis serão instrumentos que amenizarão problema da endogeneidade; ii) por um VAR que permitirá avaliar a volatilidade da conta corrente teórica com a da conta corrente observada.

5 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS DA PESQUISA

5.1 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE O GRAU DE MOBILIDADE

Nesta seção, apresenta-se os resultados obtidos para a mensuração do grau de mobilidade da economia brasileira no período de 1970 a 2007. Pelo método de Variável Instrumental (IV), estimou-se a Equação 15 ($ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1} = \lambda \Delta no_t + \eta r_t + \theta \Delta p_t + \varepsilon_t$), na qual o parâmetro λ capta o quanto variações no produto líquido (Δno_t) afetam os movimentos da conta corrente, tornando-a um meio de suavização do consumo. Logo, λ oferece evidências sobre o nível de mobilidade do capital. Além desse parâmetro, a Equação 15 contempla o controle das variáveis taxa real de juros internacional (r_t) e variação dos termos de troca (Δp_t). Para tornar perceptível a importância, ou não, dessas duas variáveis sobre o movimento da conta corrente, optou-se por estimar 3 modelos diferentes: i) o primeiro apenas com Δno_t como variável explicativa; ii) o segundo com Δno_t e Δp_t ; iii) e o terceiro com Δno_t , Δp_t e r_t .

Os instrumentos, como especificado na seção 4.1, serão as variáveis [ca_{t-i} , Δno_{t-i} , Δp_{t-i} , r_{t-i}] com *lags* de defasagem. Por parcimônia, estimou-se os modelos com i no intervalo inteiro [1,5]. O *lag* escolhido para os instrumentos de cada um dos 3 modelos propostos corresponde àquele que contemple alto valor para o Grau de Ajustamento (R^2) após o segundo estágio de estimação. Como exposto, os instrumentos são teoricamente validados, entretanto faz-se necessário analisar se eles são estatisticamente fracos, o que influencia na escolha do estimador. Um indício inicial é a análise da correlação entre as variáveis explicativas endógenas e os instrumentos, apresentada no Quadro 1. Verifica-se, em geral, que as correlações são relativamente baixas, e induzem a aceitar que os instrumentos sejam fracos. As estatísticas de Ajustamento (F e R^2), obtidas no primeiro estágio da estimação do modelo pela metodologia IV contribuem, também, para avaliar o poder de explicação dos instrumentos.

No Quadro 1, a primeira coluna especifica em qual *lag* o instrumento é considerado para a análise de correlação. Na segunda coluna estão os instrumentos considerados: logaritmo natural da conta corrente intertemporal (ca); variação do logaritmo natural do produto líquido (Δno); variação do logaritmo natural dos termos de troca (Δp); e taxa real de juros internacional (r). As variáveis endógenas que serão instrumentalizadas são: Δno_t ,

$\Delta p_t, r_t$. Cada célula numérica dá a correlação entre uma variável endógena e um instrumento no *lag* determinado. Como exemplo, a correlação entre a variável endógena variação do produto líquido e o instrumento conta corrente intertemporal é de 0,3078 se esse estiver no *lag* 1, mas será de 0,3628 se considerá-lo no *lag* 5.

QUADRO 1 – Correlação entre as variáveis endógenas e instrumentos

Defasagem	Instrumento	Δno_t	Δp_t	r_t
1	ca	0,3078	-0,2711	-0,6926
	Δno	0,2315	-0,0916	-0,5315
	Δp	0,0172	-0,0043	-0,028
	r	-0,3224	0,0867	0,8061
2	ca	0,2736	-0,2787	-0,6302
	Δno	0,0534	-0,1121	-0,4849
	Δp	-0,1384	0,0331	-0,0333
	r	-0,3135	0,215	0,6717
3	ca	0,3023	-0,3832	-0,5452
	Δno	0,3038	-0,1723	-0,5093
	Δp	0,038	-0,0483	0,027
	r	-0,2442	0,073	0,4643
4	ca	0,243	-0,271	-0,4892
	Δno	0,2318	-0,089	-0,3759
	Δp	-0,1478	-0,1481	0,0554
	r	-0,3744	0,2535	0,2797
5	ca	0,3628	-0,2038	-0,4512
	Δno	0,0358	-0,2752	-0,2124
	Δp	-0,1929	-0,1869	0,0892
	r	-0,1712	0,434	0,1369

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

Cabe destacar que, a possibilidade de instrumentos fracos, somado ao fato de se ter uma amostra finita pequena, não se descaracteriza a utilização do IV. Deve-se apenas atentar para o uso do estimador de LIML (*Limited-information maximum likelihood*). 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. Como afirmam Cameron e Trivedi (2009), o estimador LIML tem propriedades desejáveis para amostras finitas, principalmente quando os instrumentos não são suficientemente fortes (CAMERON e TRIVEDI, p. 199 2009). Os Modelos 1, 2 e 3 foram, então, estimados por LIML sendo os instrumentos defasados de 1 a 5 *lags*. Das estimativas obtidas para cada Modelo, escolheu-se aquela em que o maior Grau de Ajustamento fosse obtido ao final do método de Variável Instrumental.

Para Modelo 1, em que se tem apenas a variação do produto líquido (Δno_t) como variável explicativa, os instrumentos serão ca_t , Δno_t e Δp_t com 5lags de defasagem. Os resultados obtidos com o método de Variável Instrumental estão na Tabela 1. Na primeira e segunda coluna, estão apresentados os resultados obtidos com a regressão OLS da “quase diferença da conta corrente” ($ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1}$) e produto líquido (Δno_t) contra os instrumentos sendo o primeiro valor correspondente ao R^2 e o segundo, entre parênteses, ao Teste de Wald para a significância conjunta dos instrumentos. Percebe-se que, se considerar 8% de significância, os instrumentos são significativos em conjunto para explicar variações no produto líquido, constatação relevante para que os instrumentos aparentemente fracos, e teoricamente validados, sejam considerados na estimação.

TABELA 1 –Regressão do Modelo 1por Variável Instrumental

Modelo 1: $ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1} = \mu + \lambda \Delta no_t + \varepsilon_t$			
Primeiro Estágio		λ	Teste Restrição
$ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1}$	Δno_t		
0,1614 (0,3075)	0,2300 (0,0719)	-2,1215 (2,8112)	0,0321 (0,1338)

Nota: Entende-se: * Estatisticamente significante, considerando 5% de significância.

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

A terceira coluna da Tabela 1 mostra o λ (grau de mobilidade do capital) estimado de -2,1215 destacando-se entre parênteses o desvio padrão do coeficiente. Neste caso, o resultado encontrado não corresponde à teoria, já que foi encontrado para λ valor negativo e significativamente igual a zero. Espera-se que o aumento do produto líquido tenha impacto positivo sobre a variação da conta corrente, e esta variável deveria ser estatisticamente diferente zero para explicar a quase diferença na conta corrente. A última coluna apresenta o teste LM, o R^2 Ajustado resultante da estimação dos resíduos da regressão contra os instrumentos e, entre parênteses, o *p-value* do teste para verificar a restrição de sobre-identificação do Modelo1, que nesse caso não é possível rejeitar a hipótese de sobre-identificação do modelo. A estatística de Anderson Rubin (1950), não reportada na Tabela 1, com *p-values* de 0,1002, também confirmam a não existência de evidências contra os instrumentos do modelo, a 5% de significância.

Os resultados para o Modelo 1 evidenciam para o Brasil de 1970 a 2007, conta corrente pouco afetada pelas variações no produto líquido, dada a não significância estatística

de λ . Tal constatação corresponde a dizer que a conta corrente não se comportou como amortizadora de consumo, já que o produto líquido não prevê bem o comportamento da conta corrente observada. O grau de mobilidade do capital está estatisticamente próximo de zero, ou seja, no caso brasileiro entre 1970 e 2007 não é possível fazer afirmações sobre o grau de mobilidade do capital. No caso do Modelo 2, que inclui o controle da variação dos termos de troca, tem como instrumentos $(ca_t; \Delta no_t; \Delta p_t)$ também defasados no quinto *lag* resultado não é muito diferente. A Tabela 2 apresenta os resultados obtidos na estimação.

TABELA 2 – Regressão do Modelo 2 por Variável Instrumental

Modelo 2: $ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1} = \mu + \lambda \Delta no_t + \theta \Delta p_t + \varepsilon_t$					
Primeiro Estágio			λ	θ	Teste Restrição
$ca_t - (1/\rho)ca_{t-1}$	Δno_t	Δp_t			
0,1614 (0,3075)	0,2300 (0,0719)	0,1014 (0,5104)	-0,5720 (0,7988)	1,6206* (0,5535)	0,0202 (0,7238)

Nota: Entende-se: * Estatisticamente significativa, considerando 5% de significância.

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA/SE 11.2.

As três primeiras colunas, chamadas Primeiro Estágio, referem-se aos resultados obtidos para Grau de Ajustamento e o *p-value* da estatística F entre parênteses da estimação por um OLS das variáveis $ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1}$; Δno_t e Δp_t contra os instrumentos no *lag* 5. Os resultados para a “quase diferença da conta corrente” e variação nos termos de troca, reforçam que os instrumentos sejam fracos para explicar o movimento destas variáveis, afinal pelo Teste F não se pode rejeitar a hipótese de não significância conjunta dos instrumentos. Entretanto, para o produto líquido, os instrumentos apresentam-se significativos em conjunto, se considerar 8% o nível de significância.

As colunas 4 e 5 da Tabela 2 são os resultados dos parâmetros obtidos pela método de IV, sendo que entre parênteses estão os respectivos desvios padrão. O grau de mobilidade do capital (λ), com a inclusão dos termos de troca na estimação, ainda permanece negativo, porém menor, em módulo, do que o obtido na estimação do Modelo 1. O valor estimado para este parâmetro ainda não é estatisticamente diferente de zero, portanto, conforme encontrado para o Modelo 1, a conta corrente brasileira no período em questão não atende aos movimentos do produto não sendo, portanto, um canal de suavização de consumo de forma que o equilíbrio intertemporal da conta corrente seja mantido. Quanto à restrição de sobre-identificação, o teste LM apresentado na última coluna da Tabela 2, leva a não rejeição da

restrição, e é reforçado pelo resultado da estatística, não reportada na tabela, de Anderson Rubin (1950), com *p-value* de 0,4172, considerando 5% de significância.

Interessante notar, nas estimativas da Tabela 2 que termos de troca é variável estatisticamente significativa para explicar a “quase diferença da conta corrente”. O coeficiente θ indica que a conta corrente responde à variação nos termos de troca em 1,6206. Apresentando a informação, não reportada nas Tabelas 1 e 2, do Teste de Wald, sobre a significância conjunta as variáveis dos modelos, observa-se que para o Modelo 1 a estatística de teste é 0,57 com *p-value* de 0,46 que leva à não rejeição da hipótese de não significância da variável Δno_t para explicar os movimentos de $ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1}$. Entretanto, para o Modelo 2, no qual se inclui a variável termos de troca (Δp_t) a estatística de teste é 4,87 com *p-value* de 0,015 que leva à rejeição da hipótese nula em favor da alternativa que enuncia significância conjunta das variáveis Δno_t e Δp_t . Ou seja, a inclusão da variação dos termos de troca é importante tanto individualmente, quanto para garantir a significância conjunta das variáveis explicativas da “quase diferença da conta corrente”.

Para o Modelo 3, cujos resultados são apresentados na Tabela 3, acrescenta-se a taxa real de juros externa (r_t) às variáveis explicativas endógenas, os instrumentos serão ca_t ; Δno_t ; Δp_t e r_t , também com 5 lags de defasagem. As quatro primeiras colunas da Tabela 3 mostram resultados para o R^2 e entre parênteses o *p-values* da estatística F de uma regressão por OLS das variáveis do Modelo contra os instrumentos. Os valores evidenciam que para termos de troca e taxa real de juros internacional, os instrumentos são em conjunto significantes a 6%, e que para variação do produto líquido os instrumentos formam um estatisticamente relevante se considerarmos 11% de nível de significância.

TABELA 3 – Regressão do Modelo 3 por Variável Instrumental

Modelo 3: $ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1} = \mu + \lambda \Delta no_t + \theta \Delta p_t + \eta r_t + \varepsilon_t$							
Primeiro Estágio				λ	θ	η	Teste Restrição
$ca_t - (1/\rho)ca_{t-1}$	Δno_t	Δp_t	r_t				
0.2504 (0.1635)	0.2397 (0.1092)	0.2609 (0.0572)	0.2970* (0.0266)	2.1232 (8.1262)	1.2016* (0.3583)	4.8576 (13.012)	0.0361 (0.7638)

Nota: Entende-se: * Estatisticamente significativa, considerando 5% de significância.

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

As colunas 5, 6 e 7, destacam os valores dos parâmetros estimados para a Equação do Modelo 3 obtidos pelo método de Variável Instrumental, cujo estimador é o LIML, e entre

parênteses destaca-se o desvio padrão da estimativa obtida. A inclusão da taxa de juros internacional no modelo, não muda o cenário de análise da significância estatística para o grau de mobilidade do capital (λ). Assim, com a inclusão das variáveis termos de troca e taxa real de juros internacional os dados para o Brasil entre 1970 e 2007 mostram, que a conta corrente não responde como amortizadora do consumo, dado a não significância da estimativa do (λ), não sendo possível ter conclusões sobre o grau de mobilidade do capital, o mesmo encontrado para os Modelos 1 e 2. Individualmente, a taxa de juros externa também não é estatisticamente diferente de zero. Já a variação dos termos de troca é variável significativa para explicar as variações da conta corrente, considerando-se 5% de significância. A última coluna reporta o *p-value* do Teste LM de restrição entre parênteses que leva não rejeição da hipótese de que os instrumentos não sejam correlacionados ao termo de erro, e a mesma decisão de não rejeição para a sobre identificação ocorre para o teste de Anderson e Rubin (1950), cujo *p-value*, não reportado na Tabela 3, é de 0,26.

Cabe fazer referência à violação do pressuposto de exogeneidade das variáveis explicativas $\Delta no_t, \Delta p_t, er_t$, que é confirmada pelo teste da hipótese nula de exogeneidade das variáveis contra a alternativa de endogeneidade. Essa hipótese nula não é rejeitada para a variável Δno_t no Modelo 1; para as variáveis individualmente e em conjunto $\Delta no_t, \Delta p_t$ no Modelo 2 e para as variáveis $\Delta no_t, \Delta p_t, er_t$ individual e conjuntamente, presentes no Modelo 3. Apesar de as estatísticas de teste, que seguem uma distribuição χ^2 , apontarem a não relevância estatística dos efeitos da endogeneidade das explicativas, o uso da metodologia de Variável Instrumental ainda é importante diante das hipóteses teóricas do modelo. Como mostrado na seção 4.1 a composição do termo de erro é base teórica para tratar a correlação desse termo com as variáveis explicativas do modelo. Na Tabela 4 estão discriminados os *p-values* das estatísticas de teste.

É destaque, a significância estatística da variação dos termos de troca bem como a estatística de Wald para o Modelo como um todo que ratifica a significância conjunta das 3 variáveis, considerando-se 5%. Percebe-se que a variável termos de troca é a capaz de explicar a “quase diferença da conta corrente”, bem como torna o modelo conjuntamente melhor ajustado, com R^2 Ajustado maior que 0,50 tanto para o Modelo 2 quanto para o Modelo 3, e sendo praticamente zero para o Modelo 1. Apesar de o modelo mostrar que variações na conta corrente brasileira entre 1970 e 2007 (representado pela quase diferença $ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1}$) não responder às variações no produto líquido, conforme esperado na teoria, tanto a estatística conjunta quanto os gráficos das séries previstas mostram que os modelos

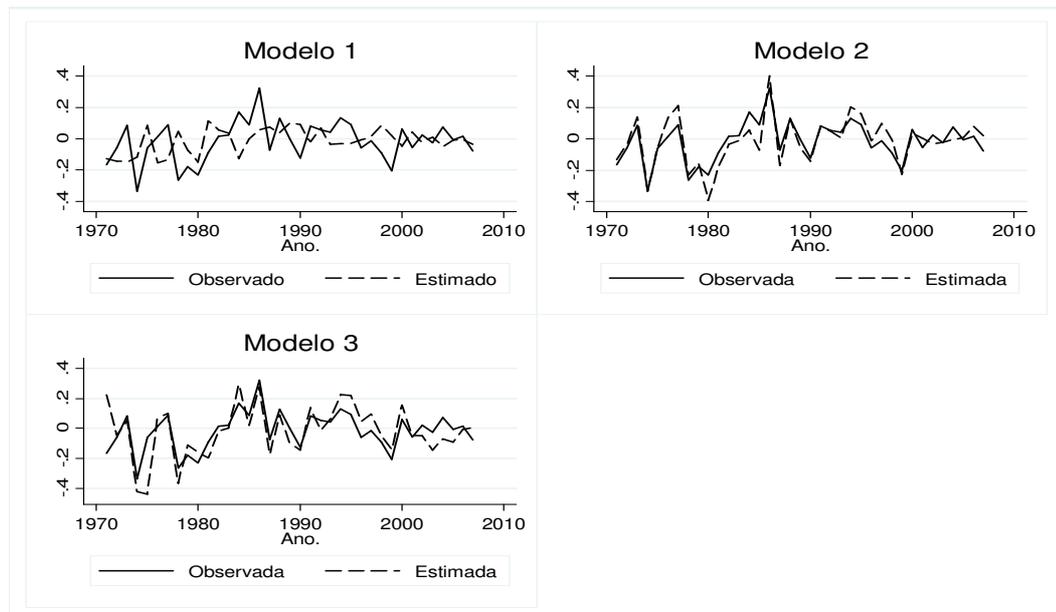
expandidos (Modelos 2 e 3) conseguem descrever melhor o comportamento da conta corrente do que o modelo simples (Modelo 1). A Figura 4 mostra os gráficos das séries da “quase diferença da conta corrente” prevista pelos Modelos junto com a série real (observada).

TABELA 4 – Teste de Endogeneidade

Modelo 1: $ca_t - \frac{1}{\rho}ca_{t-1} = \mu + \lambda\Delta no_t + \varepsilon_t$	
$H_0 =$ Variável Exógena Δno_t	$p\text{-value} = 0.8152$
Modelo 2: $ca_t - \frac{1}{\rho}ca_{t-1} = \mu + \lambda\Delta no_t + \theta\Delta p_t + \varepsilon_t$	
$H_0 =$ Variável Exógena Δno_t	$p\text{-value} = 0.8152$
$H_0 =$ Variável Exógena Δp_t	$p\text{-value} = 0.1859$
$H_0 =$ Variáveis Exógenas Δno_t e Δp_t	$p\text{-value} = 0.3824$
Modelo 3: $ca_t - \frac{1}{\rho}ca_{t-1} = \mu + \lambda\Delta no_t + \theta\Delta p_t + \eta r_t + \varepsilon_t$	
$H_0 =$ Variável Exógena Δno_t	$p\text{-value} = 0.3901$
$H_0 =$ Variável Exógena Δp_t	$p\text{-value} = 0.6778$
$H_0 =$ Variável Exógena r_t	$p\text{-value} = 0.8216$
$H_0 =$ Variáveis Exógenas $\Delta no_t, \Delta p_t$ e r_t	$p\text{-value} = 0.8436$

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATASE 11.2; (Baum, Schaffer, e Stillman, 2010)

FIGURA 4 – Ajuste dos modelos estimados



Nota: Cada gráfico da Figura contém a conta corrente observada que foi construída pela Equação 10 (linha contínua) e a conta corrente estimada pelo respectivo modelo.

Fonte: Elaborado pela autora.

Os gráficos da Figura 4 apresentam as séries da “quase diferença da conta corrente” observada (linha contínua) e a estimada (linha tracejada) para o Modelo 1 (canto superior esquerdo), Modelo 2 (canto superior direito), e Modelo 3 no canto inferior esquerdo. Visualmente, a inclusão dos termos de troca revela melhor ajuste da variação da conta corrente estimada para a observada que atende a maximização do agente representativo. Barro (1996) destaca que termos de troca é variável que influencia a renda real do indivíduo, o que dá suporte aos resultados encontrados, tendo em vista que o consumo e, portanto, os movimentos da conta corrente, serão influenciados por aquela variável. Logo, melhoras temporárias no termo de troca afeta positivamente a conta corrente.

Em contraste com o que se esperava, não se pode afirmar que a conta corrente serve como uma fonte de suavização de consumo, pela qual os indivíduos mantêm o equilíbrio de longo prazo. Tal constatação se daria pela significância estatística do produto líquido, pois variações no produto líquido levariam a movimentos na conta corrente que garantiriam o consumo equilibrado, com indivíduos reduzindo consumo para que fosse possível consumir em períodos de produto menos favorável. Desta forma, a interpretação de λ como grau de mobilidade do capital fica comprometida, constatando-se que este é baixo, ou bem próximo de zero, o que marcaria a mobilidade imperfeita do capital.

Um ponto que pode ser discutido para a rejeição do modelo para o caso brasileiro é a construção do produto líquido (produto interno da economia deduzido da soma de investimentos e de gastos do governo). É significativa a participação do governo na economia brasileira, em especial no período em análise em que os elevados gastos, instituídos por programas e planos com o fim de promover o crescimento e desenvolvimento do país, que levaram ao comprometimento as contas externas do país. Logo, deduzir os gastos do governo do produto da economia acompanha a teoria, entretanto, o caso brasileiro dá indícios de que esse agente da economia precisa ser tratado incluindo-o no modelo.

Assim, o fluxo de capital externo que circulou na economia, pode ter sido, em parte, para compor os gastos do governo. Desta forma, o estoque de passivo externo da economia possivelmente tem participação significativa do governo. Além desse ponto, a metodologia pode ter sido limitada, tendo em vista que a expectativa futura do indivíduo foi considerada termo de erro nos modelos. A metodologia VAR, cujos resultados são apresentados a seguir, dá melhor tratamento ao valor presente esperado das variáveis.

5.2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE A HIPÓTESE SUAVIZADORA

Inicialmente aplica-se Testes de Raiz Unitária sobre as variáveis de interesse, quais sejam $no_t, p_t, c_t, b_t, ca_t$ (o logaritmo natural do produto líquido *per capita*, dos termos de troca, do consumo *per capita*, do estoque do passivo externo líquido *per capita*, e conta corrente teórica, respectivamente) através dos Testes Dickey-Fuller Aumentado, Dickey-Fuller GLS e Ng e Perron. A constatação da existência de raiz unitária para no_t, p_t, c_t, b_t constitui um indicativo da possibilidade de que essas variáveis sejam cointegradas com vetor $[1, 1, -1/\Omega, (1 - \Omega)/\Omega]$, evidenciando a estacionariedade da conta corrente (ca_t). O Quadro 2 mostra as estatísticas obtidas para cada um dos três Testes que avaliam a Hipótese Nula de Raiz Unitária contra a Hipótese Alternativa de processo estacionário com intercepto e sem tendência, para cada uma das variáveis de interesse.

A primeira coluna do Quadro 2 designa o Teste a que se refere a estatística e, cada um das demais colunas refere-se a variável que interessa saber se estacionária ou não. Desta forma, o Teste Dickey Fuller Aumentado produz estatística de teste de -3,7012 para o logaritmo natural do produto líquido (no_t), que, a 1% de significância, rejeita a hipótese de raiz unitária em favor da estacionariedade da série. Já os testes de Dickey Fuller GLS e de Ng e Perron produzem estatísticas que não rejeitam tal hipótese nula. Como quatro estatísticas de teste, entre as avaliadas, apontam para a não rejeição da hipótese nula, toma-se como estatisticamente válida a existência de Raiz Unitária. Então, as demais colunas apresentam as estatísticas de teste obtidas em cada um dos Testes, sendo destacadas no caso de não se admitir a hipótese de Raiz Unitária.

QUADRO 2 – Teste de Raiz Unitária

Teste	no_t	p_t	c_t	b_t	Δno_t	Δp_t	Δc_t	Δb_t	ca_t
Dickey Fuller Aumentado	-3,7012***	-2,1452	-3,231**	-1,5143	-4,7739***	-3,2097**	-5,4544***	-4,8839***	-2,846*
Dickey Fuller (GLS)	0,1558	-1,6803*	-0,1602	-0,2984	-3,8915***	-5,7290***	-4,1023***	-4,8907***	-1,742*
Ng-Perron Mz_{α}^{GLS}	1,2115	-4,4614	0,8679	0,2221	-14,754***	-17,908***	-14,844***	-17,853***	-7,477*
Ng-Perron Mz_t^{GLS}	1,1941	-1,4935	0,67925	0,1334	-2,7141***	-2,984***	-2,7192***	-2,9204***	-1,932*
Ng-Perron MP_T^{GLS}	70,4589	5,4916	44,0725	25,594	1,6681***	1,3966***	1,6700***	1,6147***	3,2822*

Nota: Estatísticas obtidas pelo Programa Eviews 5. Sendo H_0 hipótese de Existência de Raiz Unitária, entenda-se: ***Rejeito H_0 à 1% de significância; **Rejeito H_0 à 5% de significância; *Rejeito H_0 à 10% de significância. Os testes consideram a hipótese alternativa de um processo gerador com intercepto sem tendência.

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de Eviews 5.

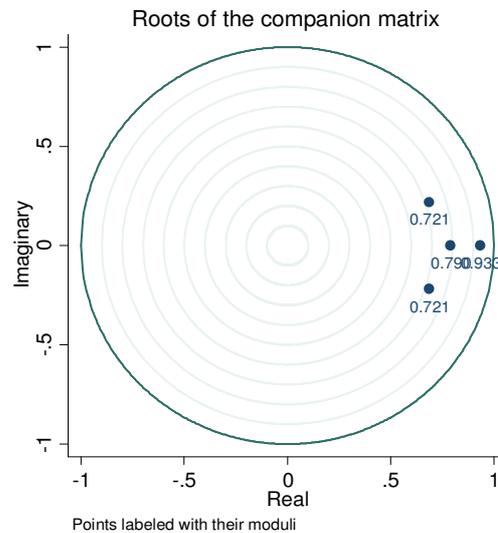
De forma geral, pelos resultados dos testes, demonstrados nas colunas de dois a cinco do Quadro 2, é possível afirmar que não há como rejeitar a hipótese nula, para as variáveis em nível no_t, p_t, c_t, b_t .¹⁶ Prevalece a hipótese alternativa, a 10% de significância, de estacionariedade quando se testa tal hipótese para a conta corrente teórica em nível (ca_t), cujo resultado está na última coluna do Quadro 2. Para as demais variáveis no_t, p_t, c_t, b_t em primeira diferença, as estatísticas de cada teste estão expostas nas colunas de seis a nove do Quadro 2. Neste caso, assim como para a conta corrente em nível, prevalece a hipótese alternativa. Desta forma, pode-se afirmar que aquelas variáveis são estacionárias em primeira diferença tendo, portanto, ordem de integração igual a 1, variáveis I(1).

A Equação 10 [$ca_t = p_t + no_t - \frac{1}{\Omega} c_t + \left(\frac{1-\Omega}{\Omega}\right) b_t$], obtida no desenvolvimento teórico do modelo, pressupõe a cointegração das variáveis I(1) no_t, p_t, c_t, b_t . Ou seja, espera-se que exista um vetor de cointegração que estabeleça uma relação estável de longo prazo entre elas. Essa suposição pode ser estatisticamente comprovada pelo Teste de Cointegração proposto em Johansen (1995), cuja estatística de teste é o traço e a hipótese nula é que não existe mais que x vetores de cointegração entre as variáveis, sobre um VAR (1) determinado para o vetor $Z_t = [p_t no_t c_t b_t]$. Esse VAR (1) atende aos requisitos de estabilidade conforme Gráfico 5, e não autocorrelação dos resíduos comprovada pelos p -values do Teste LM da hipótese nula de não existência de autocorrelação dos resíduos no *lag* especificado, que pode ser visto na Tabela 5.

Como se espera que exista apenas uma relação de longo prazo, testa-se $x = 1$, ou seja, a hipótese nula é que não existe mais que 1 vetor de cointegração. Pelo resultado obtido para o traço de Johansen a estatística estimada é 25,6329, valor menor que o crítico que é 29,68, a 5% de significância. Tal estatística de teste, obtida no Programa Stata/SE 11.2, está na região de não rejeição da hipótese nula, o que leva a comprovação estatística da existência de não mais que vetor que estabelece uma relação de equilíbrio para estas variáveis, no longo prazo. Portanto é estatisticamente possível afirmar que existe um vetor de cointegração que relacione o vetor $Z_t = [p_t no_t c_t b_t]$. Pelo desenvolvimento do modelo esse vetor de cointegração deveria ser igual a $[1 - 1/\Omega (1 - \Omega)/\Omega]$, sendo $\Omega = 1,108$ os valores teoricamente válidos seriam $[1 - 0,9025 - 0,0975]$.

¹⁶Para as séries de no_t e c_t o teste ADF aponta para a rejeição da hipótese de Raiz Unitária, entretanto, as outras quatro estatísticas calculadas não se pode rejeitar tal hipótese. Sendo o teste ADF um pouco menos abrangente, já que é necessário conhecer o número de *lags* necessários para obter-se um ruído branco, assume-se que o resultado consoante das outras estatísticas prevalece sobre o ADF. (Ver Bueno, 2008)

GRÁFICO 5 – Teste de Estabilidade do VAR (1)



Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2

TABELA 5 – Teste LM do VAR (1)

Lag	chi ²	Prob>chi ²
1	8.4355	0.93483
2	7.4565	0.96343
3	9.8913	0.87224
4	12.261	0.72583
5	14.7141	0.54567
6	14.9862	0.5265
7	17.2107	0.37209
8	12.6869	0.6955
9	19.8184	0.22851
10	7.3773	0.96528

Nota: H_0 : não existe autocorrelação nos resíduos. Primeira coluna especifica o *lag* em que H_0 está sendo testada. Segunda coluna apresenta a estatística de teste. Última coluna especifica o *p-value*, sendo rejeitada H_0 se este valor menor que 0,05.

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2

A partir dos dados para o Brasil no período de 1970 e 2007, considerando-se que foi determinado um VAR (1) obtém-se o seguinte vetor de cointegração $[1 - 6,00486 \ 6,0019 \ 0,037944]$, que não coincide com os valores teoricamente esperados. Impondo as restrições para o vetor de que $p_t = no_t = 1$, ou as restrições de que $c_t = -0.9025eb_t = -0,0975$, o teste LR sobre as restrições impostas, rejeitam a hipótese de que as restrições sejam válidas.

Partindo para a análise da variação entre a conta corrente teórica e observada, que dará o grau de mobilidade internacional do capital como resposta à conta corrente suavizadora de consumo, é necessário construir a série teórica. Como se pretende analisar o efeito da inclusão dos termos de troca bem como da taxa real de juros internacional no modelo, parte-se de um modelo simples para um mais complexo, próximo ao que foi feito na seção anterior. Logo, serão propostos 3 modelos utilizando a metodologia do VAR, $Y_t = AY_{t-1} + e_t$, sendo que para cada modelo tem-se que o vetor Y_t é:

$$\text{Modelo 1} - Y_t = [ca_t \Delta no_t]$$

$$\text{Modelo 2} - Y_t = [ca_t \Delta no_t r_t]$$

$$\text{Modelo 3} - Y_t = [ca_t \Delta no_t r_t \Delta p_t]$$

Desta forma, pretende-se captar qual a importância dos termos de troca e taxa real de juros internacional para a explicação dos movimentos futuros da conta corrente, sendo que a estimação dos Modelos acima permitirá prever a série teórica para cada caso.

Essa série teórica da conta corrente será obtida pela estimação do VAR considerando a Equação 18 $[ca_t^* = \sum_{i=1}^{\infty} -(\gamma_2 \lambda + \gamma_3 \eta + \gamma_4 \theta) \rho^i A^i Y_t]$, lembrando que γ_j é o vetor $1 \times np$ com todos os elementos iguais a zero exceto pelo j -ésimo que é igual a 1, onde n é o número de variáveis do Modelo, e p é a ordem do VAR; A a matriz $np \times np$ de coeficientes do VAR. Será necessário, portanto, determinar os valores de λ , η e θ , sendo que $\eta = \lambda \frac{1-\Omega-\sigma}{\Omega}$ e $\theta = \lambda \left[1 - \frac{(1-\sigma)(1-\alpha)}{\Omega} \right]$, conforme foi definido no desenvolvimento da teoria intertemporal apresentada acima, para que seja possível obter a série teórica da conta corrente. O valor de λ , considerando-se que o modelo pressupõe perfeita mobilidade de capital, é igual a 1. Já os valores para η e θ dependem da definição dos parâmetros ρ , Ω , σ e α . Como obtido anteriormente, $\Omega = 1,108$ e $\rho = 0,771$.

O parâmetro σ , que representa a elasticidade de substituição intertemporal, é obtido no estudo de Issler e Pesqueira (2000). Esses autores investigam aquela variável, bem como a aversão ao risco e a taxa de desconto intertemporal da utilidade futura que não serão utilizadas neste trabalho, pelas estimativas de GMM (*Generalized method of moments*) baseados no modelo CCAPM (*consumption capital asset pricing model*), cuja ideia defende agentes alocando parte de sua riqueza em ativos com o fim de planejar seus consumos futuros. Para dados sem os efeitos de sazonalidade, os autores encontram em seus resultados que a elasticidade de substituição intertemporal é próxima de 0,59.

Já o coeficiente da participação dos importados no consumo total de *tradable* pelas famílias (α) é obtido a partir da conceituação de Campa e Goldberg (2006) que calcularam o “*imports to tradable*” a partir das Matrizes de Insumo Produto de cada país da OECD. De posse das Matrizes brasileiras para os anos de 1985, 1990 a 1996, 2000 e 2005, disponibilizadas pelo IBGE (2012), identificou-se os setores produtores de *tradable*. A classificação dos setores por código de atividade está representada na Tabela 6 para os anos de 1985 a 1996 e, na Tabela 7 para os anos de 2000 a 2005. As atividades com código de 01 a 32 na Tabela 1 do Apêndice1, e com código de 0101 a 0334 na Tabela 2 do Apêndice 1 são os setores considerados *tradable*.

Selecionadas as atividades, extraiu-se das Matrizes o consumo total das famílias e o consumo de importados, com relação a estes setores. Então, para cada ano encontra-se o *imports to tradable* pela razão entre consumo de importados e consumo total dos *tradable* pelas famílias. O parâmetro α será a média encontrada dessa razão ao longo dos anos para os quais as Matrizes de Insumo Produto estão disponíveis (1985, 1990, 1991, 1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 2000 e 2005). O valor médio encontrado para o caso brasileiro é de 0,04699. Considerando-se, então, $\alpha = 0,04699$ e $\sigma = 0,59$, é possível obter os valores de $\eta = -0,629964$ e $\theta = 0,6473526$.

Tendo os valores dos coeficientes acima, a obtenção da matriz A deve-se à estimação do VAR para cada um dos modelos descritos acima de ordem 1, conforme indicam os critérios de informação de Hannan e Quinn, e de Schwarz, para todos os 3 modelos propostos. O Quadro 3 apresenta os critérios de Informação de Akaike, Hannan e Quinn, e de Schwarz para os 3 Modelos. Para o Primeiro, os três critérios concordam que o *lag* 1 é o indicado para a estimação do VAR. Entretanto para os Segundo e Terceiro Modelos, o critério de Akaike discorda dos outros dois, que sendo maioria continuam indicando a ordem 1 para a estimação do modelo. Com estes resultados, a ordem do VAR para cada um dos modelos propostos é 1.

QUADRO 3 – Determinação da ordem do VAR – critérios de informação

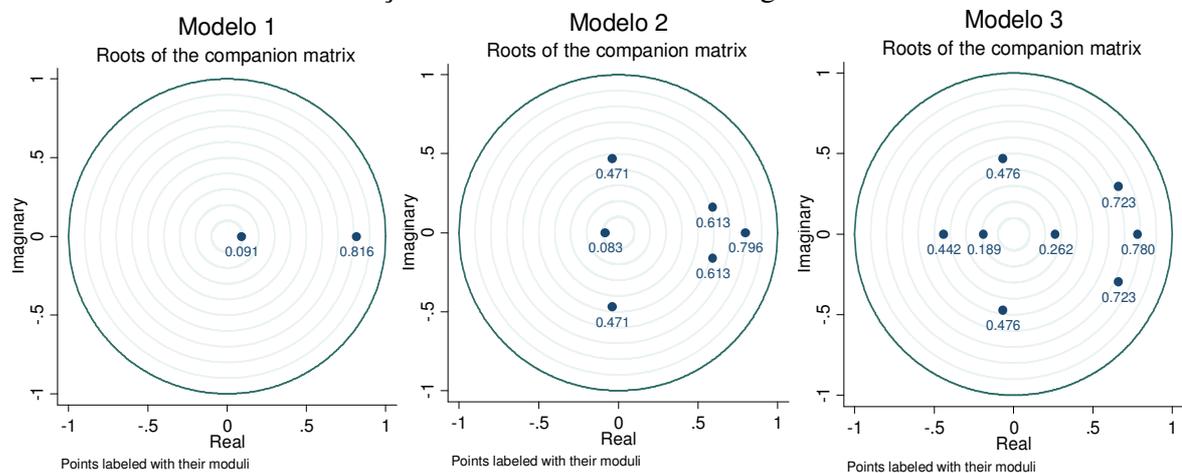
Lag	Modelo 1 - $Y_t = [ca_t \Delta no_t]$			Modelo 2 - $Y_t = [ca_t \Delta no_t r_t]$			Modelo 3 - $Y_t = [ca_t \Delta no_t r_t \Delta p_t]$		
	AIC	HQIC	SBIC	AIC	HQIC	SBIC	AIC	HQIC	SBIC
0	-4.70014	-4.66963	-4.60945	-10.1115	-10.0657	-9.97543	-12.1756	-12.1146	-11.9943
1	-5.68569*	-5.59413*	-5.41359*	-12.5698	-12.3867*	-12.0256*	-16.5877	-16.2825*	-15.6807*
2	-5.55544	-5.40286	-5.10195	-12.6155*	-12.2951	-11.6632	-16.5588	-16.0095	-14.9263
3	-5.56158	-5.34796	-4.92670	-12.3609	-11.9032	-11.0005	-16.7748	-15.9814	-14.4167
4	-5.35400	-5.07934	-4.53772	-12.5447	-11.9496	-10.7761	-16.7854*	-15.7478	-13.7017

NOTA: Estatísticas obtidas em Programa STATA/SE 11.2. Critérios de Informação Akaike (AIC), Hannan e Quinn (HQIC), e Schwarz (SBIC). Entende-se * como o valor que minimiza a penalização de escolha do número de defasagens, logo é o *lag* escolhido para a ordem do VAR.

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA/SE 11.2..

Para o Modelo 1 as estimativas para o VAR (1) satisfazem a condição de estabilidade de um VAR, sendo, portanto, um processo estacionário. Além disso, tanto o teste LM para a autocorrelação dos resíduos quanto o teste para a normalidade dos mesmos são favoráveis à estimativa. Entretanto, para os Modelos 2 e 3, o VAR (1), apesar de estável, apresentou autocorrelação dos resíduos na estimação. Ao incluir-se o *lag* 2, isto é, um VAR de ordem 2, obtém-se um VAR estável, com resíduos não autocorrelacionados e normais, todas as análises desses teste considerando-se 5% de significância. A estabilidade de cada um dos Modelos pode ser verificada na Figura 5 que mostra os Gráficos dos autovalores da matriz *companion* de cada um.

FIGURA 5 – Condição de estabilidade do VAR: gráficos dos autovalores



Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

Na Figura 5, estão os Gráficos dos autovalores dos modelos estimados. O primeiro gráfico da figura mostra os autovalores do Modelo 1, $Y_t = [ca_t \Delta no_t]$ para o qual se estimou um VAR (1). O segundo gráfico apresentam os autovalores do Modelo 2, $Y_t = [ca_t \Delta no_t r_t]$, para o qual foi estimado um VAR (2). Já o terceiro gráfico da Figura 5, mostra os autovalores do Modelo 3, $Y_t = [ca_t \Delta no_t r_t \Delta p_t]$, estimado por um VAR (2). Percebe-se pela Figura 5, que os autovalores da matriz *companion*, em nenhum dos casos, não se aproximam do círculo unitário, permitindo afirmar a estabilidade do VAR estimado para cada um dos Modelos. As especificações do VAR estimado para cada um dos Modelos, apresenta-se nos Apêndices 4, 5 e 6 para os Modelos 1, 2 e 3 respectivamente.

O Teste de Causalidade de Granger para os Modelos propostos está na Tabela 6. Tal teste é implicação da teoria intertemporal da conta corrente, que como aqui apresentada considera que $E_t[Y_{t+i}/H_t] = A^i Y_t$ para a construção da série teórica. Isso representa dizer

que as variáveis explicativas devem causar a conta corrente, no sentido de Granger. Deve ser estatisticamente afirmativo que, para o VAR estimado para o Modelos 1, a variação do produto líquido (Δno_t) causa no sentido de Granger a conta corrente (ca_t). Esse mesmo resultado deve ocorrer para as estimativas do VAR obtidas no caso dos Modelos 2 e 3. Isso representa dizer que as variações no produto líquido bem preveem as futuras mudanças na conta corrente. No caso, dos modelos 2 e 3 isso deve ser verdade também para as demais variáveis incluídas nos modelos (r_t Δp_t).

TABELA 6 – Teste Wald Causalidade de Granger

	Variável	Prob > chi2
Modelo 1	Δno_t	0.444
Modelo 2	Δno_t	0.847
	r_t	0.015
	$\Delta no_t r_t$	0.063
Modelo 3	Δno_t	0.815
	r_t	0.01
	Δp_t	0.386
	$\Delta no_t r_t \Delta p_t$	0.079

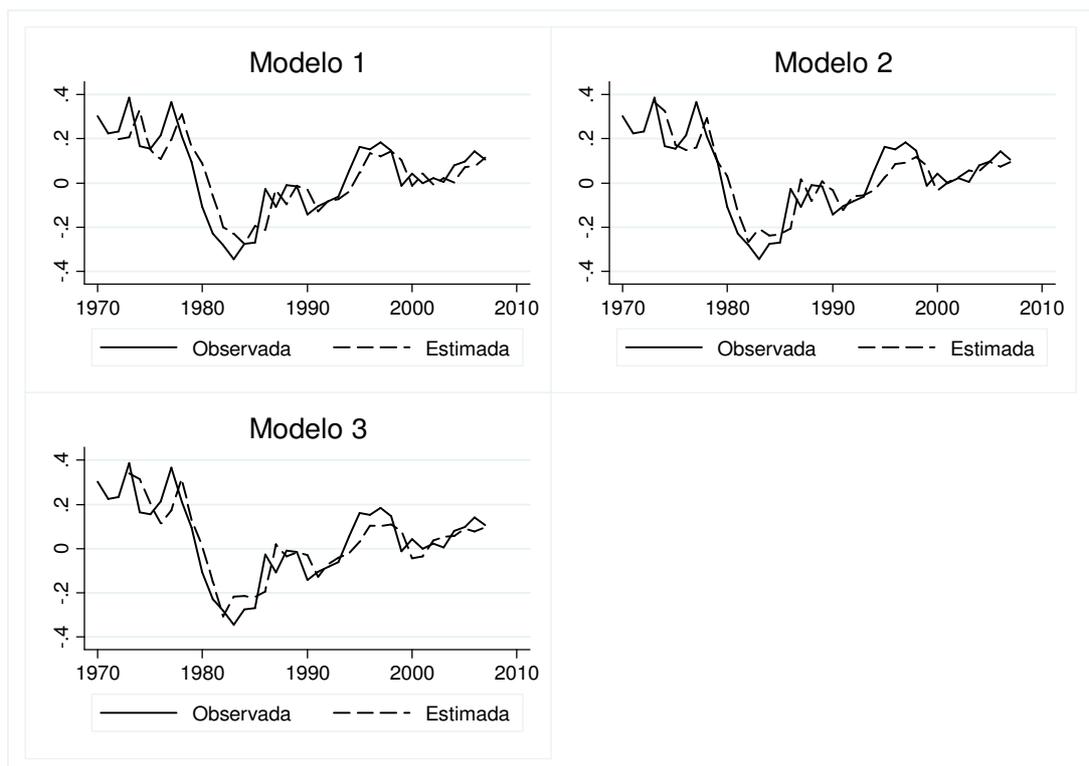
Nota: Conforme Quadro 2, Δno_t ca_t Δp_t são estacionárias.
Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

Pela Tabela 8 é possível verificar que para o Modelo 1 o Teste revela que, a 5% de significância, as variações no produto líquido não causam a conta corrente no sentido de Granger. Para o Modelo 2 que tem como variáveis explicativas Δno_t e r_t , encontra-se que a primeira variável não causa a conta corrente no sentido de Granger, mas rejeita a hipótese nula de não causalidade para o a segunda, taxa real de juros internacional, considerando-se o mesmo nível de significância. As duas variáveis em conjunto causam a conta corrente no sentido de Granger, se considerar 7% de nível de significância. Para o Modelo 3, a variável taxa real de juros internacional continua rejeitando a hipótese nula testada, mas a hipótese de é admitida para as variáveis variação do produto líquido e variação dos termos de troca (Δp_t). Nesse mesmo modelo, o conjunto das três variáveis explicativas causa a conta corrente a 8% de significância. Não admitir a causalidade no sentido de Granger é evidência desfavorável ao comportamento suavizador da conta corrente, mostrando que a série brasileira não corresponde à teoria.

Outro teste pertinente ao modelo teórico é o Teste de Wald sobre as restrições impostas a cada um dos Modelos propostos. Sendo $ca_t^* = -(\gamma_2\lambda + \gamma_3\eta + \gamma_4\theta)\rho A (I -$

$\rho A)^{-1}Y_t$, existe um vetor $g = [1 \ 0 \ \dots \ 0]$, de ordem $1 \times np$, sendo n o número de variáveis no vetor Y_t e p a ordem do VAR, cujos elementos são iguais a zero exceto o primeiro que é 1, que iguala $ca_t^* = gY_t$. Sendo válidas as hipóteses do modelo intertemporal da conta corrente, tem-se que $g = -(\gamma_2\lambda + \gamma_3\eta + \gamma_4\theta)\rho A (I - \rho A)^{-1}$. A partir dessa igualdade são geradas np restrições ao modelo teórico que devem ser testadas para o VAR estimado. As restrições para cada um dos Modelos bem como os detalhes do resultado do Teste de Wald estão nos Apêndices 7 e 8 respectivamente. Quanto ao Teste, a estatística encontrada, que tem distribuição χ^2 com np graus de liberdade, de longe rejeita a Hipótese Nula, que enuncia a validade as restrições para os Modelos 1, 2 e 3, considerando-se 5% de significância. O ajustamento da série estimada pelo VAR de cada Modelo é apresentado na Figura 6, na qual cada gráfico representa a série estimada e a observada para a conta corrente.

FIGURA 6 – Ajuste dos modelos estimados pelo VAR



Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

No canto superior à esquerda da Figura 6 está a série estimada para o Modelo 1, na parte superior à direita está a série obtida para o Modelo 2, e a do Modelo 3 está na parte inferior. Observa-se que a série estimada para o Modelo 1, o mais simples que inclui como explicativa apenas a variação do produto líquido, acompanha os movimentos da conta corrente

observada, mas a capacidade de prever os movimentos da conta corrente melhora com a inclusão da taxa de juros internacional (Modelo 2), e ainda da variação dos termos de troca (Modelo 3), aproximando a série estimada da série observada. Para os modelos mais complexos, a capacidade preditiva do modelo melhora, apesar de não serem suficientes para captar o comportamento da conta corrente no período. Ajustado o VAR para cada um dos três Modelos propostos, obtém-se a conta corrente teórica, o que permitirá a comparação de seu comportamento com as flutuações observadas. Retomando o desenvolvimento do modelo, a conta corrente observada é aquela construída pela Equação 10 ($ca_t = p_t + no_t - \frac{1}{\Omega}c_t + \left(\frac{1-\Omega}{\Omega}\right)b_t$). Na obtenção pelo Modelo 1, $ca_t = -E_t\{\sum_{j=1}^{\infty} \lambda \rho^j \Delta no_{t+j}\}$, os valores futuros previstos para a variação do produto líquido implicarão na conta corrente teórica ($ca_t^* = \sum_{i=1}^{\infty} -(\gamma_2 \lambda) \rho^i A^i Y_t$), considerando-se $\lambda = 1$. Para a construção da série teórica do Modelo 2, as séries previstas para Δno_t e r_t pelo VAR (2) geram a conta corrente teórica $ca_t^* = \sum_{i=1}^{\infty} -(\gamma_2 \lambda + \gamma_3 \eta) \rho^i A^i Y_t$, considerando $\lambda = 1$ e $\eta = -0,629964$. No caso do Modelo 3, as séries previstas para Δno_t , Δp_t e er_t pelo VAR (2), considerando $\lambda = 1$, $\theta = 0,6473526$ e $\eta = -0,629964$, geram a conta corrente teórica a partir de $ca_t^* = \sum_{i=1}^{\infty} -(\gamma_2 \lambda + \gamma_3 \eta + \gamma_4 \theta) \rho^i A^i Y_t$.

A seguir, os Gráficos 6, 7 e 8 apresentam respectivamente as contas correntes teóricas obtidas para os Modelos 1, 2 e 3, junto com a conta corrente observada. Visualmente os três Gráficos mostram que a conta corrente teórica não se aproxima das flutuações da conta corrente observada. Tal constatação induz ao entendimento de que a variância da série teórica possivelmente não está próxima da observada. Entretanto, a inclusão das variáveis propostas para este estudo, quais sejam taxa real de juros internacional e variação dos termos de troca, parecem contribuir na medida em que a informação dessas variáveis passa a fazer parte da formação de expectativa dos agentes.

Pelo Gráfico 6, a conta corrente obtida pelo Modelo 1 mostra-se pouco compatível com os movimentos da conta corrente observada, com baixo ajuste. Tal constatação visual constitui-se indício de que a variância da série observada seja bem superior à teórica, o que pode ser consequência da simplicidade do modelo (apenas Δno para explicar as variações de ca). Com um pouco mais de volatilidade, as séries teóricas obtidas para os Modelos 2 e 3 tem trajetória relativamente mais próxima da série observada. Expandir o modelo mais simples com a inclusão da taxa real de juros internacional, e como a variação dos termos de troca, como mostram os Gráficos 7 e 8, eleva a volatilidade da conta corrente teórica, e auxilia a

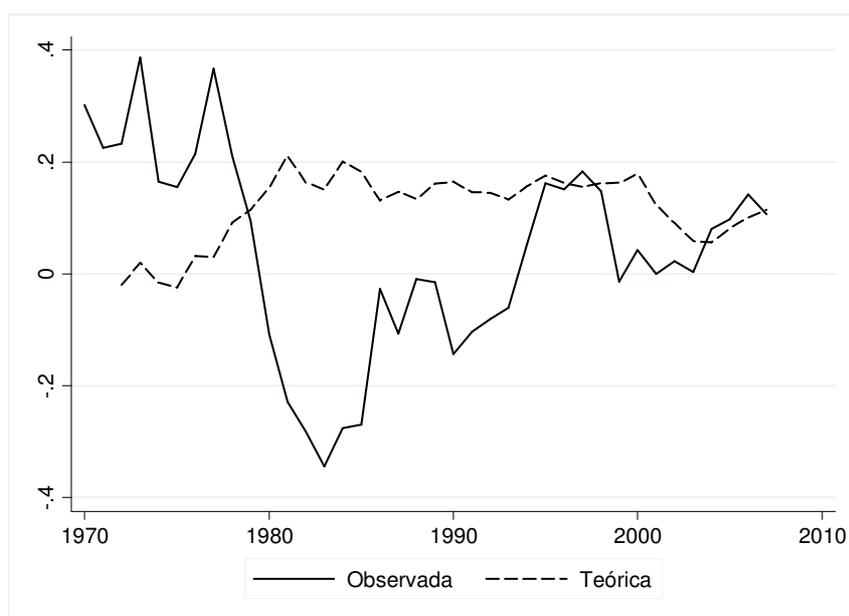
melhor ajustá-la à conta corrente observada, se comparado ao Modelo 1. Contudo, a inclusão das variáveis não consegue refletir com boa precisão os movimentos observados para período.

GRÁFICO 6 – Séries da conta corrente teórica e observada para Modelo 1



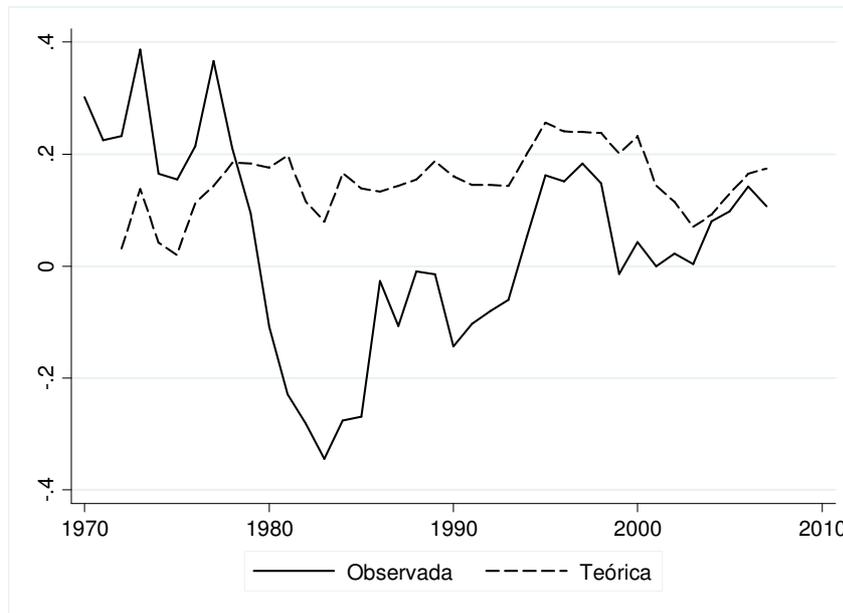
Nota: A unidade de medida das séries é logaritmo natural.
Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

GRÁFICO 7 – Séries da conta corrente teórica e observada para Modelo 2



Nota: A unidade de medida das séries é logaritmo natural.
Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

GRÁFICO 8 – Séries da conta corrente teórica e observada para Modelo 3



Nota: A unidade de medida das séries é logaritmo natural.
 Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

No Gráfico 7, que mostra a série gerada a partir do Modelo 2 – que contempla tanto a variação do produto líquido quanto a taxa real de juros internacional – a conta corrente teórica mostra-se mais volátil do que a obtida pelo Modelo 1. Possivelmente, a melhora no ajustamento deve-se ao significativo comportamento da taxa real de juros mundial no período. Essa taxa de juros teve um pico de 8% em 1971 e declinou rapidamente mantendo-se negativa nos anos de 1973 a 1975. No ano seguinte, a taxa de juros mundial iniciou uma escalada se mantendo acima da média do período durante toda a década de 1980, 1990 e início dos anos 2000. Logo, a expectativa de aumento da taxa de juros fez com que o agente reduzisse o consumo corrente e, conseqüentemente, elevasse a conta corrente, através do efeito renda negativo. Esse efeito é reforçado pelo efeito de substituição intertemporal, pelo qual a expectativa de aumento na taxa de juros mundial leva o agente a escolher o consumo futuro.

Desta forma, a conta corrente intertemporal é mais bem representada neste Modelo 2, em relação ao Modelo 1, devido possibilidade do agente formar expectativas sobre a taxa de juros, fazendo a conta corrente flutuar mais. Assim, quando o agente incorpora a expectativa quanto aos juros mundiais, a conta corrente teórica aproxima suas flutuações às da observada. Interessante destacar que, a conta corrente suavizadora de consumo prediz, na média, superávit de meados da década de 1970 em diante. Entretanto, o país teve comportamento deficitário entre meados da década de 1980 e meados da década seguinte. Deste ponto em diante, o país teve superávit abaixo do necessário para a suavização do consumo exceto para o

ano de 1997 e o triênio 2004-2006. Se considerar a década de 1970, o superávit da conta corrente brasileira foi muito superior ao que previa, em média, a teoria. Essas análises, partindo da observação visual dos Gráficos, dão indícios de que, pelo menos até a década de 1990 ou meados dessa, o comportamento do agente representativo foi discrepante ao esperado para a suavização do consumo.

Não se pode negar, portanto, a importância de incluir a taxa de juros no modelo intertemporal, ainda que não suficiente para dar conta das flutuações da conta corrente. Considerando todas as hipóteses assumidas para o modelo proposto, os resultados evidenciam que o encarecimento do capital externo é fator importante na determinação de alocação de recursos. Assim, conclui-se que a variável taxa real de juros internacional não deve ser desconsiderada para compor este modelo intertemporal, afinal o Modelo 2 mostrou-se preferível ao Modelo 1 por aproximar, em certa medida, a realidade do Brasil entre 1970 e 2007, ainda que se observe o comportamento diferente das duas séries até início de 1990.

Como mostra o Gráfico 8, a trajetória descolada da série observada em relação a trajetória da série teórica também se mantém para o Modelo 3 – que tem variação do produto líquido, taxa real de juros internacional e variação dos termos de troca como variáveis. Entretanto, a série teórica obtida com a inclusão dos termos de troca aproxima-se ainda mais da observada se comparado à obtida ao Modelo 2, em certos pontos. Apesar da série teórica do Modelo 3 não prever momento de déficit em conta corrente, os movimentos observados para essa série a partir de meados da década de 1980 são próximos aos movimentos da conta corrente observada, ficando mais próximos a partir da década de 1990. Ocorre que, ao incorporar as expectativas sobre as variações dos termos de troca, eleva-se o consumo quando se espera aumento nos termos de troca e, conseqüentemente redução da conta corrente. Vale também o contrário, redução de consumo diante de expectativas de menores termos de troca, e conseqüentemente aumento na conta corrente.

A previsão da conta corrente teórica para o Modelo 3 para a década de 1970 é mais próxima das flutuações observadas, se comparado ao Modelo 1. Isso é associado à melhora das previsões ao incorporar a expectativa quanto a variação nos termos de troca e na taxa de juros. Percebe-se que essa variável foi importante para a série teórica aproximar-se da observada, nesse período, marcado por 2 Choques do Petróleo, que influenciaram na capacidade de importação do país. A despeito dessa constatação, a conta corrente brasileira na década de 1970 teve superávit superior ao teórico. Já a década de 1980 até início da década de 1990, o modelo teórico previa superávit, enquanto que foi observado significativo déficit. Pode-se inferir da análise que, para este período marcado pela saída do país do cenário

internacional, altas taxas de juros internacionais e crise da dívida, tanto o Modelo 2 quanto o Modelo 3, não conseguem prever o déficit, ou que o déficit em conta corrente não foi compatível com o comportamento suavizador esperado. De meados da década de 1990, os superávits foram inferiores ao teoricamente exigido para a suavização do consumo.

Da mesma forma que para a taxa real de juros internacionais e termos de troca, não se deve desconsiderar os termos de troca no modelo intertemporal, tendo em vista que estas variáveis representam efeitos próprios que, caso não incluída no modelo tornam-no pouco representativo, como se pode avaliar pela visualização dos Gráficos dos Modelos 1, 2 e 3. Em suma, ainda que a série teórica não seja capaz de acompanhar com precisão os momentos de débito na conta corrente brasileira, tem-se que há maior aproximação desta para a observada, quando se inclui aquelas variáveis ao modelo básico. Logo, tem-se indícios de que a formação de expectativas sobre taxa mundial de juros e termos de troca são relevantes para a previsão das flutuações da conta corrente, aproximando a série teórica e a observada, o que leva a supor que apesar das variâncias das séries parecerem diferentes, a inclusão daquelas variáveis aproxima a volatilidade teórica da observada.

Para a análise do nível de mobilidade do capital internacional, como propõe Ghosh (1995), é necessário conhecer a Razão entre as variâncias das séries observada e teórica. a Tabela 7 apresenta as variâncias encontradas para o período de 1970 a 2007. As colunas e linhas ‘Teórica 1’, ‘Teórica 2’ e ‘Teórica 3’ representam respectivamente a variância/covariância da conta corrente Teórica dos Modelos 1, 2 e 3. Já a coluna e linha ‘Observada’ representa a variância/covariância da série teórica atual construída a partir da Equação 10, e a coluna ‘Razão’ mostra a razão das variâncias observada e Teórica para os Modelos 1, 2 e 3. Conforme a Tabela 7, a variância obtida para a conta corrente observada entre 1970 e 2007 é de 0,03993, enquanto que para a conta corrente teórica do Modelo 1 é de 0,000546, para o Modelo 2 de 0,003981 e para o Modelo 3 é de 0,00336.

TABELA 7 – Variância e Covariância das séries da conta corrente de 1970 a 2007

	Observada	Teórica 1	Teórica 2	Teórica 3	Razão
Observada	0,030993				-
Teórica 1	-0,004034	0,000546			56,764
Teórica 2	-0,00729	0,001003	0,003981		7,785
Teórica 3	-0,000319	0,000012	0,002659	0,00336	9,224

Nota: Razão = variância observada / variância Teórica.

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

As Razões das variâncias apresentadas na última coluna da Tabela 7 correspondem a valores maiores que 1, já que a variância observada é sempre maior do que a teórica obtida para cada um dos Modelos. A Razão maior que 1, mostra que para aproximar conta corrente teórica e atual seria necessário $\lambda > 1$. Isso representa dizer, conforme apresenta Ghosh (1995), que existe excesso de mobilidade do capital. Para os três Modelos, percebe-se que, ainda que superior a um, a Razão é menor para os Modelos mais completos do que a obtida no Modelo 1. Já a covariância entre as séries observada e a teórica mostra-se negativa, possível consequência do longo período em que a teoria previa superávit e a conta corrente brasileira persistiu em déficits.

Tais resultados reforçam a evidência de que a conta corrente brasileira teve flutuações na conta corrente superior ao comportamento suavizador desejado, entre 1970 e 2007, já que a variância da série atual não corresponde à esperada teoricamente. Como a volatilidade da série observada, representada pela variância da mesma, está acima do esperado para o comportamento teórico, o grau de mobilidade internacional do capital supera a expectativa teórica configurando o excesso de mobilidade do capital. Cabe destacar que o comportamento teórico, quando se inclui a taxa de juros e a variação dos termos de troca, é indício de que tais variáveis são parte importante da previsão do agente, dado que o ajustamento do modelo melhora com a formação de expectativa quanto a essas variáveis, e que há aproximação das variâncias, apesar de insuficientes para descrever precisamente as flutuações da conta corrente no período.

Considerando a impossibilidade do modelo em refletir a década de 1980 e início dos anos de 1990, o período de crise da dívida brasileira e dificuldade de tomar emprestado ou renegociar dívida, e a melhor aproximação visual da série teórica ao observado a partir do início da década 1990, dividiu-se as séries observada e a teórica para os três Modelos em dois períodos: de 1970 a 1989 e de 1990 a 2007. O objetivo é avaliar, em especial para o Modelo 3, se a partir de 1990 a variância teórica está mais próxima da observada e se isso muda a análise do excesso de mobilidade. Assim como o formato da Tabela 7, a Tabela 8 apresenta as variâncias encontradas para o período de 1970 a 1989 e a Tabela 9 para o período de 1990 a 2007. Nestas Tabelas, as colunas e linhas ‘Teórica 1’, ‘Teórica 2’ e ‘Teórica 3’ representam respectivamente a variância/covariância conta corrente Teórica dos Modelo 1, 2 e 3 para os respectivos períodos. A coluna e linha ‘Observada’ apresenta a variância/covariância da série teórica atual, a realmente observada, e a coluna ‘Razão’ mostra a razão das variâncias observada e Teórica para os Modelos 1, 2 e 3.

TABELA 8 – Variância e Covariância das séries da conta corrente de 1970 a 1989

	Observada	Teórica 1	Teórica 2	Teórica 3	Razão
Observada	0.053514				-
Teórica 1	-0.00704	0.00096			55.74375
Teórica 2	-0.01542	0.002061	0.006237		8.5801
Teórica 3	-0.00278	0.00039	0.003028	0.002993	17.8797

Nota: Razão = variância observada / variância Teórica.

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

TABELA 9 – Variância e Covariância das séries da conta corrente de 1990 a 2007

	Observada	Teórica 1	Teórica 2	Teórica 3	Razão
Observada	0,009641				-
Teórica 1	-0,00122	0,000162			59,51236
Teórica 2	-0,00011	0,000041	0,001542		6,2523
Teórica 3	0,002695	-0,00031	0,001832	0,00302	3,19238

Nota: Razão = variância observada / variância Teórica.

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

Para o período de 1970 a 1989, a Tabela 8 mostra que o excesso de mobilidade é confirmado, independente do Modelo analisado. Nota-se que, pelos valores da Tabela 9 na análise da amostra de 1990 a 2007, as variáveis incluídas no modelo contribuem para aproximar a variância teórica da sua contraparte observada. Para o Modelo 1, a razão entre as variáveis se mantém ainda muito acima da unidade e, para o Modelo 2 a inclusão da taxa de juros no modelo teórico reduz o λ implícito, apesar de ainda ser superior a 1. E, a inclusão da variação dos termos de troca aproxima um pouco mais a variância teórica da observada, entretanto, a conta corrente brasileira foi em torno de 3 vezes superior ao necessário para amortizar o consumo, se comparado ao Modelo 2 para o período. Então, tanto para o período 1970 a 2007, quanto para os subperíodos, os Modelos 1, 2 e 3 apresentam a razão entre as variâncias maiores do que 1, evidenciando o excesso de mobilidade do capital.

A Tabela 10 apresenta os resultados do teste da Hipótese da Razão das Variâncias teórica e atual ser igual a 1, cuja 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). O teste confronta essa Hipótese Nula contra as Alternativas de que a Razão seja maior do que 1 ($var(ca_t)/var(ca_t^*) > 1$), diferente de 1 ($var(ca_t)/var(ca_t^*) \neq 1$), e menor do que 1 ($var(ca_t)/var(ca_t^*) < 1$). O termo $Pr(F > f)$, presente na Tabela 10, 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* dado na Tabela 10 esteja abaixo do nível de significância de 5%.

TABELA 10 – Teste Razão da Variância

Hipótese Nula testada:			
$var(ca_t)/var(ca_t^*) = 1$			
Período de 1970 - 2007			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Hipótese alternativa testada			
$var(ca_t)/var(ca_t^*) > 1$	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			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Hipótese alternativa testada			
$var(ca_t)/var(ca_t^*) > 1$	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 1990 - 2007			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Hipótese alternativa testada			
$var(ca_t)/var(ca_t^*) > 1$	Pr (F > f) = 0.00	Pr (F > f) = 0.0002	Pr (F >f) = 0.0108
$var(ca_t)/var(ca_t^*) \neq 1$	2*Pr (F> f) = 0.00	2*Pr (F> f) = 0.0005	2*Pr (F> f) = 0.0216
$var(ca_t)/var(ca_t^*) < 1$	Pr (F < f) = 1.00	Pr (F <f) = 0.9998	Pr (F< f) = 0.9892

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

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

Os resultados apresentados na Tabela 10 confirmam para todos os Modelos estudados, excesso de mobilidade do capital para o Brasil. Em nenhum dos Modelos ou períodos propostos, o Teste da Razão entre as variâncias da conta corrente observada e teórica pode admitir a Hipótese Nula em detrimento das Hipóteses Alternativas de que a Razão seja diferente de 1 e de que a Razão seja maior do que 1, considerando 5% de nível de significância. Logo, a proposta de analisar os subperíodos (de 1970 a 1989 e de 1990 a 2007) não altera a conclusão pelo excesso de mobilidade a partir da comparação das variâncias, conforme propõe Ghosh (1995). A análise dos subperíodos possibilita apenas verificar que de 1970 a 1989 a mobilidade do capital esteve muito acima do ocorrido para o período de 1990 a 2007, período em que se observam fatos que contribuíram para maior abertura da economia como políticas facilitadoras da circulação do capital estrangeiro.

Portanto, confirma-se a existência de excesso de mobilidade do capital, sendo que a razão entre as variâncias mostram tantas vezes mais em que a conta corrente brasileira esteve

acima do que era preciso para suavizar o consumo. Como afirma Ghosh (1995), ao encontrar esse mesmo resultado para alguns países: “*That is, capital flows to and from these countries have been much more volatile than would be justified by expected changes in national cash flow.*” Ou seja, o capital que circulou nessas economias tem volatilidade superior à necessária para amortecer o consumo, dito de outra forma, a volatilidade do capital para esses países foi superior ao que seria razoável para prever as mudanças no produto da economia. Pelos resultados encontrados neste trabalho, pode-se estender a afirmação para o caso brasileiro, considerando todas as suposições do modelo.

O fluxo de capital para o Brasil, como apontado no Capítulo 1, entre 1970 a 2007 foi em boa medida necessário para cobrir os déficits incorridos na Conta de Transações Correntes do Balanço de Pagamentos. E, pode-se considerar que o país esteve disposto a atrair capital para sanar esses déficits com políticas que acabaram por interessar o capital mais volátil, especulativo. Desta forma, estender a conclusão de Ghosh (1995) para o caso brasileiro justifica-se com esses pontos.

Outra questão pode ser levantada quando se observa mais atentamente os Gráficos 8 e 9. Como constatado acima os modelos expandidos (Modelo 2 e 3) no período entre 1980 e 1993 prevêem contas correntes teóricas superavitárias enquanto ocorre déficit na conta corrente brasileira. A partir do ano de 1994, a conta corrente observada torna-se positiva e, a conta corrente teórica parece aproximar-se dela. Atentando-se para o fato do lançamento do Plano Real, pode-se levantar a hipótese de que a dinâmica surgida a partir daquele Plano pode ter influenciado à suavização do consumo via conta corrente. Então, cabe a análise das séries teóricas obtidas pelos Modelos 1, 2 e 3, no período de 1994 a 2007. As variâncias das séries da conta corrente observada e teórica, bem como a Razão entre elas estão na Tabela 11, e o Teste da Hipótese Nula de que a Razão seja igual a 1 está na Tabela 12.

TABELA 11 – Variância no período de 1994-2007

	Observada	Teórica 1	Teórica 2	Teórica 3	Razão
Observada	0.004461				
Teórica 1	-0.00052	0.000067			66.58209
Teórica 2	0.000821	-0.00008	0.001882		2.37035
Teórica 3	0.002262	-0.00025	0.002518	0.003712	1.20178

Nota: Razão = variância observada / variância Teórica.

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

TABELA 12 – Teste Razão da Variância de 1994-2007

Hipótese alternativa testada	Período de 1994 - 2007		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
$var(ca_t)/var(ca_t^*) > 1$	Pr (F > f) = 0.00	Pr (F > f) = 0.0663	Pr (F > f) = 0.3726
$var(ca_t)/var(ca_t^*) \neq 1$	2*Pr (F > f) = 0.00	2*Pr (F > f) = 0.1325	2*Pr (F > f) = 0.7452
$var(ca_t)/var(ca_t^*) < 1$	Pr (F < f) = 1.00	Pr (F < f) = 0.9337	Pr (F < f) = 0.6274

Nota: $var(ca_t)/var(ca_t^*)$ é a razão = variância observada / variância teórica obtida pelo modelo indicado.
 Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA/SE 11.2.

A Tabela 11 mostra que a Razão entre as variâncias da conta corrente teóricas, obtidas para o Modelo 2 e a conta corrente observada é superior a 1. Ou seja, o λ implícito continua sendo superior a 1 para igualar as séries teórica e observada. Tal resultado é confirmado pelo o Teste da Razão da Variância na Tabela 12, quando se rejeita a hipótese de que a Razão pode ser igual a 1, considerando o nível de significância em 10%. Isso leva a concluir pelo excesso de mobilidade do capital no período de 1994-2007. Entretanto, ao verificar o que ocorre para o Modelo 3, com a inclusão dos termos de troca, observa-se que apesar da Razão entre a variância observada e teoria ser superior a 1, o Teste da Razão da Variância não pode rejeitar a Hipótese nula em favor das Alternativas testadas (de que a Razão seja maior, diferente ou menor do que 1). O resultado do Teste revela que é estatisticamente possível assumir que a Razão entre as variâncias seja igual a 1, o que põe de lado a afirmação sobre o excesso de mobilidade entre 1994 e 2007.

Considerando todas as hipóteses assumidas para a construção dos Modelos, o Teste da Razão entre as variâncias permite dizer que a conta corrente brasileira funcionou como suavizadora de consumo no período de 1994 a 2007. Esse resultado reflete possivelmente as políticas que compuseram o Plano Real. Essas possibilitaram, entre outros pontos, maior participação dos importados na economia brasileira (ver evolução do coeficiente *imports to tradable* no Apêndice 10) o que elevou a concorrência entre os *tradables*. Além disso, 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.

CONCLUSÃO

O presente trabalho cumpre o objetivo de avaliar o comportamento da conta corrente observada junto com o comportamento da teórica, para o caso brasileiro no período de 1970-2007. A partir de um modelo teórico, sob a hipótese do equilíbrio intertemporal, proposto em Huang (2010) inspirado nos trabalhos de Ghosh (1995), Campbell (1987) e Campbell e Shiller (1987), foi possível avançar na discussão por dar tratamento diferenciado quanto a algumas variáveis, o que permitiu rever os resultados encontrados por autores como Senna e Issler (2000) e Silva e Andrade (2007), para o caso brasileiro. Primeiramente, por abordar a conta corrente observada a partir da proposta de construção do modelo teórico, considerado na construção do modelo o ativo externo líquido do país. Em segundo, preocupou-se em obter o coeficiente *imports to tradable*, que é a razão entre consumo de *tradables* importados e o consumo total de *tradables* das famílias, que está em média 0,047. Em terceiro, inclui-se a variável termo de troca na construção do modelo ao invés da taxa de câmbio.

Pela metodologia de Variável Instrumental conclui-se que não há evidências suficientes para determinar o valor do grau de mobilidade internacional do capital, pois o parâmetro λ resultou em valor estatisticamente em torno de zero. Então, os movimentos da conta corrente não se comportam como suavizador de consumo tanto ao estimar o modelo mais simples quanto os modelos expandidos. Apesar de este resultado apontar para a rejeição do modelo teórico, a expansão do modelo mostra que estas auxiliam na previsão do comportamento da conta corrente. O “*fit*” do modelo é melhor no caso dos Modelos 2 e 3 se comparados ao Modelo 1. O Grau de Ajustamento R^2 também é maior quando se acrescenta a variação dos termos de troca e taxa real de juros internacional. Foi possível constatar, portanto, que a inclusão da variação dos termos de troca tem considerável poder de explicar o comportamento da conta corrente. Tal variável mostrou-se estatisticamente significativa para a equação estimada, bem como contribui para o ajuste do modelo.

Quanto à construção da conta corrente teórica com auxílio da metodologia de Vetor Autorregressivo para o modelo simples e os expandidos, os resultados permitem análise mais rica, apesar do Teste de Granger e de Wald rejeitarem o modelo para o caso brasileiro. Um dos possíveis motivos para essa rejeição do modelo é a limitação do acesso a liquidez que ocorre no país, já que a hipótese teórica é de acesso ilimitado ao mercado de crédito financeiro. Nessa metodologia, a inclusão das variáveis termos de troca e a taxa real de juros internacionais melhora as previsões dos agentes tornando a conta corrente teórica mais próxima da observada. Entretanto, nenhum dos três Modelos, propostos para essa

metodologia, são capazes de prever corretamente as flutuações ocorridas na conta corrente brasileira no período de 1970 a 2007, em especial, o momento entre 1980 e 1993 quanto os déficits foram maiores do que o modelo foi capaz de prever. A variância da série teórica estimada mostrou-se abaixo da observada, independente do Modelo considerado, o que revela o excesso de mobilidade do capital, pois para aproximar as duas séries seria necessário considerar $\lambda > 1$.

Analisou-se a Razão entre Variâncias das séries nos subperíodos: 1970-1989 e 1990-2007. Para os Modelos 1, 2 e 3 mantém-se o encontrado, para ambos os subperíodos: excesso de mobilidade. Entretanto, para a série teórica gerada para o Modelo 3, que inclui as variáveis taxa de juros mundial e termos de troca, no subperíodo de 1990 a 2007, encontra-se menor razão entre as variâncias observada e teórica, se comparado à encontrada para 1970-1989. Como se observou que entre 1980 e 1993, a conta corrente teórica prevê superávit enquanto a observada foi de déficit, analisou-se a variância para o período de 1994 a 2007. O ponto que despertou atenção sobre esse período, é que o início do superávit observado para a conta corrente coincide com o conjunto de medidas para a abertura e estabilidade da economia (Plano Real). Entre 1994 e 2007, o resultado do Teste da Razão da variância para o Modelo 3 revelam que não há como rejeitar a hipótese de que a razão seja igual a 1. Isso representa dizer que a conta corrente, naquele período, suavizou o consumo do agente no tempo.

Em suma, pode-se afirmar que as flutuações da conta corrente, no período de 1970-2007, foram acima do necessário para a suavização do consumo, para o equilíbrio intertemporal. Todavia, encontra-se que para o período de 1994 a 2007 não há que se falar em excesso de mobilidade, sendo estatisticamente possível afirmar que a conta corrente não flutuou além do necessário para amortizar o consumo. Apesar das diferenças de tratamento dos dados a abordagem diferenciada, os resultados não destoam do encontrado em Silva e Andrade no período de 1947-2003, sendo que no subperíodo de 1991 a 2003, apontam para a não existência do excesso de mobilidade. Ainda assim, o presente estudo contribui com a proposta de testar a expansão do modelo teórico com a inclusão daquelas duas variáveis, e a abordagem diferenciada para a mensuração da conta corrente que poderia revelar novas constatações.

Todavia, a não suficiência da expansão do modelo básico para explicar as flutuações da conta corrente observada no período, abre caminhos para novos questionamentos a partir dos resultados encontrados. Propostas devem ser colocadas para melhor adequar as previsões para o caso brasileiro. Rever os dados para o consumo real nacional, separando a parte destinada a consumo de duráveis e não duráveis, é uma proposta para futura revisão das

estimativas aqui apresentadas. Outra é considerar o efeito das ações do governo, agente muito relevante para a realidade do país em especial no período em questão quando se têm 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 a existência de excesso de mobilidade do capital, encontrada em determinados períodos, possivelmente estar ligada ao movimento especulativo do capital de curto prazo, exposta em Ghosh (1995). Afinal, a presença dessa modalidade de capital estrangeiro foi importante para cobrir os déficits nacionais. Os resultados, possivelmente foram influenciados pela restrição de liquidez que ocorre no Brasil. Ou seja, o acesso ao mercado financeiro de crédito para troca intertemporal do consumo não é plena, como prevê hipótese teórica. Enfim, cumprido o objetivo a que se propôs o presente trabalho, ainda há caminhos a serem percorridos para incorporar o efeito de variáveis econômicas importantes na construção de expectativas dos agentes.

REFERÊNCIAS

- ABBOTT, A. J.; DE VITA, G. Another Piece in the Feldstein-Horioka Puzzle. **Scottish Journal of Political Economy**, v.50, n.1, p.69-89, 2003.
- ABREU, M. P.; *et al.* (Org.) **A ordem do progresso**. Rio de Janeiro: Elsevier, 1990.
- ADEDEJI, O.; THORNTON, J. Saving, investment and capital mobility in African countries. **Journal of African Economies**, v.16, n.3, p.393-405, 2007.
- AFXENTIOU, P. C.; SERLETIS, A. International capital mobility and the long run investment and saving in Canada. **Economia Internazionale**, v.46, p.147-167, 1993.
- 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.
- ALEXAKIS, P.; APERGIS, N. The Feldstein-Horioka puzzle and exchange rate regimes: Evidence from cointegration tests. **Journal of Policy Modeling**, v.16, n.5, p.459-472, 1994.
- AMIRKHALKHALI, S.; DAR, A.; AMIRKHALKHALI, S. Saving-investment correlations, capital mobility and crowding out: some further results. **Economic Modelling**, v.20, n.6, p.1137-1149, 1993.
- ANDERSON, T.; W. RUBIN, H. The asymptotic properties of estimates of the parameters of a single equation in a complete system of stochastic equations. **Annals of Mathematical Statistics** 21: 570-582, 1950.
- 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.
- ARGIMÓN, I.; ROLDÁN, J. M. Saving, investment and international capital mobility in EC countries. **European Economic Review**, v.38, n.1, p.59-67, 1994.
- ARTIS, M. J.; BAYOUMI, T. Global Capital Market Integration and the Current Account. In: M. P. Taylor (Ed.). **Money and Financial Markets**. Cambridge: Blackwell, p.297-307, 1992.
- ASDRUBALI, P.; KIM, S. Consumption smoothing channels in open economies. **Journal of Banking e Finance**, v.33, p.2293-2300, 2009.
- BACEN, Banco Central do Brasil. **Série histórica do Balanço de Pagamentos**. Disponível em <www.bcb.gov.br> Acesso em Março/2012.
- BACEN, Banco Central do Brasil. **Relatório de inflação: correlação entre termos de troca e preços internacionais de commodities**. Março de 2009. Disponível em <www.bcb.gov.br> Acesso em Março/2012.
- BAHARUMSHAH, A. Z.; LAU, E. Mean-reverting behavior of current account in Asian countries. **Economics Letters**, v.87, n.3, p.367-371, 2005.

BALLAGRIGA, F. C.; *et al.* Investigating private and public saving-investment gaps. **CEPR Working Paper**, v.607, 1991.

BASMANN, R. L. On finite sample distributions of generalized classical linear identifiability test statistics. **Journal of the American Statistical Association** 55: 650–659, 1960.

BANCO MUNDIAL. **Banco de dados**. Disponível em <<http://www.worldbank.org/>> Acesso em Maio/2012.

BARRO, Robert J. Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study. **National Bureau of Economic Research**. Working Paper Series. No. 5698, August 1996.

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.

BAXTER, M.; CRUCINI, M. J. Explaining savin/investment correlations. **American Economic Review**, v.83, n.416-436, 1993.

BAUM, C.F.; SCHAFFER, M. E.; STILLMAN, S. ivreg2: Stata module for extended instrumental variables/2SLS, GMM and AC/HAC, LIML and k-class regression. 2010 <<http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s425401.html>>.

BAYOUMI, T. Savings-investment correlations: Immobile capital, government policy or endogenous behavior? **IMF Staff Papers**, v.27, p.360-387, 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.

BLANCHARD, O.; GIAVAZZI, F. Current account deficits in the Euro area: The end of the Feldstein Horioka puzzle? **Brookings Papers on Economic Activity**, v.2, p.147-209, 2002.

BLECKER, R. Policy implications of the international savings-investment correlation. In: R. Pollin (Ed.). **The Macroeconomics of Savings, Finance and Investment**. Michigan: University Press, Ann Arbor, 1997.

BODMAN, P. M. National savings and domestic investment in the long-term: Some time-series evidence from the OECD. **International Economic Journal**, v.9, p.37-60, 1995.

BRASIL. Banco Central do Brasil. Resolução nº 1832 de 31 de maio de 1999. Divulga regulamento que disciplina a constituição e a administração de carteira de valores mobiliários mantida no país por investidores institucionais constituídos no exterior. Disponível em <http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/res/1991/pdf/res_1832_v3_L.pdf>. Acesso em 2012a.

BRASIL. Banco Central do Brasil. Resolução nº 1894 de 9 de janeiro de 1992. Altera disposições da Resolução nº 1.810, de 27.03.91, especialmente no que concerne aos prazos para permanência dos recursos no país e para alienação de investimentos. Disponível em

<http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/res/1992/pdf/res_1894_v2_L.pdf>. Acesso em 2012c.

BUCH, C. M. Capital market integration in Euroland: The role of banks. **German Economic Review**, v.1, p.443-464, 2000.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: CengageLearnin, 2008.

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

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

CAMPA, J. M.; GAVILAN, A. Current accounts in the euro area: An intertemporal approach. **Journal of International Money and Finance**, v.30, n.1, p.205-228, 2011.

_____; 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.

_____; MANKIW, N. G. Permanent Income, Current Income, and Consumption. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.8, n.3, p.265-279, 1990.

_____; SHILLER, R. J. Cointegration and tests of present value models. **Journal of Political Economy**. v. 95, n.5, 1987.

CAPRIO, G.; HOWARD, D. H. Domestic saving, current accounts, and international capital mobility. **International Finance Discussion Papers**, n.244, 1983.

CARDIA, E. The Dynamics of Savings And Investment In Response To Monetary, Fiscal And Productivity Shocks. **Journal of Monetary Economic**, v.22, 1991.

CARNEIRO, D. D.; MODIANO, E. Ajuste externo e desequilíbrio interno: 1980-1984. In: ABREU, M. P.; *et al.* (Org.). **A ordem do progresso**. Rio de Janeiro: Elsevier, 1990.

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

CASTRO, L. B. Privatização, abertura e desindexação: a primeira metade dos anos 90 (1990-1994). In: GIAMBIAGI, F.; *et al.* (Org.). **Economia brasileira contemporânea [1945-2010]**. 2.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

CHAN, K. S.; *et al.* On China's domestic capital mobility and the role of the government: Empirical evidence over 1970-2006. **World Economy**, v.34, n.7, p.1216-1236, 2011.

COAKLEY, J.; *et al.* Is the Feldstein-Horioka puzzle history? **Manchester School**, v.72, n.5, September, p.569-590, 2004.

_____. Saving, investment, and capital mobility in LDCs. **Review of International Economics**, v.7, n.4, p.632-640, 1999.

COAKLEY, J.; KULASI, F. Co-integration of long span saving and investment. **Economics Letters**, v.54, p.1-6, 1997.

COAKLEY, J.; *et al.* Current Account Solvency and the Feldstein--Horioka Puzzle. **The Economic Journal**, v.106, n.436, p.620-627, 1996.

_____. The Saving-Investment Association Birkbeck College. **Department of Economics, Gresse St. London**, v.10:94, 1994.

_____. The Relationship between Cross Section, Time Series and Other Estimators of the FH Regression. Mimeo, **Birkbeck College, London**, 1995.

_____. The Feldstein-Horioka puzzle and capital mobility: a review. **International Journal of Finance and Economics**, v.3, n.2, p.169-188, 1998.

DE HAAN, J.; SIERMANN, C. Saving, investment and capital mobility: A comment on Leachman. **Open Economies Review**, v.5, p.5-17. 1994.

DECRESSIN, J.; DISYATAT, P. Productivity shocks and the current account: An alternative perspective of capital market integration. **Journal of International Money and Finance**, v.27, n.6, p.897-914, 2008.

DEMETRIADES, P.; HUSSEIN, K. Does financial development cause economic growth? Time series evidence from 16 countries. **Journal of Development Economics**, v.51, 387-411, 1996.

DEVEREUX, M. P. Investment, saving, and taxation in an open economy. **Oxford Review of Economic Policy**, v.12, n.2, p.90-108, 1996.

DOOLEY, M. P.; *et al.* International Capital Mobility in Developing Countries vs. Industrial Countries: What do Saving-Investment Correlations Tell Us? **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, v.2043, 1987.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association** 74: 427-431, 1979.

EICHENGREEN, B. Trends and cycles in foreign lending. **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, v.3441, 1990.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica** 64: 813-836, 1996.

FELDSTEIN, M. Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and the Short Run. **National Bureau of Economic Research, Inc.**, n.0947, July, 1982.

_____. Tax policy and international capital movements. **Weltwirtschaftliches Archiv**, v.130, p.675-697, 1994.

FELDSTEIN, M.; BACHETTA, P. National Saving and International Investment. **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, v.3164, 1992.

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

FIELEKE, N. National Saving and International Investment. In: **Saving and Government Policy**. Boston: Federal Bank of Boston v.25, 1982. Disponível em <<http://www.bos.frb.org/economic/conf/conf25/conf25e.pdf>>. Acesso em 01/02/2012.

FINN, M. G. On savings and investment dynamics in a small open economy. **Journal of International Economics**, v.29, p.1-21, 1990.

FIPE, **Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas**. Dados do IPC. Disponível em: www.ipeadata.gov.br. Acesso em 10/01/2012.

FRANKEL, J. A. Quantifying international capital mobility in the 1980s. **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, v.2856, September, 1991.

_____. Measuring international capital mobility: a review. **American Economic Review**, v.82, p.197-202, 1992.

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.; OSTRY, J. D. Macroeconomic uncertainty, precautionary saving, and the current account. **Journal of Monetary Economics**, v.40, n.1, p.121-139, 1997.

GIAMBIAGI, F. Estabilidade, reformas e desequilíbrios macroeconômicos: os anos FHC (1995-2002). In: GIAMBIAGI, F.; *et al.*(Org.). **Economia brasileira contemporânea [1945-2010]**. 2.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

GIAMBIAGI, F.; *et al.*(Org.). **Economia brasileira contemporânea [1945-2010]**. 2.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

GIANNONE, D.; LENZA, M. The Feldstein-Horioka fact. **CEPR Discussion Paper**, v.4610, 2004.

GLICK, R.; ROGOFF, K. Global Versus Country-Specific Productivity Shocks and the Current Account. **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, v.4140, August, 1992.

GORDON, R.; GASPAR, V. Home bias in portfolios and taxation of asset income. **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, v.8193, 2001.

GRUBER, J. W. A present value test of habits and the current account. **Journal of Monetary Economics**, v.51, n.7, p.1495-1507, 2004.

GULLEY, D. O. Are saving and investment co-integrated? Another look at the data. **Economics Letters** v.39, p.55-58, 1992.

GUNJI, H. The Feldstein Horioka puzzle and law. **Economics Bulletin** v.11, n.1-12, 2003.

GUZEL, A.; OZDEMIR, Z. A. The Feldstein-Horioka puzzle in the presence of structural shifts: The case of Japan versus the USA. **Research in International Business and Finance**, v.25, n.2, p.195-202, 2011.

HALL, R. E. Intertemporal substitution in consumption. **Journal of Political Economy**, v.6, n.2, Apr. 1988, p.339-357, 1988.

HAMADA, K.; IWATA, K. On the international capital ownership pattern at the turn of the twenty-first century. **European Economic Review**, v.33, n.5, p.1055-1079, 1989.

HARBERGER, A. C. Vignettes on the world capital market. **American Economic Review**, v.70, p.331-337, 1980.

HERMANN, J. Reformas, endividamento externo e o "milagre econômico" (1964-1973). In: Giambiagi, F.; *et al.* (Org.). **Economia brasileira contemporânea [1945-2010]**. 2.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011a, p.49-72.

_____. Auge e declínio do modelo de crescimento com endividamento: o IIPND e a crise da dívida externa. In: Giambiagi, F.; *et al.* (Ed.2). **Economia brasileira contemporânea [1945-2010]**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011b, p.73-96.

HO, T. W. A panel cointegration approach to the investment-saving correlation. **Empirical Economics**, v.27, n.1, p.91-100, 2002.

HO, T. W.; CHIU, R. L. Country size and investment-saving correlation: A panel threshold error correction model. **Eastern Economic Journal** v.27, p.481-490, 2001.

HOFFMANN, M. The relative dynamics of investment and the current account in the G7-economies. **Economic Journal**, v.111, n.471, p.C148-C163, 2001.

_____. International macroeconomic fluctuations and the current account. **Canadian Journal of Economics** vol. 36, No. 2, 2003.

HOGENDORN, C. Capital mobility in historical perspective. **Journal of Policy Modeling**, v.20, n.2, p.141-161, 1998.

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. A. International capital mobility in OECD countries: The Feldstein-Horioka 'puzzle' revisited. **Economics Letters**, v.59, n.2, p.237-242, 1998.

_____; 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.

IBGE, **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**. Disponível em:
<<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 02/05/2012.

IM, K. S. *et al.* **Testing for unit roots in heterogeneous panels**. Discussion Paper, University of Cambridge, 1997.p.

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

İŞCAN, T. B. Present value tests of the current account with durables consumption. **Journal of International Money and Finance**, v.21, n.3, p.385-412, 2002.

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.

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.

IWAMOTO, Y.; VAN WINCOOP, E. Do borders matter? Evidence from Japanese regional net capital flows. **International Economic Review** v.41, p.241-269, 2000.

JANSEN, W. J. Estimating saving-investment correlations: evidence for OECD countries based on an error correction model. **Journal of International Money and Finance**, v.5, n.749-791, 1996.

JANSEN, W. J.; G. G. SCHULZE. Theory-based measurement of the saving-investment correlation with an application to Norway. **Economic Inquiry**, v. XXXIV, p.116-132, 1996.

JONES, M.; OBSTFELD, M. Saving, investment, and gold: A reassessment of historical current account data. **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, v.6103, 1997.

JORANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

KANO, T. Habit formation and the present-value model of the current account: Yet another suspect. **Journal of International Economics**, v.78, n.1, p.72-85, 2009.

KASUGA, H. Saving-investment correlations in developing countries. **Economics Letters**, v.83, p.371-376. 2004.

_____. Evaluating the impacts of foreign direct investment, aid and saving in developing countries. **Journal of International Money and Finance**, v.26, n.2, p.213-228, 2007.

KIM, H. *et al.* Panel cointegration results on international capital mobility in Asian economies. **Journal of International Money and Finance**, v.24, p.71-82, 2005.

KIM, K., *et al.* Consumption-smoothing in a small, cyclically volatile open economy: Evidence from New Zealand. **Journal of International Money and Finance**, v.25, n.8, p.1277-1295, 2006.

KIM, S. The saving-investment correlation puzzle is still a puzzle. **Journal of International Money and Finance**, v.20, p.1017-1034, 2001.

KITAMURA, Y. The current account and stock returns. **Research in International Business and Finance**, v.23, n.3, p.302-321, 2009.

KOLLIAS, C.; *et al.* The Feldstein–Horioka puzzle across EU members: evidence from the ARDL bounds approach and panel data. **International Review of Economics and Finance**, v.17, p.380-387, 2008.

KOOL, C. J. M.; KEIJZER L. M. International capital mobility: linking the Feldstein-Horioka puzzle to the trade and equity home bias puzzles. **Economy and Society** v.2, p.211-227, 2009.

KRAAY, A.; VENTURAM, J. Current accounts in debtor and creditor countries. **The Quarterly Journal of Economics**, v.115, p.1137-1166, 2000.

KROL, R. International capital mobility: evidence from panel data. **Journal of International Money and Finance**, v.15, n.3, p.467-474, 1996.

LAGO, Luiz A. C. A retomada do crescimento e as distorções do “Milagre”: 1967-1973. In: ABREU, M. P.; *et al.* (Org.) **A ordem do progresso**. Rio de Janeiro: Elsevier, 1990.

LANE, P. R.; MILESI-FERRETI, G. M. The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004. **Journal of International Economics** 73, November, 223-250, 2004.

LANE, P. R.; MILESI-FERRETI, G. M. Updated and Extended "External Wealth of Nations" Dataset, 1970-2007. Disponível em <<http://www.philiplane.org/EWN.html>>. Acesso em 01/03/2012.

LEACHMAN, L. Causality between investment and savings rates: Inferences for the international mobility of capital among OECD countries. **International Economic Journal**, v.4, p.23-39, 1991.

LEITÃO, M. **Saga Brasileira: a longa luta de um povo por uma moeda**. Rio de Janeiro: Record, 2011.

LEVY, D. Investment saving co-movement, capital mobility, and fiscal policy. **Irvine Economic Paper**, v.90, p.91-104, 1990.

LEWIS, K. K. Trying to explain home bias in equities and consumption. **Journal of Economic Literature**, v.37, p.571-608, 1999.

MAMINGI, N. Savings-Investment Correlations and Capital Mobility in Developing Countries. **HeBanco Mundial Policy Research Working Paper**, v.1211, 1994.

MAVEYRAUD-TRICOIRE, S. What does the Feldstein Horioka coefficient with panel data really measure? A theoretical approach with the case of a monetary area. **Economics Bulletin** v.6, 2006.

MELGAREJO, F. S.; FERNANDES, R. A. Um estudo de painel sobre a correlação poupança-investimento na América Latina. **Revista do Centro Universitário Planalto do Distrito Federal**; UNIPLAN, v. 4, nº 1, 2007.

MOCCERO, D. N. The intertemporal approach to the current account: Evidence for Argentina. **Journal of Applied Economics**, v.11, n.2, p.327-353, 2008.

MODIANO, E. A ópera dos três cruzados: 1985-1989. In: ABREU, M. P.; *et al.* (Org.) **A ordem do progresso**. Rio de Janeiro: Elsevier, 1990.

MONTIEL, P. Capital mobility in developing countries. **The World Banc Economic Review**, v.8, p.311-350, 1994.

MURPHY, R. G. Capital Mobility and the Relationship between Saving and Investment Rates. **Journal of International Money and Finance**, v.3, p.327-342, 1984.

MURTHY, N. R. V. Capital mobility in African countries: evidence from panel data cointegration tests. **Indian Journal of Economics and Business**.4 NBR.2, December, 2005.

NARAYAN, P. K. The saving and investment nexus for China: Evidence from co-integration tests. **Applied Economics**, v.37, p.1979-1990, 2005.

NASON, J. M.; ROGERS, J. H. The present-value model of the current account has been rejected: Round up the usual suspects. **Journal of International Economics**, v. 68, n.1, p.159-187, 2006.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica** 69: 1519-1554, 2000.

NIEHANS, J. The international allocation of savings with quadratic transaction (or risk) costs. **Journal of International Money and Finance**, v.11, n.3, p.222-234, 1992.

OBSTFELD, M. Capital mobility in the world economy: Theory and measurement. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v.24, n.0, p.55-103, 1986a.

_____. Rational and Self-fulfilling Balance-of-Payments Crises. **American Economic Review**, v.76, n.1, 1986b.

_____. Models of currency crises with self-fulfilling features. **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, v.5285, February, 1997.

_____. The immoderate world economy. **Journal of International Money and Finance**. 29, p. 603-614, 2010.

_____. Financial flows, financial crises, and global imbalances. **Journal of International Money and Finance**. 31, p. 469-480, 2012.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The intertemporal approach to the current account. In: G. M. Grossman e K. Rogoff (Ed.). **Handbook of International Economics**. New York: North-Holland Publishing Co., 1995.

_____. The Intertemporal Approach to the Current Account. **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, v.4893, April, 1996a.

_____. **Foundations of International Macroeconomics**. Cambridge: MIT Press, 1996b

_____. 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.

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

OH, K. Y. *et al.* Savings-investment co-integration in panel data. **Applied Economics Letters**, v.6, p.477-480, 1999.

OZMEN, F.; PARMAKSIZ, K. Policy regime change and the Feldstein-Horioka puzzle: The UK evidence. **Journal of Policy Modeling** v.25, p.137-149, 2003.

PAYNE, J.; KUMAZAWA, R. Capital mobility, foreign aid, and openness: Further panel data evidence from sub-Saharan Africa. **Journal of Economics and Finance**, v.29, p.123-127., 2005.

_____. Capital mobility and the Feldstein-Horioka puzzle: Re-examination of less developed countries. **The Manchester School**, v.74, p.610-616, 2006.

PENALTI, A.; DOOLEY M. P. Current account imbalances and capital formation in industrial countries: 1948-1981. **IMF Staff Papers**, v.31, p.1-24, 1984.

PERSSON, T.; SVENSSON, L.E.O. Current account dynamics and the terms of trade: Harberger-Laursen-Metzler two generations later. **Journal of Political Economy** v.93, p.43-65, 1985

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika** 75: 335-346, 1988.

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

ROCHA, F. Correlação Feldstein-Horioka: Indicador de mobilidade de capitais ou de solvência? **Revista de Economia Política**, v.23, n.1, 2003.

_____. Heterogeneity, cross section dependence and capital mobility in developing countries. **Economics Letters**, v.89, n.1, p.18-23, 2005.

_____. Are error correction models the best alternative to assess capital mobility in developing countries? **Economia Aplicada**. São Paulo, v. 10, n. 2, p. 267-285, abr-jun, 2006.

_____. Capital mobility in developing countries: evidence from panel data. **Estudos Econômicos**. São Paulo, v. 37, n. 3, p. 547-561, jun-set, 2007.

_____. Heterogeneity, saving-investment dynamics and capital mobility in Latin America. **Empirical Economics**, v.36, n.3, p.611-619, 2009.

_____; ZERBINI, M. B. **Correlação poupança-investimento: indicador de mobilidade de capitais ou de solvência?** ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, 2004. Disponível em <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A072.pdf>>. Acesso em 26/01/2012.

SACHS, J. D. The Current Account and macroeconomic Adjustment in the 1970s. **Brookings Papers on Economic Activity**, v.12, n.1, 1981.

_____. Aspects of the Current Account Behavior of OECD Economies. **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, v.859, February, 1982.

SACHSIDA, A.; CAETANO, M. A. R. The Feldstein-Horioka puzzle revisited. **Economics Letters**, v.68, n.1, p.85-88, 2000.

_____. **Relações de curto e longo prazos entre poupança interna e externa brasileiras.** Texto para Discussão 577, IPEA. Ago., 2008.

SANDRONI, P. **Novíssimo dicionário de economia**. São Paulo: Best Seller, 2003.

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

SHIBATA, A.; SHINTANI, M. Capital mobility in the world economy: an alternative test. **Journal of International Money and Finance**, v.17, n.5, p.741-756, 1998.

SILVA, N.; ANDRADE, J. P. **Modelo intertemporal da conta corrente: evidências para o Brasil**. ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, 2004. Disponível em www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A034.pdf. Acesso em 05/06/2012.

_____. 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.

SILVA, S. S.; TRICHES, D.; HILLBRECHT, R. O. Investigação da mobilidade de capitais da paridade coberta de juros com modelos de parâmetros fixos e variáveis. **Economia**, Brasília (DF), v.10, n.3, p.501–531, set/dez 2009.

SINGH, T. Intertemporal optimizing models of trade and current account balance: A survey. **Journal of Economic Surveys**, v.21, n.1, p.25-64, 2007.

SINN, S. Saving-Investment Correlations and Capital Mobility: On the Evidence from Annual Data. **The Economic Journal**, v.102, n.414, p.1162-1170, 1992.

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.

STOCKMAN, A.; TESAR, L. Tastes and technology in a two-country model of the business cycle: Explaining International co-movements. **American Economic Review**, v.85, p.168-185, 1995.

SUMMERS, L. H. Tax Policy and International Competitiveness. **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, v.2007, October, 1986.

SUN, L. Measuring time-varying capital mobility in East Asia. **China Economic Review**, v.15, n.3, p.281-291, 2004.

TERRA, M. C.; OIHET, E. S. A. Índice de Controle de Capitais: Uma Análise da Legislação e seu Impacto Sobre o Fluxo de Capital no Brasil no Período 1990-2000. **Estudos Econômicos**. v. 36, n. 4, p. 721-745. São Paulo, out-dez 2006.

TESAR, L. L. Saving, investment and international capital flow. **Journal of International Economics**, v.31, p.55-78, 1991.

TESAR, L. L., 1993. . International risk sharing and non-traded goods. **Journal of International Economics**, v.35, p.69-89, 1993.

TESAR, L. L. e I. M. WERNER. Home bias and high turnover. **Journal of International Money and Finance**, v.14, p.467-493, 1995.

TOBIN, J. Comments on domestic saving and international capital movements in the long run and the short run by M. Feldstein. **European Economic Review**, v.21, p.153-156, 1983.

TSUNG-WU, H. The Feldstein-Horioka puzzle revisited. **Journal of International Money and Finance**, v.21, p.555-564, 2002.

VON FURSTENBERG, G. M. From Worldwide Capital Mobility to International Financial Integration: A Review Essay. **Open Economies Review**, v.9, n.1, p.53-84, 1998.

WESTPHAL, U. Comments on domestic saving and international capital movements in the long run and the short run by M. Feldstein. **European Economic Review**, v.21, p.157-159, 1983.

WILLIAMSON, John. **Economia aberta e a economia mundial**. Trad. José Ricardo Brandão Azevedo. Rio de Janeiro: Campus, 1988.

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

WU, J. L. Mean reversion of the current account: Evidence from the panel data unit-root test. **Economics Letters**, v.66, n.2, p.215-222, 2000.

WU, J. L.; *et al.* Are current account deficits sustainable?: Evidence from panel cointegration. **Economics Letters**, v.72, n.2, p.219-224, 2001.

YAN, H.-D. Intertemporal current account balance and the East Asian currency crises. **International Advances in Economic Research**, v.5, n.3, p.277-288, 1999.

YOUNAS, J. Capital mobility, foreign aid, and openness: A reappraisal. **Economics Bulletin**, v.6, p.1-8, 2007.

APÊNDICE

APÊNDICE 1 – Classificação de atividade da Matriz Insumo Produto Brasileira

TABELA 1 – Classificação de atividades Matriz Insumo Produto 1985 a 1996

Código da atividade	Descrição da atividade
01	Agropecuária
02	Extrativa mineral
03	Petróleo e gás
04	Mineral não metálico
05	Siderurgia
06	Metalurgia não ferrosos
07	Outros metalúrgicos
08	Máquinas e Equipamentos
10	Material Elétrico
11	Equipamentos eletrônicos
12	Automóveis/caminhões/ônibus
13	Peças e outros veículos
14	Madeira e mobiliário
15	Celulose, Papel e Gráfica
16	Indústria da borracha
17	Elementos químicos
18	Refino do petróleo
19	Químicos diversos
20	Farmácia e veterinária
21	Artigos Plásticos
22	Indústria têxtil
23	Artigos do vestuário
24	Fabricação de calçados
25	Indústria do café
26	Beneficiamento de Produtos vegetais
27	Abate de animais
28	Indústria de laticínios
29	Fabricação de açúcar
30	Fabricação óleos vegetais
31	Outros produtos alimentícios
32	Indústrias diversas
33	S.I.U.P.
34	Construção civil
35	Comércio
36	Transportes
37	Comunicações
38	Instituições financeiras
39	Serviços prestados à família
40	Serviços prestados à empresa
41	Aluguel de imóveis
42	Administração pública
43	Serviços privados não mercantis

Nota: S.I.U.P. compreende Serviços Industriais de Utilidade Pública.
 Fonte: Elaborado pela autora, segundo IBGE (2012).

TABELA 2 – Classificação de atividades Matriz Insumo Produto 2000 e 2005

Código da atividade	Descrição da atividade
0101	Agricultura, silvicultura, exploração florestal
0102	Pecuária e pesca
0201	Petróleo e gás natural
0202	Minério de ferro
0203	Outros da indústria extrativa
0301	Alimentos e bebidas
0302	Produtos do fumo
0303	Têxteis
0304	Artigos do vestuário e acessórios
0305	Artefatos de couro e calçados
0306	Produtos de madeira - exclusive móveis
0307	Celulose e produtos de papel
0308	Jornais, revistas, discos
0309	Refino de petróleo e coque
0310	Álcool
0311	Produtos químicos
0312	Fabricação de resina e elastômeros
0313	Produtos farmacêuticos
0314	Defensivos agrícolas
0315	Perfumaria, higiene e limpeza
0316	Tintas, vernizes, esmaltes e lacas
0317	Produtos e preparados químicos diversos
0318	Artigos de borracha e plástico
0319	Cimento
0320	Outros produtos de minerais não-metálicos
0321	Fabricação de aço e derivados
0322	Metalurgia de metais não-ferrosos
0323	Produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos
0324	Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos
0325	Eletrrodomésticos
0326	Máquinas para escritório e equipamentos de informática
0327	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos
0328	Material eletrônico e equipamentos de comunicações
0329	Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico
0330	Automóveis, camionetas e utilitários
0331	Caminhões e ônibus
0332	Peças e acessórios para veículos automotores
0333	Outros equipamentos de transporte
0334	Móveis e produtos das indústrias diversas
0401	Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana
0501	Construção
0601	Comércio
0701	Transporte, armazenagem e correio
0801	Serviços de informação
0901	Intermediação financeira e seguros
1001	Serviços imobiliários e aluguel
1101	Serviços de manutenção e reparação
1102	Serviços de alojamento e alimentação
1103	Serviços prestados às empresas
1104	Educação mercantil
1105	Saúde mercantil
1106	Outros serviços
1201	Educação pública
1202	Saúde pública
1203	Administração pública e seguridade social

Fonte: Elaborado pela autora, segundo IBGE (2012)

APÊNDICE 2 – Especificações para a conta corrente teórica para o VAR (1) – Modelo 1

$$ca_t^* = -(\gamma_2\lambda)\rho A(I - \rho A)^{-1}Y_t$$

$$ca_t^* = -kY_t$$

$$Y_t = [ca_t \Delta no_t]$$

$$\gamma_2\lambda = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}$$

$$\text{sendo } \lambda = 1, \rho = 0,771$$

$$A = \begin{bmatrix} 0,7887 & 0,3579 \\ 0,053 & 0,1182 \end{bmatrix}$$

$$-k = \begin{bmatrix} -0,1185 \\ -0,1362 \end{bmatrix}$$

APÊNDICE 3 – Especificações para a conta corrente teórica para o VAR (2) – Modelo 2

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

$$ca_t^* = -kY_t$$

$$Y_t = [ca_t \Delta no_t r_t \quad ca_{t-1} \Delta no_{t-1} r_{t-1}]$$

$$\gamma_2\lambda = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \text{ e } \gamma_3\eta = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ -0,623 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$\text{sendo } \lambda = 1, \rho = 0,771, \text{ e } \eta = -0,62996$$

$$A = \begin{bmatrix} 0,83 & -0,11 & -3,65 & -0,150 & -0,25 & 2,51 \\ 0,01 & -0,08 & -1,10 & -0,01 & -0,24 & 0,21 \\ -0,03 & 0,00 & 1,07 & -0,02 & 0,02 & -0,21 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$-k = \begin{bmatrix} -0,0810 \\ 0,2207 \\ 3,7334 \\ 0,0890 \\ 0,2228 \\ -0,9756 \end{bmatrix}$$

APÊNDICE 4 – Especificações para a conta corrente teórica para VAR (2) – Modelo 3

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

$$ca_t^* = -kY_t$$

$$Y_t = [ca_t \Delta no_t r_t \Delta p_t ca_{t-1} \Delta no_{t-1} r_{t-1} \Delta p_{t-1}]$$

$$\gamma_2\lambda = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}; \gamma_3\eta = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ -0,623 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \text{ e } \gamma_4\theta = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0,649 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

sendo $\lambda = 1$, $\rho = 0,771$, e $\eta = -0,623$, e $\theta = 0,6473526$

$$A = \begin{bmatrix} 0,59 & -0,12 & -3,880,23 & 0,02 & -0,27 & 2,36 & 0,21 \\ -0,22 & -0,11 & -1,090,26 & 0,22 & -0,17 & 0,24 & -0,04 \\ -0,05 & 0,00 & 1,06 & 0,03 & 0,04 & 0,02 & -0,21 & 0,00 \\ -0,18 & -0,29 & -2,860,05 & -0,12 & -0,23 & 1,57 & 0,15 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$-k = \begin{bmatrix} 0,1711 \\ 0,3717 \\ 4,7988 \\ -0,0263 \\ 0,1381 \\ 0,2604 \\ -1,4905 \\ -0,0141 \end{bmatrix}$$

APÊNDICE 5 – Tabela de coeficientes do VAR (1) para Modelo 1

	ca_t	Δno_t
ca_{t-1}	0,7887 (7,91)	0,0530 (1,46)
Δno_{t-1}	0,3579 (0,77)	0,1182 (0,7)
<i>constante</i>	-0,0053 (-0,28)	0,0178 (2,61)
R ²	0,7001	0,1067
Estatística		
χ^2	84,0361	4,3015
AIC	-5,50724	
HQIC	-5,415125	
SBIC	-5,24332	

Nota: Entre parênteses estatística de teste Z.

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

APÊNDICE 6 – Tabela de coeficientes do VAR (2) para Modelo 2

	ca_t	Δno_t	r_t
ca_{t-1}	0,827205 (5,24)	0,005915 (0,917)	-0,02806 (0,038)
Δno_{t-1}	-0,11024 (-0,23)	-0,08094 (0,63)	-0,00198 (0,961)
r_{t-1}	-3,64866 (-2,75)	-1,09821 (0,021)	1,069454 (0,00)
ca_{t-2}	-0,14922 (-0,93)	-0,00878 (0,878)	0,022118 (0,105)
Δno_{t-2}	-0,24521 (-0,54)	-0,24104 (0,14)	0,018626 (0,632)
r_{t-2}	2,511519 (2,52)	0,210175 (0,556)	-0,20583 (0,016)
<i>constante</i>	0,0539 (1,05)	0,0625 (3,39)	0,0061 (1,41)
R ²	0,7511	0,2463	0,902
Estatística			
χ^2	105,6235	11,4347	322,182
AIC		-12,04907	
HQIC		-11,72692	
SBIC		-11,11586	

Nota: Entre parênteses estatística de teste Z.

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

APÊNDICE7 – Tabela de coeficientes do VAR (2) para Modelo 3

	ca_t	Δno_t	r_t	Δp_t
ca_{t-1}	0,59001 (1,1)	-0,22428 (-1,18)	-0,05163 (-1,11)	-0,18157 (-0,33)
Δno_{t-1}	-0,11792 (-0,26)	-0,10725 (-0,66)	-0,00407 (-0,1)	-0,29195 (-0,61)
r_{t-1}	-3,8823 (-2,98)	-1,08655 (-2,35)	1,063071 (9,35)	-2,85766 (-2,12)
Δp_{t-1}	0,225462 (0,41)	0,255756 (1,3)	0,025016 (0,52)	0,050128 (0,09)
ca_{t-2}	0,020443 (0,04)	0,223492 (1,23)	0,043754 (0,98)	-0,11648 (-0,22)
Δno_{t-2}	-0,27351 (-0,59)	-0,16781 (-1,02)	0,022925 (0,57)	-0,22956 (-0,48)
r_{t-2}	2,363088 (2,42)	0,236295 (0,68)	-0,20856 (-2,45)	1,568774 (1,55)
Δp_{t-2}	0,213303 (1,35)	-0,04498 (-0,8)	0,003403 (0,25)	0,150642 (0,92)
<i>constante</i>	0,0731 (1,04)	0,0597 (3,22)	0,0066 (1,45)	0,0665 (1,23)
R^2	0,7639	0,2968	0,9029	0,2017
Estatística				
χ^2	113,2673	14,77279	325,369	8,842202
AIC		-15,98906		
HQIC		-15,43681		
SBIC		-14,38927		

Nota: Entre parênteses estatística de teste Z.

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

APÊNDICE 8 – Restrições dos modelos propostos

8.1 – Restrições do Modelo 1.

A conta corrente teórica é:

$$ca_t^* = -(\gamma_2 \lambda) \rho A (I - \rho A)^{-1} Y_t$$

Onde, para um VAR (1):

$$Y_t = [ca_t \ \Delta no_t]$$

$$\gamma_2 = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}$$

$$A = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ b_1 & b_2 \end{bmatrix}$$

Se valem as hipóteses, existe um vetor $g = [1 \ 0]$ que:

$$ca_t^* = gY_t = -(\gamma_2\lambda)\rho A(I_2 - \rho A)^{-1}Y_t$$

Então:

$$\begin{aligned} gY_t &= -(\gamma_2\lambda)\rho A(I_2 - \rho A)^{-1}Y_t \\ g &= -(\gamma_2\lambda)\rho A(I_2 - \rho A)^{-1} \end{aligned}$$

Pós multiplicando ambos os lados por $(I_2 - \rho A)$ tem-se:

$$\begin{aligned} g(I_2 - \rho A) &= -(\gamma_2\lambda)\rho A \\ [1 \ 0] \cdot \left(\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} - \rho \begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ b_1 & b_2 \end{bmatrix} \right) &= (-) \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix} \lambda \rho \begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ b_1 & b_2 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

Assim:

$$[1 - \rho a_1 \quad -\rho a_2] = (-) [\lambda \rho b_1 \quad \lambda \rho b_2]$$

As restrições são:

$$\begin{cases} 1 - \rho a_1 = -\lambda \rho b_1 \\ -\rho a_2 = -\lambda \rho b_2 \end{cases}$$

Reescrevendo as duas restrições:

$$\begin{aligned} a_1 - \lambda b_1 &= \frac{1}{\rho} \\ a_2 &= \lambda b_2 \end{aligned}$$

8.2 – Restrições do Modelo 2.

A conta corrente teórica é:

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

Onde, para um VAR (2):

$$Y_t = [ca_t \ \Delta no_t r_t \ ca_{t-1} \ \Delta no_{t-1} r_{t-1}]$$

$$\gamma_2 = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}; \gamma_3 = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$A = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & a_3 & a_4 & a_5 & a_6 \\ b_1 & b_2 & b_3 & b_4 & b_5 & b_6 \\ c_1 & c_2 & c_3 & c_4 & c_5 & c_6 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Se valem as hipóteses, existe um vetor $g = [1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0]$ que:

$$ca_t^* = gY_t = -(\gamma_2\lambda + \gamma_3\eta)\rho A(I_6 - \rho A)^{-1}Y_t$$

Então:

$$gY_t = -(\gamma_2\lambda + \gamma_3\eta)\rho A(I_6 - \rho A)^{-1}Y_t$$

$$g = -(\gamma_2\lambda + \gamma_3\eta)\rho A(I_6 - \rho A)^{-1}$$

Pós multiplicando ambos os lados por $(I_6 - \rho A)$ tem-se:

$$\begin{aligned} g(I_6 - \rho A) &= -(\gamma_2\lambda + \gamma_3\eta)\rho A \\ [1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0] \cdot \left(\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} - \rho \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & a_3 & a_4 & a_5 & a_6 \\ b_1 & b_2 & b_3 & b_4 & b_5 & b_6 \\ c_1 & c_2 & c_3 & c_4 & c_5 & c_6 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \right) \\ &= (-) \left\{ \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \lambda + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \eta \right\} \rho \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & a_3 & a_4 & a_5 & a_6 \\ b_1 & b_2 & b_3 & b_4 & b_5 & b_6 \\ c_1 & c_2 & c_3 & c_4 & c_5 & c_6 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

Assim:

$$\begin{aligned} [1 - \rho a_1 \quad -\rho a_2 \quad -\rho a_3 \quad -\rho a_4 \quad -\rho a_5 \quad -\rho a_6] \\ = (-) [\lambda \rho b_1 + \eta \rho c_1 \quad \lambda \rho b_2 + \eta \rho c_2 \quad \lambda \rho b_3 + \eta \rho c_3 \quad \lambda \rho b_4 + \eta \rho c_4 \quad \lambda \rho b_5 + \eta \rho c_5 \quad \lambda \rho b_6 + \eta \rho c_6] \end{aligned}$$

As restrições são:

$$\left\{ \begin{array}{l} 1 - \rho a_1 = -\lambda \rho b_1 - \eta \rho c_1 \\ -\rho a_2 = -\lambda \rho b_2 - \eta \rho c_2 \\ -\rho a_3 = -\lambda \rho b_3 - \eta \rho c_3 \\ -\rho a_4 = -\lambda \rho b_4 - \eta \rho c_4 \\ -\rho a_5 = -\lambda \rho b_5 - \eta \rho c_5 \\ -\rho a_6 = -\lambda \rho b_6 - \eta \rho c_6 \end{array} \right.$$

Reescrevendo as duas restrições:

$$\begin{aligned} a_1 - \lambda b_1 - \eta c_1 &= \frac{1}{\rho} \\ a_j &= \lambda b_j + \eta c_j ; \text{ com } j = 2, \dots, 6 \end{aligned}$$

8.3 – Restrições do Modelo 3

A conta corrente teórica é:

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

Onde, para um VAR (2):

$$Y_t = [ca_t \Delta no_t r_t \Delta p_t ca_{t-1} \Delta no_{t-1} r_{t-1} \Delta p_{t-1}]$$

$$\gamma_2 = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}; \gamma_3 = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \text{ e } \gamma_4 = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$A = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & a_3 & a_4 & a_5 & a_6 & a_7 & a_8 \\ b_1 & b_2 & b_3 & b_4 & b_5 & b_6 & b_7 & b_8 \\ c_1 & c_2 & c_3 & c_4 & c_5 & c_6 & c_7 & c_8 \\ d_1 & d_2 & d_3 & d_4 & d_5 & d_6 & d_7 & d_8 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Se valem as hipóteses, existe um vetor $g = [1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0]$ que:

$$ca_t^* = gY_t = -(\gamma_2\lambda + \gamma_3\eta + \gamma_4\theta)\rho A(I_8 - \rho A)^{-1}Y_t$$

Então:

$$gY_t = -(\gamma_2\lambda + \gamma_3\eta + \gamma_4\theta)\rho A(I_8 - \rho A)^{-1}Y_t$$

$$g = -(\gamma_2\lambda + \gamma_3\eta + \gamma_4\theta)\rho A(I_8 - \rho A)^{-1}$$

Pós multiplicando ambos os lados por $(I_8 - \rho A)$ tem-se:

$$g(I_8 - \rho A) = -(\gamma_2\lambda + \gamma_3\eta + \gamma_4\theta)\rho A$$

$$[1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0] \cdot \left(\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} - \rho \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & a_3 & a_4 & a_5 & a_6 & a_7 & a_8 \\ b_1 & b_2 & b_3 & b_4 & b_5 & b_6 & b_7 & b_8 \\ c_1 & c_2 & c_3 & c_4 & c_5 & c_6 & c_7 & c_8 \\ d_1 & d_2 & d_3 & d_4 & d_5 & d_6 & d_7 & d_8 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \right)$$

$$= (-) \left\{ \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \lambda + \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \eta + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \theta \right\} \rho \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & a_3 & a_4 & a_5 & a_6 & a_7 & a_8 \\ b_1 & b_2 & b_3 & b_4 & b_5 & b_6 & b_7 & b_8 \\ c_1 & c_2 & c_3 & c_4 & c_5 & c_6 & c_7 & c_8 \\ d_1 & d_2 & d_3 & d_4 & d_5 & d_6 & d_7 & d_8 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Assim:

$$\begin{aligned}
 & [1 - \rho a_1 - \rho a_2 - \rho a_3 - \rho a_4 - \rho a_5 - \rho a_6 - \rho a_7 - \rho a_8] \\
 & = (-) [\lambda \rho b_1 + \eta \rho c_1 + \theta \rho d_1 \quad \lambda \rho b_2 + \eta \rho c_2 + \theta \rho d_2 \quad \lambda \rho b_3 + \eta \rho c_3 + \theta \rho d_3 \quad \lambda \rho b_4 \\
 & + \eta \rho c_4 + \theta \rho d_4 \quad \lambda \rho b_5 + \eta \rho c_5 + \theta \rho d_5 \quad \lambda \rho b_6 + \eta \rho c_6 + \theta \rho d_6 \quad \lambda \rho b_7 + \eta \rho c_7 \\
 & + \theta \rho d_7 \quad \lambda \rho b_8 + \eta \rho c_8 + \theta \rho d_8]
 \end{aligned}$$

As restrições são:

$$\left. \begin{aligned}
 1 - \rho a_1 &= -\lambda \rho b_1 - \eta \rho c_1 - \theta \rho d_1 \\
 -\rho a_2 &= -\lambda \rho b_2 - \eta \rho c_2 - \theta \rho d_2 \\
 -\rho a_3 &= -\lambda \rho b_3 - \eta \rho c_3 - \theta \rho d_3 \\
 -\rho a_4 &= -\lambda \rho b_4 - \eta \rho c_4 - \theta \rho d_4 \\
 -\rho a_5 &= -\lambda \rho b_5 - \eta \rho c_5 - \theta \rho d_5 \\
 -\rho a_6 &= -\lambda \rho b_6 - \eta \rho c_6 - \theta \rho d_6 \\
 -\rho a_7 &= -\lambda \rho b_7 - \eta \rho c_7 - \theta \rho d_7 \\
 -\rho a_8 &= -\lambda \rho b_8 - \eta \rho c_8 - \theta \rho d_8
 \end{aligned} \right\}$$

Reescrevendo as duas restrições:

$$\begin{aligned}
 a_1 - \lambda b_1 - \eta c_1 - \theta d_1 &= \frac{1}{\rho} \\
 a_j &= \lambda b_j + \eta c_j + \theta d_j ; \text{ com } j = 2, \dots, 8
 \end{aligned}$$

APÊNDICE 9 – Teste de Wald para as restrições dos modelos

9.1 – Teste Wald para Modelo1.

MODELO 1					
		Coef.	Std. Err.	z	P>z
ca_t	ca_{t-1}	1.331	0.0361	36.9	0.000
	Δno_{t-1}	0.126	0.1691	0.75	0.455
	cons.	-0.016	0.0162	-0.99	0.323
Δno_t	ca_t	0.034	0.0361	0.94	0.348
	Δno_{t-1}	0.126	0.1691	0.75	0.455
	cons.	0.018	0.0068	2.67	0.008
Wald Test:	H ₀ : São verdadeiras as restrições do Modelo 1			χ^2_2	38.890
				p-value	0.000

Nota: (Coef.) é valor do coeficiente; (Std. Err.) o erro padrão; (z) estatística de significância; (P>z) p-value da estatística z; (cons.) é constante; χ^2_j estatística com distribuição χ^2 e j graus de liberdade.

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA/SE 11.2.

9.2 – Teste de Wald para Modelo 2.

MODELO 2					
		Coef.	Std. Err.	z	P>z
ca_t	ca_{t-1}	1.286	0.057	22.4	0.000
	ca_{t-2}	-0.032	0.058	-0.54	0.587
	Δno_{t-1}	-0.082	0.171	-0.48	0.631
	Δno_{t-2}	-0.252	0.166	-1.52	0.128
	r_{t-1}	-1.903	0.482	-3.95	0.000
	r_{t-2}	0.491	0.362	1.36	0.175
	cons.	0.053	0.023	2.29	0.022
Δno_t	ca_{t-1}	-0.024	0.056	-0.42	0.671
	ca_{t-2}	-0.016	0.056	-0.29	0.772
	Δno_{t-1}	-0.083	0.166	-0.5	0.618
	Δno_{t-2}	-0.241	0.161	-1.49	0.135
	r_{t-1}	-1.211	0.468	-2.58	0.010
	r_{t-2}	0.341	0.352	0.97	0.333
	cons.	0.063	0.018	3.43	0.001
r_t	ca_{t-1}	-0.021	0.013	-1.55	0.122
	ca_{t-2}	0.024	0.013	1.79	0.073
	Δno_{t-1}	-0.002	0.039	-0.04	0.969
	Δno_{t-2}	0.019	0.038	0.48	0.629
	r_{t-1}	1.098	0.111	9.86	0.000
	r_{t-2}	-0.239	0.083	-2.86	0.004
	cons.	0.006	0.004	1.42	0.155
Wald Test:	H_0 : São verdadeiras as restrições do Modelo 2			χ_6^2 p-value	57.390 0.000

Nota: (Coef.) é valor do coeficiente; (Std. Err.) o erro padrão; (z) estatística de significância; (P>z) p-value da estatística z; (cons.) é constante; χ_j^2 estatística com distribuição χ^2 e j graus de liberdade.

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATAISE 11.2.

9.3 – Teste de Wald para Modelo 3.

MODELO 3					
		Coef.	Std. Err.	z	P>z
ca_t	ca_{t-1}	1.007	0.450	2.240	0.025
	ca_{t-2}	0.125	0.430	0.290	0.771
	Δno_{t-1}	-0.303	0.387	-0.780	0.434
	Δno_{t-2}	-0.334	0.390	-0.860	0.392
	r_{t-1}	-3.596	1.097	-3.280	0.001
	r_{t-2}	1.337	0.822	1.630	0.104
	Δp_{t-1}	0.275	0.465	0.590	0.554
	Δp_{t-2}	0.042	0.134	0.320	0.751
	cons.	0.095	0.045	2.140	0.032
Δno_t	ca_{t-1}	-0.391	0.151	-2.590	0.010
	ca_{t-2}	0.182	0.144	1.260	0.209
	Δno_{t-1}	-0.033	0.130	-0.260	0.798
	Δno_{t-2}	-0.144	0.131	-1.100	0.273
	r_{t-1}	-1.201	0.369	-3.260	0.001
	r_{t-2}	0.647	0.276	2.340	0.019
	Δp_{t-1}	0.236	0.156	1.510	0.130
	Δp_{t-2}	0.023	0.045	0.520	0.604

	<i>cons.</i>	0.051	0.015	3.370	0.001
r_t	ca_{t-1}	-0.031	0.044	-0.690	0.490
	ca_{t-2}	0.049	0.042	1.160	0.247
	Δno_{t-1}	-0.013	0.038	-0.350	0.725
	Δno_{t-2}	0.020	0.038	0.520	0.605
	r_{t-1}	1.077	0.108	9.970	0.000
	r_{t-2}	-0.260	0.081	-3.220	0.001
	Δp_{t-1}	0.028	0.046	0.600	0.548
	Δp_{t-2}	-0.005	0.013	-0.400	0.691
	<i>cons.</i>	0.008	0.004	1.780	0.076
	Δp_t	ca_{t-1}	0.127	0.511	0.250
ca_{t-2}		-0.039	0.488	-0.080	0.936
Δno_{t-1}		-0.429	0.440	-0.970	0.330
Δno_{t-2}		-0.274	0.443	-0.620	0.535
r_{t-1}		-2.647	1.245	-2.130	0.034
r_{t-2}		0.811	0.933	0.870	0.385
Δp_{t-1}		0.087	0.527	0.160	0.870
Δp_{t-2}		0.024	0.152	0.160	0.872
<i>cons.</i>		0.083	0.050	1.660	0.097
Wald Test:		H ₀ : São verdadeiras as restrições do Modelo 3			χ^2_8
			<i>p-value</i>		0.000

Nota: (Coef.) é valor do coeficiente; (Std. Err.) o erro padrão; (z) estatística de significância; (P>z) *p-value* da estatística z; (cons.) é constante; χ^2_j estatística com distribuição χ^2 e j graus de liberdade.

Fonte: Elaborado pela autora, a partir de STATA\SE 11.2.

APÊNDICE 10—Evolução do coeficiente de participação dos importados no consumo das famílias

Em 1.000 da moeda do corrente do ano.

DESCRIÇÃO ATIVIDADE NÍVEL 80	1985			1990		
	Consumo Final Famílias			Consumo Final Famílias		
	Nacionais	Importados	Total	Nacionais	Importados	Total
AGROPECUÁRIA	43843.7202	468.195415	44311.9156	1089383.685	19881.312	1109265
EXTRAT. MINERAL	110.930313	3.34988719	114.2802	2901.326321	135.876716	3037.20304
PETRÓLEO E GÁS	227.877827	7.56900443	235.446832	139.7560136	1.36366239	141.119676
MINERAL Ñ METÁLICO	1902.27427	22.272081	1924.54635	49507.84666	893.184781	50401.0314
SIDERURGIA	516.01846	15.6772779	531.695738	3089.962714	35.8823257	3125.84504
METALURG. Ñ FERROSOS	862.128321	10.9443787	873.0727	9363.449996	674.185322	10037.6353
OUTROS METALÚRGICOS	4176.4951	59.169606	4235.66471	80813.46645	1773.16227	82586.6287
MÁQUINAS E EQUIP.	1223.78866	68.2671926	1292.05586	40633.95565	1746.26136	42380.217
MATERIAL ELÉTRICO	8081.18533	1540.47636	9621.66169	186575.1846	24838.5836	211413.768
EQUIP. ELETRÔNICOS	11140.9998	22.6364884	11163.6362	298113.0375	2214.92336	300327.961
AUTOM./CAM/ONIBUS	14537.4892	14.5213639	14552.0106	358446.1282	2257.80454	360703.933
PEÇAS E OUT. VEÍCULOS	3808.74314	245.578753	4054.32189	61700.02505	7047.77605	68747.8011
MADEIRA E MOBILIÁRIO	12036.0893	19.6858697	12055.7752	277885.3893	602.031181	278487.42
CELULOSE, PAPEL E GRÁF.	7233.87303	275.181224	7509.05426	162608.2257	6858.8197	169467.045
IND. DA BORRACHA	332.839016	23.699572	356.538588	5630.728898	418.099715	6048.82861
ELEMENTOS QUÍMICOS	10707.4827	12.7429898	10720.2257	200875.308	10290.5902	211165.898
REFINO DO PETRÓLEO	4994.44351	611.985096	5606.42861	57113.15679	9344.94041	66458.0972
QUÍMICOS DIVERSOS	2253.25008	119.081503	2372.33158	53726.87582	97.0385537	53823.9144
FARMAC. E VETERINÁRIA	18022.5933	11.0908586	18033.6841	421159.9054	911.567536	422071.473
ARTIGOS PLÁSTICOS	2170.13514	7.17686199	2177.312	49241.77984	333.29132	49575.0712
IND. TÊXTIL	11237.9838	46.7806551	11284.7645	224929.7274	3492.99704	228422.724
ARTIGOS DO VESTUÁRIO	34131.6922	42.9149951	34174.6072	714557.053	3953.85761	718510.911
FABRICAÇÃO CALÇADOS	10928.467	12.7714622	10941.2384	217145.2002	2437.67847	219582.879
INDÚSTRIA DO CAFÉ	5704.67976	3.55906198	5708.23882	72281.1771	32.3554163	72313.5325
BENEF. PROD. VEGETAIS	24428.7618	658.443502	25087.2053	512056.7995	19182.8304	531239.63
ABATE DE ANIMAIS	23340.957	146.079504	23487.0365	606790.9035	17245.8546	624036.758
INDÚSTRIA DE LATICÍNIOS	11138.585	113.318371	11251.9034	262547.7045	8573.85573	271121.56
FABRICAÇÃO DE AÇÚCAR	5791.02048	3.21063579	5794.23112	99629.26761	56.5402865	99685.8079
FAB. ÓLEOS VEGETAIS	5939.94658	3.78016272	5943.72674	120098.0119	1213.79738	121311.809
OUTROS PROD. ALIMENT.	28098.8518	356.118967	28454.9708	718042.5749	13083.2632	731125.838
INDÚSTRIAS DIVERSAS	4643.80978	154.594581	4798.40436	157382.4065	9032.46239	166414.869
TOTAIS	313567.112	5100.87369	318667.986	7114370.02	168662.187	7283032.21
Coeficiente		0.01600			0.02316	

FONTE: IBGE, 2012

Código	1991			1992			1993		
	Consumo Final Famílias			Consumo Final Famílias			Consumo Final Famílias		
	Nacionais	Importados	Total	Nacionais	Importados	Total	Nacionais	Importados	Total
01	5158877.28	101452.516	5260329.8	58150808	899733.353	59050541.3	1239731.6	17682.9767	1257414.58
02	16365.1188	852.918073	17218.0368	171770.181	9974.54786	181744.729	2761.75367	242.06368	3003.81735
03	1330.33287	11.218909	1341.55178	11803.0595	105.429879	11908.4894	190.821915	1.73993722	192.561852
04	263430.301	4859.75785	268290.059	2714633.38	62528.1994	2777161.58	51434.2585	1381.94258	52816.2011
05	16883.7309	245.878921	17129.6098	166992.029	2461.695	169453.724	3266.89912	61.3888026	3328.28792
06	64432.764	3293.28605	67726.05	539209.753	40664.4608	579874.214	11169.8214	890.166774	12059.9881
07	401115.346	11172.9068	412288.253	4108633.06	118249.62	4226882.68	79883.5958	3340.39422	83223.99
08	224128.034	9198.96093	233326.995	2474704.56	90021.1798	2564725.74	49181.2098	2697.81802	51879.0278
10	789968.582	117472.892	907441.475	8636216.86	1190414.06	9826630.92	167850.22	32663.8783	200514.099
11	1281985.15	46645.495	1328630.64	10000090.8	2730410.4	12730501.3	242253.487	81221.2279	323474.715
12	1538459.71	63484.2622	1601943.97	14500582.2	1767601.2	16268183.4	378520.847	92784.8051	471305.652
13	240297.061	43040.1935	283337.255	2882373.69	490858.92	3373232.61	60319.7995	18556.6402	78876.4398
14	1174908.3	3851.36446	1178759.67	11153666.1	59109.5186	11212775.6	267751.581	2438.66616	270190.247
15	763118.374	44176.6428	807295.017	7463387.54	370082.502	7833470.05	160769.292	8719.60304	169488.895
16	27512.8281	2453.59185	29966.42	318143.829	34046.8208	352190.65	6491.2051	841.896706	7333.10181
17	1331618.72	49925.4321	1381544.16	16661014.4	187816.028	16848830.4	390795.191	9878.74409	400673.935
18	308184.496	75509.4201	383693.916	4139721.51	718217.696	4857939.2	95454.3542	12320.0151	107774.369
19	229927.515	671.915173	230599.43	2460185.02	5985.56436	2466170.58	57573.7771	157.299435	57731.0765
20	1897976.87	6552.26383	1904529.13	23532068.5	47601.2516	23579669.8	570993.945	2446.21847	573440.164
21	177372.245	2286.77642	179659.021	1757055.09	24647.6905	1781702.78	39476.3199	889.470279	40365.7902
22	990810.822	23209.7465	1014020.57	9765304.63	231731.5	9997036.13	207832.099	6895.31515	214727.414
23	2752299.75	22739.5728	2775039.33	27031692.7	159169.353	27190862.1	590867.089	5216.59244	596083.682
24	875480.934	15194.0476	890674.982	7565048.47	91825.7475	7656874.22	185692.782	4407.95909	190100.741
25	372073.027	199.518052	372272.545	4522358.87	3163.29908	4525522.17	120037.428	82.5340979	120119.962
26	2585060.71	161823.242	2746883.96	28598877	1339523.9	29938400.9	676470.298	30916.0019	707386.3
27	3045535.79	46218.4697	3091754.26	32123434.6	402874.941	32526309.5	770875.53	5018.61689	775894.147
28	1392568.55	55847.4598	1448416.01	14478723	148930.592	14627653.6	313746.78	8064.50532	321811.285
29	488912.831	286.518472	489199.35	5760496.83	39461.3591	5799958.19	111973.597	835.689293	112809.287
30	714621.713	13140.4361	727762.149	8919382.06	105275.435	9024657.5	186187.368	3615.47863	189802.847
31	3852836.76	70863.1747	3923699.93	41411222.6	681075.843	42092298.4	890713.092	19342.5695	910055.662
32	768733.537	56696.3045	825429.842	8457089.52	665300.775	9122390.3	133823.579	16184.9864	150008.565
Total	33746827.2	1053376.18	34800203.4	360476690	12718862.9	373195553	8064089.62	389797.204	8453886.83
Coefficiente		0.030269			0.03408096			0.046109	

FONTE: IBGE, 2012

Código	1994			1995			1996		
	Consumo Final Famílias			Consumo Final Famílias			Consumo Final Famílias		
	Nacionais	Importados	Total	Nacionais	Importados	Total	Nacionais	Importados	Total
01	13650730.4	272682.622	13923413	22746361	551987.2	23298348.2	26086174.2	560674.129	26646848.4
02	24482.7259	2665.54332	27148.2692	49721.7614	7123.02422	56844.7856	62196.455	9619.77086	71816.2258
03	1661.56416	14.006712	1675.57088	4209.65559	31.8358251	4241.49141	6548.26807	42.8333437	6591.10141
04	439396.397	12661.018	452057.415	696566.969	29375.5543	725942.523	825309.552	36285.753	861595.305
05	29830.2282	589.544079	30419.7722	56310.5917	1333.07702	57643.6687	69057.2424	1726.33872	70783.5811
06	110158.126	10479.4265	120637.552	213519.085	22903.4522	236422.537	243607.468	18745.3226	262352.79
07	739528.608	33977.7644	773506.373	1258474.61	83241.2036	1341715.81	1466965.58	106703.986	1573669.56
08	426274.971	27021.0595	453296.031	769408.985	60185.2709	829594.256	961767.607	64651.2133	1026418.82
10	1636385.11	357624.741	1994009.85	3533187.07	706019.219	4239206.29	3974455.05	739878.016	4714333.07
11	3014506.6	770357.573	3784864.17	6778422.7	1324786.88	8103209.57	8541989.03	1336504.24	9878493.27
12	4070039.72	1245516.02	5315555.74	9205627.18	3218901.71	12424528.9	12828348.6	1926707.48	14755056.1
13	696721.158	204084.877	900806.035	1241291.72	107413.109	1348704.83	1392604.62	75396.1702	1468000.79
14	2505845.02	32053.6317	2537898.65	4213648.78	104642.806	4318291.59	4957631.51	142702.908	5100334.42
15	1415198.66	85860.1079	1501058.77	2269910.95	273902.167	2543813.12	2582995.75	381510.532	2964506.29
16	68690.0458	12611.2491	81301.2948	95493.6478	31973.8326	127467.48	97781.9972	37627.1403	135409.137
17	2985128.07	166995.119	3152123.19	3417088.98	265932.24	3683021.22	3664395.48	166642.584	3831038.06
18	742702.242	104303.201	847005.443	1113318.57	236638.563	1349957.13	1312519.86	309725.113	1622244.97
19	476910.142	1718.20798	478628.35	818123.146	3829.11718	821952.263	948382.883	6034.20271	954417.085
20	4750814.11	33895.2411	4784709.35	8501594.16	76902.0484	8578496.21	9712735.67	179833.931	9892569.6
21	303959.876	14732.6721	318692.548	598018.07	47840.6311	645858.701	763050.725	62131.8312	825182.556
22	1775137.09	77988.0092	1853125.1	2953973.56	240218.356	3194191.92	3194684.8	259605.569	3454290.37
23	4919984.68	72774.9079	4992759.58	8515161.73	276322.913	8791484.64	9544552.71	302810.144	9847362.86
24	1501692.2	68786.818	1570479.02	2247954.05	218987.326	2466941.38	2350450.35	237032.006	2587482.36
25	1361805.38	606.709973	1362412.09	1939525.58	1554.42655	1941080	2131924.55	2354.26403	2134278.81
26	6586958.78	341456.978	6928415.75	10708473.1	515373.695	11223846.8	12866014.5	611974.253	13477988.7
27	6586193.74	88710.9625	6674904.7	10974406.6	163859.011	11138265.6	12885906.3	187713.861	13073620.1
28	2617006.99	129978.675	2746985.66	5073748.64	356825.594	5430574.23	6064942.27	334141.796	6399084.07
29	950208.077	3516.6993	953724.776	1056335.83	5205.37485	1061541.21	1364477.28	4386.1514	1368863.43
30	1879796.52	29227.8038	1909024.32	2949035.13	59148.3452	3008183.47	3328544.87	93341.7844	3421886.65
31	8061966.93	223857.715	8285824.65	14622534	734314.047	15356848.1	17879559.9	839491.551	18719051.4
32	1201400.31	178184.301	1379584.61	2312406.26	474854.993	2787261.25	2599849.9	636674.65	3236524.55
Totais	75531114.4	4604933.2	80136047.6	130933852	10201627	141135479	154709425	9672669.52	164382094
Coefficiente		0.0574639			0.072283			0.0588426	

FONTE: IBGE, 2012

Código da atividade	Descrição da atividade	2000			2005		
		Consumo Final Famílias			Consumo Final Famílias		
		Nacionais	Importados	Total	Nacionais	Importados	Total
0101	Agricultura, silvicultura, exploração florestal	12781.5676	568.812065	13350.3797	23254.7542	980.995946	24235.75
0102	Pecuária e pesca	8021.24967	205.373484	8226.62315	13457.8641	243.031756	13700.896
0201	Petróleo e gás natural	407.175795	270.092587	677.268382	1213.91838	1.97316466	1215.8915
0202	Minério de ferro	6.67670106	0.12408944	6.8007905	32.4049179	1.47020112	33.875119
0203	Outros da indústria extrativa	106.814564	0.62109101	107.435655	247.106655	0.35233802	247.45899
0301	Alimentos e bebidas	63191.9063	2679.27559	65871.1819	120010.844	3122.43287	123133.28
0302	Produtos do fumo	2710.1566	1336.18613	4046.34273	5041.22162	1941.27511	6982.4967
0303	Têxteis	4950.10067	127.11119	5077.21186	7298.7126	191.614064	7490.3267
0304	Artigos do vestuário e acessórios	16285.2033	261.343128	16546.5465	24057.3185	574.754473	24632.073
0305	Artefatos de couro e calçados	6579.03897	185.546547	6764.58551	10824.0633	559.313222	11383.376
0306	Produtos de madeira - exclusive móveis	252.461186	11.765661	264.226847	445.741314	17.1256972	462.86701
0307	Celulose e produtos de papel	2337.54571	85.2486768	2422.79439	5443.47309	76.1027258	5519.5758
0308	Jornais, revistas, discos	4206.54897	443.298749	4649.84772	8083.75012	336.523403	8420.2735
0309	Refino de petróleo e coque	11931.3914	1114.05738	13045.4488	23604.8829	6.93913347	23611.822
0310	Álcool	2388.66712	0.81028277	2389.4774	2982.71395	0.27065429	2982.9846
0311	Produtos químicos	347.428836	100.518112	447.946948	726.486929	144.053326	870.54025
0312	Fabricação de resina e elastômeros	62.6305207	10.3470227	72.9775434	6.79534424	0.43725891	7.2326031
0313	Produtos farmacêuticos	8893.85228	1880.28146	10774.1337	15057.8822	4035.71696	19093.599
0314	Defensivos agrícolas	103.91976	1.65855074	105.578311	202.316247	0.89236806	203.20862
0315	Perfumaria, higiene e limpeza	6709.74529	2172.24037	8881.98566	11135.4492	3459.27906	14594.728
0316	Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	562.535208	2.75033116	565.285539	817.606214	1.00967722	818.61589
0317	Produtos e preparados químicos diversos	345.43669	77.9512207	423.387911	274.719995	111.940446	386.66044
0318	Artigos de borracha e plástico	1506.36802	135.980513	1642.34853	2342.9042	316.340136	2659.2443
0319	Cimento	231.51361	0.12155874	231.635169	396.2936	0.70535925	396.99896
0320	Outros produtos de minerais não-metálicos	199.872985	39.7158624	239.588847	330.486189	77.3550007	407.84119
0321	Fabricação de aço e derivados	43.9568103	2.44322	46.4000303	37.8511268	3.00996075	40.861088
0322	Metalurgia de metais não-ferrosos	16.020101	2.07442454	18.0945256	126.426104	9.87937403	136.30548
0323	Produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos	793.72268	114.979264	908.701944	1606.58992	216.298196	1822.8881
0324	Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	1164.65825	8.27993165	1172.93818	1848.72122	36.2661828	1884.9874
0325	Eletrodomésticos	3522.36788	149.289622	3671.6575	7210.00335	307.302167	7517.3055
0326	Máquinas para escritório e equipamentos de informática	1318.31959	103.437876	1421.75746	1529.73653	3.71820032	1533.4547
0327	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	515.52404	164.974998	680.499038	1145.54195	254.618245	1400.1602
0328	Material eletrônico e equipamentos de comunicações	6205.80597	184.145055	6389.95102	9085.15466	454.157858	9539.3125
0329	Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	2036.56301	326.31609	2362.8791	3490.19633	869.939053	4360.1354
0330	Automóveis, camionetas e utilitários	12113.3579	2278.49218	14391.8501	23105.4745	1950.59059	25056.065
0331	Caminhões e ônibus	152.545565	3.20194895	155.747514	482.775235	26.7109733	509.48621
0332	Peças e acessórios para veículos automotores	220.244153	30.1088044	250.352958	682.303407	60.4658823	742.76929
0333	Outros equipamentos de transporte	1706.97407	38.5032917	1745.47737	4309.4435	128.977047	4438.4205
0334	Móveis e produtos das indústrias diversas	9236.12817	473.487593	9709.61576	17107.4226	722.7166	17830.139
Totais		194165.996	15590.966	209756.962	349057.35	21246.5547	370303.9
Coeficiente		0.074328717			0.057375994		

FONTE: IBGE, 2012

ANEXO

Apresentando o desenvolvimento das equações exibidas no decorrer do presente trabalho, conforme Huang (2010).

ANEXO A – Obtendo Equações 7 e 8

Sendo a forma do consumo composto dada por $C_t^* = C_{m,t}^\alpha C_{x,t}^{1-\alpha}$ e sabendo que o consumo em termos de bens importados é $C_t = C_{m,t} + P_t C_{x,t} = P^* C_t^*$ ocorre que:

$$\begin{aligned} \max C_t^* \\ \text{s. a. } C_t \end{aligned}$$

Obtém-se como condições de primeira ordem que:

$$\begin{aligned} C_{m,t} &= \alpha C_t \\ C_{x,t} &= (1 - \alpha) \frac{C_t}{P_t} \end{aligned}$$

$$\text{Logo } C_t^* = (\alpha C_t)^\alpha \left[(1 - \alpha) \frac{C_t}{P_t} \right]^{1-\alpha}$$

Sabendo que $C_t = P_t^* C_t^*$, e reescrevendo, pode-se obter:

$$\text{Ou } P_t^* C_t^* = (\alpha P_t^*)^\alpha \left[(1 - \alpha) \frac{P_t^*}{P_t} \right]^{1-\alpha} \quad (\text{A1})$$

$$\text{Ou } 1 = (\alpha P_t^*)^\alpha \left[(1 - \alpha) \frac{P_t^*}{P_t} \right]^{1-\alpha} \quad (\text{A2})$$

$$\text{Ou } P^* = P_t^{1-\alpha} \alpha^{-\alpha} (1 - \alpha)^{\alpha-1} \quad (\text{A3})$$

O problema de maximização do agente é:

$$\begin{aligned} \text{Max } U_t &= E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(C_t^*) \\ \text{s. a. } B_{t+1} &= (1 + r_{t+1})(B_t + P_t N O_t - C_t^* P_t^*) \end{aligned}$$

Sabendo que $u(C_t^*) = \frac{1}{1-1/\sigma} (C_t^*)^{1-1/\sigma}$, o problema de maximização resolve que $E_t[u'(C_t^*)] = E_t \left[\beta(1 + r_{t+1}) \left(\frac{P_t^*}{P_{t+1}^*} \right) u'(C_{t+1}^*) \right]$ que é a Equação de Euler e pode ser reescrita como:

$$C_t^{*-1/\sigma} = E_t \left[\beta(1 + r_{t+1}) \frac{P_t^*}{P_{t+1}^*} (C_{t+1}^*)^{-1/\sigma} \right] \quad (\text{A4})$$

A partir das equações desenvolvidas acima (A1), (A2) e (A3) pode-se ainda reescrever a Equação de Euler:

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

$$\text{Ou } E_t \left[\beta^\sigma (1 + r_{t+1})^\sigma \frac{C_t}{C_{t+1}} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right)^{(1-\alpha)(\sigma-1)} \right] = 1 \text{ (A5)}$$

Escrevendo (A5) em log.

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

Considerando $\Delta C_{t+1} = \ln C_{t+1} - \ln C_t$, e $\Delta p_{t+1} = \ln P_{t+1} - \ln P_t$, $\ln(1 + r_{t+1}) \approx r_{t+1}$ e $\mu = \ln \beta^\sigma$ uma constante, teremos:

$$\mu + \sigma E_t(1 + r_{t+1}) - E_t \Delta C_{t+1} - (\sigma - 1)(1 - \alpha) E_t \Delta p_{t+1} = 0$$

Então a Equação de Euler log-linearizada é:

$$E_t \Delta C_{t+1} = \mu + \sigma E_t(r_{t+1}) + (1 - \sigma)(\alpha - 1) E_t \Delta p_{t+1} \quad (\text{A6})$$

ANEXO B – Obtendo as Equações 9 a 10

De $B_{t+1} = (1 + r_{t+1})(B_t + P_t NO_t - C_t)$ obtém-se iterativamente que

$$B_t = - \sum_{i=0}^{\infty} [(P_{t+i} NO_{t+i} - C_{t+i}) / (1 + r_{t+1})] + B_{t+i} / \prod_{j=1}^{\infty} (1 + r_{t+j}) \quad (\text{A7})$$

Considerando a condição *non Ponzi Game* e o fator de desconto $R_{t+i} = \frac{1}{\prod_{j=1}^i (1+r_j)}$

então

$$\sum_{i=0}^{\infty} R_{t+i} C_{t+i} = \sum_{i=0}^{\infty} R_{t+i} P_{t+i} NO_{t+i} + B_t \quad (\text{A8})$$

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} R_{t+i} C_{t+i} = E_t \sum_{i=0}^{\infty} R_{t+i} P_{t+i} NO_{t+i} + B_t \quad (\text{A9})$$

Log-linearizando a Equação A9, conforme Huang e Lin (1993) e Huang (2010), assumindo que esta pode ser escrita como $\Gamma_t = \phi_t + B_t$, e iniciando pelo lado esquerdo da equação termos:

$$\Gamma_t = \sum_{i=0}^{\infty} R_{t+i} C_{t+i}$$

$\Gamma_{t+1} = (1 + r_{t+1})(\Gamma_t - C_t)$ dividindo ambos os lados por Γ_t teremos:

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

Aplicando o logaritmo natural teremos:

$$\ln \Gamma_{t+1} - \ln \Gamma_t = \ln(1 + r_{t+1}) + \ln\left(1 - \frac{C_t}{\Gamma_t}\right)$$

Seja $\varphi_t = \ln \Gamma_t$, então:

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

Para linearizar, tomando a primeira ordem expansão de Taylor de $\ln[1 - \exp(c_t - \varphi_t)]$ em torno de $c_t - \varphi_t$ que sendo chamado de x é:

$$\ln[1 - \exp(x)] \approx \ln[1 - \exp(x)] + \left\{ \frac{1}{1 - \exp(x)} (-1)\exp(x) \right\} [(c_t - \varphi_t) - \ln \exp(x)]$$

Tomando $\rho = 1 - \exp(c_t - \varphi_t)$ tem-se que:

$$\begin{aligned} &\approx \ln \rho - \frac{\exp(x)}{\rho} (-\ln(1 - \rho)) + \frac{\exp(x)}{\rho} (c_t - \varphi_t) \\ &\approx \ln \rho + \left(1 - \frac{1}{\rho}\right) (-\ln(1 - \rho)) + \left(1 - \frac{1}{\rho}\right) (c_t - \varphi_t) \end{aligned}$$

Considerando $\mu_1 = \ln \rho - \left(1 - \frac{1}{\rho}\right) \ln(1 - \rho)$ tem-se:

$$\ln[1 - \exp(x)] \approx \mu + \left(1 - \frac{1}{\rho}\right) (c_t - \varphi_t)$$

E que:

$$\varphi_{t+1} - \varphi_t \approx r_{t+1} + \mu_1 + \left(1 - \frac{1}{\rho}\right) (c_t - \varphi_t) \quad (A10)$$

Que também pode ser escrito como

$$\varphi_{t+1} - \varphi_t = c_{t+1} - c_t + (c_t - \varphi_t) - (c_{t+1} - \varphi_{t+1})$$

$$\text{Então } c_{t+1} - \varphi_{t+1} = \mu_1 + \left(\frac{1}{\rho}\right) (c_t - \varphi_t) + (\Delta c_{t+1} - r_{t+1}) \quad (A11)$$

Que iterativamente é:

$$c_t - \varphi_t = \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (r_{t+j} - \Delta c_{t+j}) + \frac{\rho}{1 - \rho} \mu_1 \quad (A12)$$

Segundo os mesmos passos para $\phi = \sum_{i=0}^{\infty} R_{t+i} P_{t+i} NO_{t+i}$ termos:

$$\frac{\phi_{t+1}}{\phi_t} = \frac{(1 + r_{t+1})(\phi_t - P_t NO_t)}{\phi_t}$$

Tomando o logaritmo natural e considerando $\ln(1 + r_{t+1}) \approx r_{t+1}$; $\ln \phi_t = \xi_t$; $\ln P_t = p_t$; e $\ln NO_t = no_t$; teremos:

$$\xi_{t+1} - \xi_t = r_{t+1} + \ln[1 - \exp(p_t + no_t - \xi_t)] \quad (A13)$$

Pela expansão de Taylor para a segunda parcela do lado direito da igualdade e assumindo que $\rho = 1 - \exp(p_t + no_t - \xi_t)$:

$$\xi_{t+1} - \xi_t \approx r_{t+1} + \mu_2 + \frac{\rho - 1}{\rho} (p_t + no_t - \xi_t) \quad (A14)$$

Que pode ser escrito $\xi_{t+1} - \xi_t = \Delta p_{t+1} + \Delta no_{t+1} + (p_t - no_t - \xi_t) - (p_{t+1} + no_{t+1} - \xi_{t+1})$ e que iterativamente é:

$$no_t + p_t - \xi_t = \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (r_{t+j} - \Delta p_{t+j} - \Delta no_{t+j}) + \frac{\rho}{1 - \rho} \mu \quad (A15)$$

Dividindo por Γ_t ambos os lados de $\Gamma_t = \phi_t + B_t$ temos que $1 - \frac{B_t}{\Gamma_t} = \frac{\phi_t}{\Gamma_t}$. Aplicando o logaritmo natural em ambos os lados e considerando $\ln(-B_t) = b_t$ e $\ln \phi_t = \xi_t$ obtém-se:

$$\ln[1 + \exp(b_t - \varphi_t)] = \xi_t - \varphi_t$$

Por Taylor e tomando $\Omega = 1 + \exp(b_t - \varphi_t) = 1 - B_t/\Gamma_t$ tem-se:

$$\ln[1 + \exp(b_t - \varphi_t)] \approx \mu_3 + \frac{\Omega - 1}{\Omega} (b_t - \varphi_t) \quad (A16)$$

Então:

$$\xi_t = \mu_3 + \frac{1}{\Omega} \varphi_t + \left(1 - \frac{1}{\Omega}\right) b_t \quad (A17)$$

Substituindo φ_t de A12, e ξ_t de A15 na equação A17 e, considerando-se os termos $\mu \approx 0$ obtém-se:

$$ca_t = p_t + no_t - \frac{1}{\Omega} c_t + \left(\frac{1 - \Omega}{\Omega}\right) b_t = - \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \left[\frac{1}{\Omega} \Delta c_{t+j} - \left(\frac{1 - \Omega}{\Omega}\right) r_{t+j} - \Delta p_{t+j} - \Delta no_{t+j} \right] \quad (A18)$$

O lado esquerdo é a conta corrente que se diferencia da convencional e os termos estão em logaritmo (ca_t). Pela ótica do consumo a Equação A18 é:

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

Substituindo em (A18) o comportamento do consumo que maximiza a utilidade do indivíduo dado pela Equação de Euler (A6) temos:

$$ca_t = -E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \left\{ \Delta no_{t+j} + \frac{1 - \Omega - \sigma}{\Omega} r_{t+j} + \left[1 - \frac{(1 - \sigma)(1 - \alpha)}{\Omega} \right] \Delta p_{t+j} \right\} \quad (A19)$$

Ou resumidamente;

$$ca_t = -E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j x_{t+j}$$

ANEXO C – Obtendo a Equação 13

Caso 1 – mobilidade perfeita: $\frac{1}{\Omega} c_t^p = p_t + no_t + \left(\frac{1-\Omega}{\Omega}\right) b_t + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j x_{t+j}$

Caso 2 – nenhuma mobilidade: $\frac{1}{\Omega} c_t^i = p_t + no_t + \left(\frac{1-\Omega}{\Omega}\right) b_t$

Caso 3 – mobilidade imperfeita: $\frac{1}{\Omega} c_t = \lambda \frac{1}{\Omega} c_t^p + (1-\lambda) \frac{1}{\Omega} c_t^i$

Considerando-se o caso de que é de interesse do presente trabalho, Caso 3:

$$c_t = \lambda c_t^p + (1-\lambda) c_t^i = \Omega \left(p_t + no_t + \left(\frac{1-\Omega}{\Omega}\right) b_t + \lambda \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j x_{t+j} \right) \quad (A20)$$

$$ca_t = -\lambda E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j x_{t+j}$$

ANEXO D – Obtendo as Equações 14 e 15

Sendo assim, para obter a relação linear da conta corrente utilizada para a mensuração via Variável Instrumental, fazendo:

$$ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1} = -\lambda E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j x_{t+j} + \frac{\lambda}{\rho} E_{t-1} \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j x_{t+j}$$

Tem-se que:

$$ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1} = \lambda x_t - \lambda \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (E_t - E_{t-1}) x_{t+j}$$

Seja $\varepsilon_t = \lambda \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (E_t - E_{t-1}) x_{t+j}$ e sabendo que $x_t = \Delta no_t + \frac{1-\Omega-\sigma}{\Omega} r_t + \left[1 - \frac{(1-\sigma)(1-\alpha)}{\Omega}\right] \Delta p_t$ obtém-se:

$$ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1} = \lambda x_t + \varepsilon_t = \lambda \Delta no_t + \lambda \frac{1-\Omega-\sigma}{\Omega} r_t + \lambda \left[1 - \frac{(1-\sigma)(1-\alpha)}{\Omega}\right] \Delta p_t$$

Simplificando:

$$ca_t - \frac{1}{\rho} ca_{t-1} = \lambda \Delta no_t + \eta r_t + \theta \Delta p_t \quad (A21)$$

onde: $\eta = \lambda \frac{1-\Omega-\sigma}{\Omega}$; e $\theta = \lambda \left[1 - \frac{(1-\sigma)(1-\alpha)}{\Omega} \right]$.

ANEXO E – Obtendo Equações 18 a 20

$$Y_t = AY_{t-1} + e_t \quad (A22)$$

onde A é a Matriz Companion

Seja, $E[Y_{t+i}/H_t]$; onde H_t informação até $t = X_t, X_{t-1}, X_{t-2} \dots X_0$; e X_{t+i} previsão i passos a frente.

$$E[Y_{t+1}/H_t] = E[(AY_t + e_t)/H_t] = AE[Y_t]$$

$$E[Y_{t+2}/H_t] = E[AY_{t+1} + e_t] = AE[Y_{t+1}/H_t] = A^2E(Y_t)$$

$$E(Y_{t+3}/H_t) = A^3E(Y_t)$$

(...)

$$E[Y_{t+i}/H_t] = A^i E(Y_t) = A^i Y_t \quad (A23)$$

Sendo um $VAR(p)$ com:

$$Y_t = \begin{bmatrix} ca_t \\ \Delta no_t \\ r_t \\ \Delta p_t \\ ca_{t-1} \\ \Delta no_{t-1} \\ r_{t-1} \\ \Delta p_{t-1} \\ \dots \\ ca_{t-p+1} \\ \Delta no_{t-p+1} \\ r_{t-p+1} \\ \Delta p_{t-p+1} \end{bmatrix} eA = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & a_3 & a_4 & a_5 & a_6 & a_7 & a_8 \\ b_1 & b_2 & b_3 & b_4 & b_5 & b_6 & b_7 & b_8 \\ c_1 & c_2 & c_3 & c_4 & c_5 & c_6 & c_7 & c_8 \\ d_1 & d_2 & d_3 & d_4 & d_5 & d_6 & d_7 & d_8 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$ca_t = -E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i (\lambda \Delta no_t + \eta r_t + \theta \Delta p_t)$, pode ser rescrita como

$$ca_t = -E \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i [\lambda \eta \theta \ 0 \ \dots \ 0] Y_t = - \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i [\lambda \eta \theta \ 0 \ \dots \ 0] E(Y_t) c$$

Substituindo (A23) em (A24) e, considerando y_j um vetor de zeros ordem $1 \times np$ exceto o j – ésimo que é 1,

$$ca_t = \sum_{i=1}^{\infty} -\rho^i [\gamma_2\lambda + \gamma_3\eta + \gamma_4\theta]A^i Y_t$$

Se $i \rightarrow \infty$ e $0 < \rho < 1$, então

$$ca_t^* = -[\gamma_2\lambda + \gamma_3\eta + \gamma_4\theta]\rho A[I - \rho A]^{-1}Y_t \quad (A25)$$

Reescrevendo para $k = [\gamma_2\lambda + \gamma_3\eta + \gamma_4\theta]\rho A[I - \rho A]^{-1}$

$$ca_t^* = kY_t \quad (A26)$$