

Um estudo empírico da substituição da poupança interna pela externa no Brasil

Luiz Carlos Bresser-Pereira
Eliane Araújo
Paulo Gala

Versão em inglês publicada na *Revista EconomiA* (da ANPEC)15, 2014: 54-67.

Resumo. Este trabalho tem como objetivo investigar as relações entre nível da taxa de câmbio real, poupança externa e poupança interna no Brasil. A apreciação da taxa de câmbio causada pelo financiamento do déficit em conta corrente leva à redução da taxa de lucro esperada no setor de bens comercializáveis, resultando numa queda na poupança interna, bem como na substituição da poupança interna pela externa. A análise econométrica realizada para a economia brasileira indica que há uma relação estável de longo prazo entre taxa de câmbio e poupança interna, e que desvalorizações relativas da taxa de câmbio real têm impactos positivos e significantes sobre a poupança interna no período 1994-2013. O resultado das estimativas se mantém mesmo quando o período é dividido em duas amostras, seguindo testes que apontaram a existência de quebra estrutural no modelo no ano de 2002. Além disso, os resultados das estimativas para as duas amostras confirmam a existência de substituição de poupança interna por poupança externa.

Palavras-chave: Nível do câmbio real, poupança interna, poupança externa e desenvolvimento econômico

Abstract. This paper aims to investigate the relations between the real exchange rate, the foreign and the domestic savings. The appreciation of the national currency caused by the finance of the current account deficit leads to the reduction of the expected rate of profit in the tradable goods sector, which results into a fall of the domestic savings and into the substitution of foreign for domestic savings. The econometric analysis carried out for the Brazilian economy indicates that there is a stable relationship between long-term exchange rate and domestic savings, and depreciation on the real exchange rate have positive and significant impact on domestic savings between 2002 and 2013. The results of the estimates remains even when the period is divided into two samples, following the tests that indicated the existence of a structural break in the model in 2002. Furthermore, the estimates for the two samples show a clear substitution for the foreign for the domestic savings.

Key words: Real exchange rate, internal saving, external saving and economic development

JEL Classification: F3 (International finance); F4 (Macroeconomic aspects of international trade and finance); O2 (Development Planning and policy).

Luiz Carlos Bresser-Pereira é professor emérito da Fundação Getúlio Vargas (bresserpereira@gmail.com.br); Eliane Araujo é professora da Universidade Estadual de Maringá (elianedearaujo@gmail.com); Paulo Gala é professor da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (pgala@uol.com.br).

1. Introdução

Hoje vai se tornando cada vez mais claro que uma taxa de câmbio competitiva é uma condição decisiva para o desenvolvimento econômico. Pesquisas nessa direção demonstraram esse fato com clareza (ver Razin and Collins (1997), Bresser-Pereira e Nakano, 2003; Gala 2006; Frenkel e Taylor 2006; Eichengreen, 2008; Rodrik, 2008; Williamson 2008). Por outro lado, uma macroeconomia do desenvolvimento vem sendo elaborada tendo como elemento central a taxa de câmbio e como tese mais geral a tendência a sobreapreciação cíclica e crônica da taxa de câmbio (Bresser-Pereira, 2010). A evidência histórica mais evidente dessa relação é dada pelos países asiáticos dinâmicos que geralmente apresentam superávits em conta corrente, uma taxa de câmbio correspondentemente competitiva, elevada taxa de investimento e poupança. Crescem, assim, com “despoupança externa” ainda que o saber convencional diga que os países pobres em capital devem receber a poupança dos países ricos em capital. A China, Malásia e Taiwan estão nesse caso, que também Indonésia, Coreia do Sul, Malásia e Tailândia, os quais, quando abandonaram essa política e recorreram à poupança externa sofreram a crise de balanço de pagamentos de 1997. Existe, portanto, uma relação clara entre taxa de câmbio e crescimento, e também entre superávits comerciais e crescimento acelerado. Muitos trabalhos empíricos mostram os efeitos negativos da utilização de poupança externa sobre a doméstica, no que ficou conhecido na literatura como “savings displacement” (Edwards, 1995; Reinhart e Talvi, 1998), mas nesses trabalhos não há uma teoria que relacione baixo crescimento e amplo uso da poupança e, portanto, do endividamento externo.

Num trabalho recente, Montiel e Sérven (2008) notam que há um crescimento no número de adeptos da idéia de que o nível da taxa de câmbio real tem efeitos importantes sobre o crescimento porque afeta a acumulação de capital. Para Bresser-Pereira e Gala (2007) existe geralmente uma elevada taxa de substituição da poupança interna pela poupança externa, a qual derivaria da apreciação cambial associada ao déficit em conta corrente e às entradas de capital. A visão convencional de que são os “desalinhamentos” (ou os desvios temporários da taxa de câmbio real do seu nível de equilíbrio) que afetam o crescimento, por distorcerem um preço relativo crucial da economia, não parece, portanto, uma boa explicação para o baixo crescimento associado à política de poupança e endividamento externo que muitos países adotam. Faz mais sentido explicá-lo com a apreciação da taxa de câmbio causada por essa política, a qual, de um lado (o lado da renda), causa o aumento dos salários reais, e, dada uma alta propensão marginal a consumir, o aumento do consumo, diminuindo, assim, a poupança interna na medida em que a poupança externa, e, de outro

(o lado da demanda), leva as empresas a perderem competitividade, a diminuir suas expectativas de lucro, e, assim, ao caírem dos investimentos diminui a poupança interna, substituída pela externa.

No Brasil alguns autores como Pastore (2009 e 2010) afirmam que taxa de poupança total do Brasil pode ser e vem sendo aumentada pelo recurso à poupança externa. Segundo essa tese a absorção de poupança externa complementa a poupança interna, aumentando a poupança total da economia, não se podendo falar em taxa de substituição da poupança interna pela externa. Segundo esse autor, a depreciação cambial, ao reduzir os salários reais, reduziria o consumo e a demanda agregada. Este, entretanto, é um argumento que considera apenas o curtíssimo prazo. Rapidamente as empresas eficientes, que usam tecnologia no estado da arte mundial, se dão conta que se tornaram competitivas, que têm agora possibilidade de vender tanto no mercado interno como no mercado externo, e voltam a investir. A taxa de câmbio funciona, assim, como um interruptor de luz que liga (ou desliga) as empresas competentes do país dos seus mercados.

Este trabalho pretende contribuir para o debate. Na linha do artigo de Bresser e Gala (2007), desenvolvemos um modelo e apresentamos evidências empíricas que exploram o canal macroeconômico dos efeitos do câmbio e da poupança externa sobre a poupança interna. Partindo de uma perspectiva teórica e empírica diversa da de Montiel e Sérven, encontramos resultados empíricos contrários daqueles apresentados pelos autores. Compreendem a estrutura do artigo, além desta breve introdução, mais quatro seções e a conclusão. A Seção 2 apresenta perspectivas teóricas dos efeitos da depreciação cambial sobre níveis de renda, consumo, investimento agregado e poupança interna e externa. A influência da poupança externa sobre a poupança interna é avaliada teoricamente na Seção 4 e, na seguinte, apresentamos a análise empírica da relação entre poupança interna e taxa de câmbio real. Por fim, as conclusões do trabalho são apresentadas na Seção 5.

2. O modelo

Suponhamos uma economia sem Estado, na qual o produto é a soma de investimento com consumo e exportações menos importações; a renda bruta é a somatória de salários dos trabalhadores, dos ordenados e lucros da classe média profissional e a renda nacional é a renda bruta menos os rendimentos do capital enviados ao exterior. O investimento é igual à poupança interna mais a externa. Em termos macroeconômicos, o investimento determina *ex ante* a poupança; a poupança financia o investimento *ex-post*. O nível de renda é determinado pelos gastos em consumo e investimento. A poupança externa, ou seja, a poupança que um país recebe do exterior, é igual ao

déficit em conta corrente, que, por sua vez, corresponde ao saldo comercial mais os rendimentos líquidos enviados ao exterior.

Na sua qualidade de preço macroeconômico estratégico, a taxa de câmbio (θ), além de determinar as exportações, as importações e, portanto, o déficit ou o saldo em conta corrente ou a poupança externa (poupança ou despoupança externa), determina os investimentos e a poupança interna. Muitos fatores podem determinar a apreciação (ou a depreciação) da taxa de câmbio: a diminuição do saldo em conta corrente (geralmente associado à política de crescimento com poupança externa), as entradas de capital para financiar o decorrente déficit, as entradas de capital que excedem as saídas e aumentam as reservas do país. Dada a ocorrência de uma apreciação da taxa de câmbio por alguma dessas razões, como ela afetará a poupança e o investimento?

Para responder a esta questão, devemos pensar pelo lado da renda e pelo lado da demanda. Começamos pelo lado da renda, e suponhamos que a taxa de câmbio se aprecia. Poderíamos construir o raciocínio valendo-se de uma depreciação da moeda ou do câmbio, mas preferimos a apreciação, porque esta é uma condição mais frequente em países em desenvolvimento devido à tendência à sobreapreciação da taxa de câmbio (Bresser-Pereira, 2009). Avançando a conclusão, quanto mais apreciada for a moeda, menor será a poupança interna. A razão para isto está no fato de que, quanto mais apreciada for a taxa de câmbio, mais altos serão os salários reais, na medida em que o preço dos bens de consumo que são comercializáveis internacionalmente baixa com a apreciação da moeda local. O consumo, por sua vez, depende dos salários e ordenados reais. Logo, o consumo varia na mesma direção da variação dos salários e ordenados. Em contrapartida, os lucros dos capitalistas cairão, seja porque, pelo lado da renda, os salários aumentaram, seja porque, pelo lado da demanda, os capitalistas nacionais estarão exportando e investindo menos. Cada economia terá uma variação de salários reais em relação à taxa de câmbio, que será tanto maior para cada família quanto maior for o consumo de bens comercializáveis e maior for a sensibilidade das exportações e importações à taxa de câmbio. Em qualquer hipótese, será uma variação relativamente estável, só se alterando a longo prazo. Lucros, salários e ordenados, portanto, além de dependerem, substancialmente, do nível de produtividade da economia e do seu padrão de distribuição de renda, dependem da taxa de câmbio.

Em outras palavras, assumindo-se que trabalhadores recebem um salário nominal e adquirem bens comercializáveis e não-comercializáveis, teremos que o custo de vida dos trabalhadores dependerá do câmbio nominal e da parcela de bens comercializáveis em sua cesta de consumo. Assumindo-se também que os preços são formados na economia de acordo com a conhecida regra

kaleckiana, que relaciona o nível de preços com o salário nominal e o nível de produtividade com o *mark up*, neste caso, uma valorização do câmbio real ou diminuição do preço dos comercializáveis em relação ao salário nominal significará aumento de salário real já que a cesta de consumo do trabalhador em questão custará mais barato.

Quanto à relação entre o câmbio e a taxa de lucros, sabemos, primeiro, que a taxa de lucro é o inverso da taxa de salário; segundo, que os lucros dependem dos investimentos, que, por sua vez, além de dependerem da taxa de lucro esperada, dada a taxa de juros, dependem das exportações. A taxa de lucro esperada, os investimentos e os lucros, portanto, diminuem quando a taxa de câmbio se aprecia e as exportações caem – a diminuição dos lucros dos capitalistas é complementar ao aumento dos salários e ordenados dos trabalhadores e da classe média profissional.

Em conclusão, quando a taxa de câmbio se aprecia, os salários e ordenados se elevam enquanto os lucros caem. Assumindo-se que a propensão a consumir dos trabalhadores e da classe média é elevada, o consumo aumentará e a poupança interna diminuirá correspondentemente. A poupança interna é função, nesta formalização, da taxa de câmbio e o efeito da variação da taxa de câmbio real sobre a poupança interna será tanto maior quanto maior for a propensão marginal a consumir.

Poder-se-ia argumentar que o aumento dos salários dos trabalhadores em economias de desenvolvimento médio, nas quais prevalece uma elevada concentração de renda, não é algo negativo, e que não reduzirá necessariamente a taxa de lucro se houver insuficiência de demanda. Em primeiro lugar, porém, é preciso deixar claro que aumentos de salário decorrentes do aumento da produtividade, ou então da diminuição de juros, aluguéis, e lucros especulativos são sempre bem vindos; mas não cremos, porém, que um aumento artificial dos salários, mediante a sobrevalorização da taxa de câmbio, inclua-se entre as causas de aumento de salários desejáveis ou legítimas.

Raciocinamos até aqui pelo lado da renda; pensemos, agora, uma variação da taxa de câmbio pelo lado da demanda, ou seja, em termos do investimento determinando a poupança. Por esse lado, a apreciação da moeda causará a diminuição da poupança por meio da diminuição das oportunidades de investimentos lucrativos voltados para a exportação. A queda das expectativas de lucro causará a diminuição dos investimentos e, em consequência, nos termos de Kalecki, dos lucros e, nos de Keynes, da poupança interna.

Nestes termos, os dois movimentos convalidam um o outro, e a apreciação do câmbio tem como resultado a redução dos investimentos e da poupança interna. Caso esta sobreapreciação seja crônica, como frequentemente é nos países em desenvolvimento devido à existência de algum grau

de doença holandesa não devidamente neutralizado, devido ao uso da taxa de câmbio para servir de âncora no controle da inflação, e devido à insistente tentativa de crescer com poupança externa, a poupança interna estará permanentemente deprimida. E, portanto, devido à apreciação cambial, a poupança externa não se somará à externa, a não ser parcialmente, tendendo a ocorrer uma elevada taxa de substituição da poupança interna pela externa, z .

3. Taxa de substituição da poupança interna pela externa

Estamos, agora, em condições de definir a taxa de substituição da poupança interna pela externa em função das variações na poupança externa. Imaginemos dois períodos: t , em que a poupança externa é zero e a taxa de câmbio é a de referência ou de “equilíbrio”, e um período $t + 1$, no qual surge um déficit em conta corrente e a taxa de câmbio se aprecia correspondentemente. A incógnita principal é o aumento ou não da taxa de investimento. Do lado da oferta, a variável chave é a propensão a consumir, respondendo à variação dos salários e ordenados em uma direção, e a dos lucros na outra, em função da variação da taxa de câmbio, maior ou menor a variação do consumo depende do diferencial da taxa de lucros esperada-taxa de juros. Do lado da demanda, a variável chave é a elasticidade das exportações à variação da taxa de câmbio e, em seguida, a elasticidade da taxa de investimento em relação às exportações, ou, mais diretamente, da variação do investimento em relação à taxa de câmbio.

De quanto variará a poupança interna em função da apreciação da moeda do país recipiente de poupança externa, ou, em outras palavras, de que dependerá a taxa de substituição da poupança interna pela externa? Temos aqui um *trade-off* ou compensação: o aumento da primeira tende a implicar na diminuição da segunda. Uma apreciação da moeda local poderá reduzir a poupança interna para o mesmo valor ou mesmo para menos do que representa o acréscimo de poupança externa, ocorrendo, assim, um deslocamento da poupança interna. Podemos observar que, se a queda de S_i for maior do que o aumento de S_x , a poupança total cai, o investimento total cai, o consumo total aumenta e a renda se mantém.

Dadas a propensão marginal a consumir e a elasticidade dos investimentos em relação às exportações, podemos definir que a taxa de substituição da poupança interna pela externa, z , é igual a 1 menos a variação na taxa de investimento ou poupança total dividida pela variação na taxa de poupança externa no período considerado.

$$z = 1 - (I/Y_t - I/Y_{t-1}) / (S/Y_{x1} - S/Y_{xt-1}) \quad (1)$$

Se, por exemplo, a taxa de investimento, em um determinado período, varia de 20 para 21% do PIB, enquanto, nesse mesmo período, o déficit em conta corrente ou poupança externa aumenta quatro pontos percentuais do PIB, a taxa de substituição da poupança interna pela externa terá sido de 75%. Apenas 25% do dinheiro recebido do exterior se transformou efetivamente em investimento; os restantes 75% foram direcionados para consumo.

De que depende z ? Esta taxa depende (1) da variação dos salários e dos ordenados em relação à apreciação do câmbio, (2) da variação dos lucros em relação ao câmbio (duas relações que podem ser consideradas razoavelmente estáveis), (3) da propensão marginal a consumir e (4) do diferencial juros-lucros, ou seja, das oportunidades de investimento. Caso haja grandes oportunidades de lucro, além de a classe capitalista usar uma parte maior de sua renda esperada e auferida para o investimento, aumentando sua propensão marginal a investir, os aumentos dos salários da classe operária e sobretudo dos ordenados da classe média aumentarão também sua propensão marginal a investir, possivelmente anulando os estímulos para aumentos de consumo decorrentes de acréscimos de salários reais. Do lado da demanda, z ou a taxa de substituição da poupança interna pela externa será tanto maior quanto maior for a elasticidade das exportações em relação à variação da taxa de câmbio e à elasticidade dos investimentos às exportações e, portanto, do coeficiente relacionando investimentos à variação da taxa de câmbio. A diminuição da poupança interna provocada pela diminuição das exportações e do investimento causada pela apreciação cambial é sancionada pela diminuição direta da poupança interna causada pelo aumento dos salários reais e pelo aumento do consumo causado pela mesma apreciação do câmbio.

A taxa de substituição da poupança interna pela externa será tanto maior quanto maior for a propensão marginal a consumir, porque, nesse caso, a diferença entre a taxa esperada de lucro e a taxa de juros será pequena, ou seja, as oportunidades de investimentos serão modestas e, em consequência, não haverá estímulo ao investimento por parte dos assalariados. O caso oposto – de baixa substituição – apenas ocorrerá quando a economia já estiver experimentando rápido crescimento, porque, nesse caso, os trabalhadores e a classe média consumirão relativamente menos para poderem aproveitar as atrativas oportunidades de investimento. Se, portanto, o diferencial juros-lucro for pequeno (como geralmente é), teremos oportunidades “normais” de investimento, que não estimularão os trabalhadores e a classe média a desviarem parte do seu aumento de ordenados para o investimento. Em consequência, a entrada de poupança externa será fortemente

compensada pela diminuição da poupança interna decorrente do aumento do consumo. Além disso, os próprios lucros e seu reinvestimento serão modestos. O resultado dos dois fatos será que novos investimentos não ocorrerão não obstante o influxo de poupança externa. No outro extremo, se o diferencial de taxa de lucro-juros for alto e a propensão a consumir baixa, como tende a ocorrer nos momentos raros em que a economia está crescendo aceleradamente, uma grande parte do aumento de salários e ordenados se dirigirá não para o consumo, mas para o investimento. Apenas nesse caso teremos uma baixa taxa de substituição.

Nossa hipótese, neste trabalho, é a de que, em situação normal, a taxa de substituição de poupança interna pela externa tende a ser alta, acima de 50%, aproximando-se de 100% quando ocorrem déficits em conta corrente sem que a economia esteja crescendo rapidamente e sem que a propensão marginal a consumir tenha diminuído. Foi isto, por exemplo, o que aconteceu na América Latina nos anos 1990. Sabemos, porém, historicamente ou empiricamente, que, em determinadas circunstâncias, países desenvolveram-se com poupança externa. Qual a condição para que isto ocorra, ou seja, para que a substituição de poupança interna pela externa fique próxima de 0? Para que o valor de z fique mais próximo de 0 do que de 100%, será preciso que uma conjugação favorável de externalidades e de aumento de demanda provoquem uma situação de grandes oportunidades de investimento, que se expressam por altas taxas de lucro esperadas, sempre combinadas com elevadas taxas de crescimento do PIB. Foi, por exemplo, o que ocorreu no “milagre” brasileiro de 1968-1973.

É importante observar que, da mesma forma que há substituição da poupança interna pela externa quando o déficit em conta corrente aumenta, pode ocorrer o inverso, a substituição de poupança externa pela interna quando o déficit em conta corrente ou a poupança externa estiver diminuindo. Nesse caso, do lado da oferta, os salários e ordenados cairão, do lado da demanda, as exportações e os investimentos aumentarão, causando a substituição inversa.

4. Uma análise empírica para o Brasil

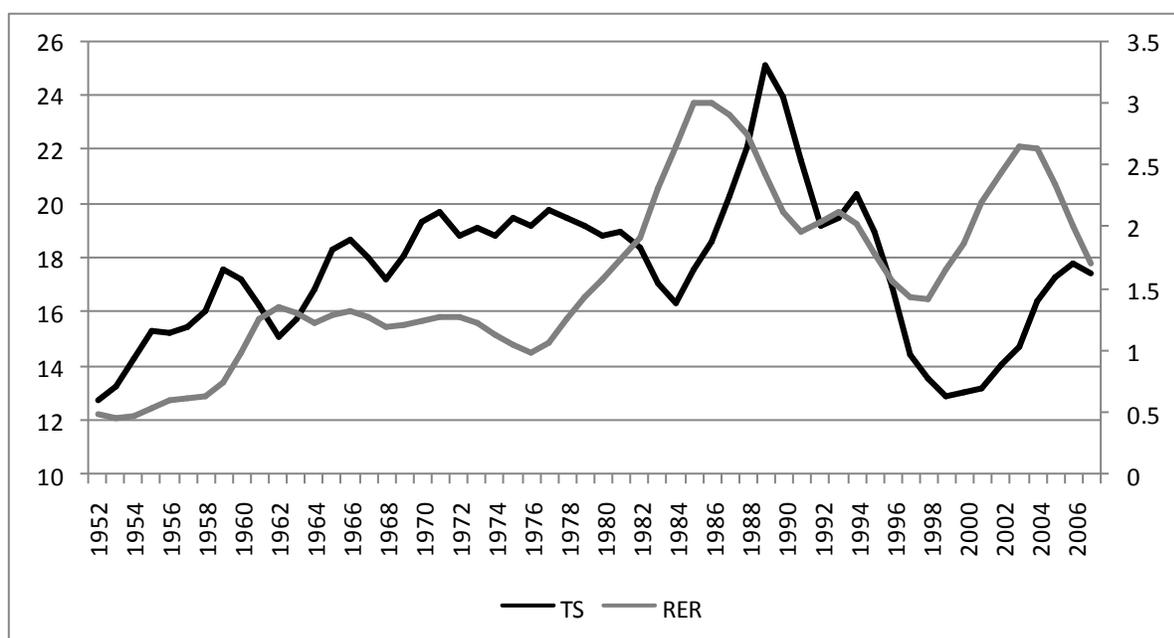
Nas seções anteriores, apontamos que uma sobrevalorização da taxa de câmbio pelo lado da demanda provoca diminuição das oportunidades de investimento ou das expectativas de lucro dos empresários, o que, em consequência, implica menores lucros e poupança interna. Ao mesmo tempo, pelo lado da renda, o aumento da massa de salários causado pela apreciação do câmbio, ao aumentar o consumo e diminuir a massa de lucros, leva à queda do investimento financiado pela

poupança interna. Além disso, destacamos que, em função da valorização cambial, a poupança interna pode ser substituída pela poupança externa.

###Com o objetivo de explorar essas proposições teóricas, iniciaremos analisando a relação empírica entre nível da taxa de câmbio e poupança interna, para verificar se, de fato, é possível encontrar uma relação positiva entre taxa de câmbio real e poupança interna.

O Gráfico 1 apresenta as séries anuais da taxa de câmbio real (RER) e da taxa de poupança privada interna (TS) para uma melhor visualização das trajetórias e suas relações.

Gráfico 1 – Taxa de câmbio real e poupança privada interna em % do PIB (1950-2007)



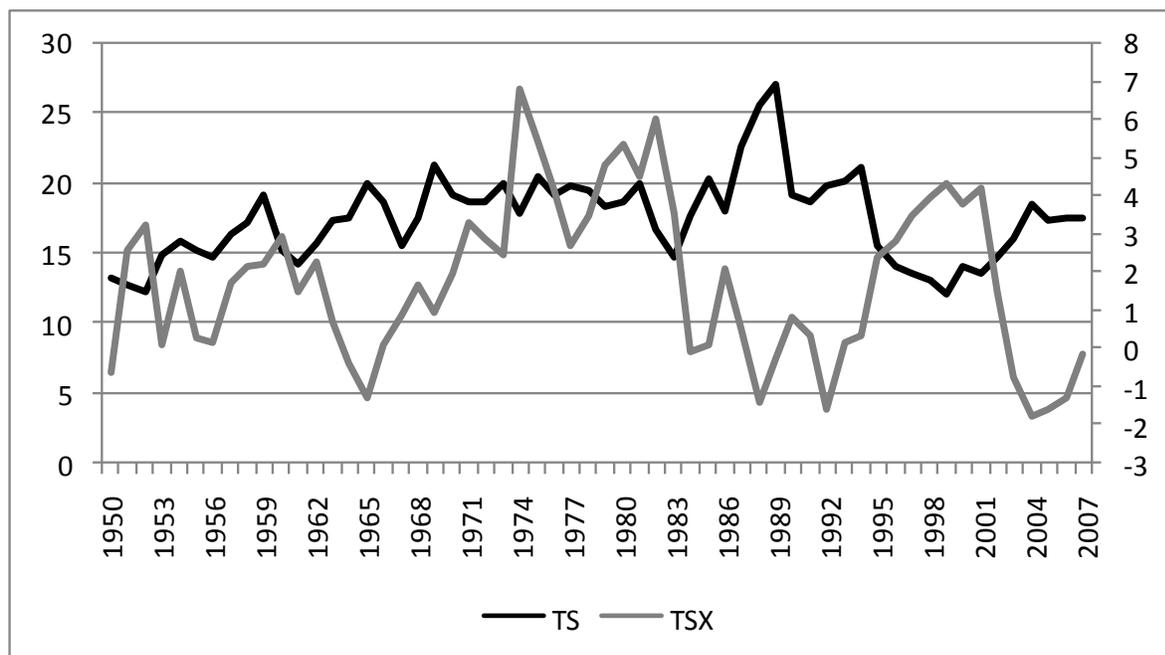
Fonte: PENN TABLE e BCB (2010)

Observamos que as séries poupança privada doméstica e taxa de câmbio parecem seguir uma trajetória conjunta ao longo do período 1950-2007. Verificamos também uma correlação positiva, com certa defasagem, entre as duas variáveis. Assim, um movimento que inclina positivamente (negativamente) à taxa de câmbio é seguido por um movimento de elevação (redução) da taxa de poupança.

Além da relação entre taxa de câmbio real e poupança interna, é interessante investigar como esta interage com a poupança externa, mais precisamente se há substituição de poupança privada interna por poupança externa. O Gráfico 2 apresenta as trajetórias das séries poupança interna (TS) e poupança externa (SX), ambas como percentual do PIB. A primeira série é a mesma do Gráfico 1,

enquanto a segunda é o saldo em transações correntes em percentual do PIB com o sinal trocado para representar o fato de que um déficit em transações correntes implica que o país está utilizando poupança externa.

Gráfico 2 – Poupança interna e poupança externa em % do PIB



Fonte: BCB (2010)

A observação do Gráfico 2 mostra que a poupança externa e a poupança privada doméstica estão correlacionadas negativamente, de forma que em momentos de elevações (reduções) da taxa de poupança externa verifica-se reduções (elevações) na poupança interna.

No entanto, ao invés de investigarmos a relação entre as poupanças e o câmbio no longo prazo, optamos por contemplar um período mais recente que nos permita investigar como a poupança total da economia (pública, privada e externa) se relaciona com a taxa de câmbio real. O período de análise vai do terceiro trimestre de 1994 ao terceiro trimestre de 2013, isso porque nos anos anteriores ao Plano Real – do primeiro trimestre de 1991 ao segundo trimestre de 1994, período para o qual há a disponibilidade dos dados trimestrais no Sistema de Contas Nacionais do IBGE – algumas séries econômicas, por exemplo, a poupança privada, são marcadas por mudanças bruscas que podem comprometer a análise. As fontes de dados são o IBGE e o Banco Central do Brasil.

Uma primeira etapa para a estimativa da relação entre as poupanças e o câmbio é corrigir a taxa de câmbio pelo efeito Balassa-Samuelson, segundo o qual o câmbio deve refletir o diferencial de produtividade entre os setores de bens comercializáveis e não comercializáveis em cada país.¹

Isso porque as alterações na demanda a favor de bens e serviços não comercializáveis implicam o aumento do preço desses bens, o que tem como consequência uma apreciação da taxa de câmbio real. Essas alterações na demanda a favor de serviços não comercializáveis acompanham, normalmente, o desenvolvimento e a melhoria do nível de vida das nações, de modo que em nações onde o PIB per capita é mais elevado a taxa de câmbio tende a ser menor. Também o fato dos setores de bens comercializáveis serem, normalmente, mais produtivos relativamente aos bens não comercializáveis contribui para o efeito Balassa-Samuelson. A menor produtividade faz com que os preços dos bens não comercializáveis sejam superiores. Portanto, quanto maior for a competitividade internacional, menor será a taxa de câmbio real.

Para ajustar a taxa de câmbio de um país pela dotação de fatores, a seguinte regressão pode ser estimada²:

$$RER_t = a + bPIBPC_t + u_t \quad (2)$$

onde RER é a taxa de câmbio real do país no período t ;

a é uma constante e b é um parâmetro; e

PIBPC é o PIB *per capita*.

O efeito Balassa-Samuelson estimado para a economia brasileira nesse período de tempo é robusto e igual a -0,448, o que implica que o aumento do PIB *per capita* em 10% causa uma apreciação da taxa de câmbio de 4,5%.

Feito a correção do câmbio, o próximo passo é estimar o modelo que relaciona a poupança privada interna (TS) às variáveis taxa de câmbio corrigida (RER^{\wedge}), poupança externa (SX) e

¹ Ver Balassa (1964) e Samuelson (1964).

² Dollar (1992), Aguirre e Calderón (2005) e Rodrik (2007) são exemplos de artigos que utilizam essa metodologia para corrigir a taxa de câmbio pelas variações de produtividade.

poupança pública interna (SPUB), todas as séries em logarítimo natural para que a interpretação possa ser feita em termos de elasticidades.

Edwards (1995) sugere outras variáveis importantes para explicar o comportamento da poupança interna e que, portanto, poderiam ser utilizadas como variáveis de controle no modelo que explica o comportamento da taxa de poupança privada interna, quais sejam: a taxa de juros, a razão moeda/PIB, o PIB *per capita*, a idade da população, o crédito privado, a inflação, etc. Incluí-las melhoraria o ajuste do modelo, mas levaria à perda de graus de liberdade. Por essa razão, optamos por restringir o modelo às variáveis mencionadas, tornando-o o mais parcimonioso possível.

4.1 Testes de Raiz Unitária

Às séries do modelo serão aplicados testes de raiz unitária a fim de avaliar se elas seguem ou não um processo estocástico estacionário. A Tabela 1 mostra os resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado, proposto por Said e Dickey (1984), com a hipótese nula (H_0) de que a variável testada possui raiz unitária (é não estacionária).

Tabela 1 – Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF): Nível e diferença

Variável	Defasagens	Estatística t	Valor Crítico: 1%	5%	10%
RER^{\wedge}	0	-2.095	-4.068	-3.462	-3.157
RER	0	-2.090	-4.068	-3.462	-3.157
$pibpc$	4	-2.007	-4.068	-3.462	-3.157
TS	3	-3.128	-4.068	-3.462	-3.157
SX	1	-1.784	-4.068	-3.462	-3.157
$SPUB$	1	-2.979	-4.068	-3.462	-3.157
$DRER^{\wedge}$	0	-8.547	-4.068	-3.462	-3.157
$DRER$	0	-8.577	-4.068	-3.462	-3.157
$Dpibpc$	3	-3.811	-4.068	-3.462	-3.157
DTS	2	-11.15	-4.068	-3.462	-3.157
DSX	0	-6.167	-4.068	-3.462	-3.157
$DSPUB$	0	-6.001	-4.068	-3.462	-3.157

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa

Nota: Todos os testes foram realizados com constante e intercepto.

Para as séries em nível, a estatística t calculada não é superior ao valor crítico tabelado, portanto, não podemos rejeitar a hipótese nula de que as séries são não-estacionárias a um nível de

significância de 1%. Sendo assim, é possível diferenciar as séries tantas vezes quantas forem necessárias e realizar o teste de raiz unitária para saber quando ela se torna estacionária, encontrando, assim, a sua ordem de integração. A Tabela 1 mostra também os resultados do teste ADF para a primeira diferença das séries. As estatísticas t calculadas permitem rejeitar a hipótese nula, indicando que as séries são estacionárias na primeira diferença e, portanto, integradas de primeira ordem, $I(1)$.

Esses resultados são confirmados pelo teste Phillip e Perron (1987) na Tabela 2, cuja hipótese nula também é de que a variável possui uma raiz unitária.

Tabela 2 – Teste Phillip-Perron (PP): Nível e diferença

Variável	Defasagens	Estatística t	Valor Crítico: 1%	5%	10%
RER^{\wedge}	3	-2.152	-4.068	-3.462	-3.157
RER	3	-2.151	-4.068	-3.462	-3.157
$pibpc$	14	3.054	-4.068	-3.462	-3.157
TS	4	-3.117	-4.068	-3.462	-3.157
SX	3	-1.599	-4.068	-3.462	-3.157
$SPUB$	4	-2.492	-4.068	-3.462	-3.157
RER^{\wedge}	8	-8.351	-4.068	-3.462	-3.157
RER	8	-8.532	-4.068	-3.462	-3.157
$pibpc$	78	-21.68	-4.068	-3.462	-3.157
TS	19	-7.518	-4.068	-3.462	-3.157
SX	1	-6.110	-4.068	-3.462	-3.157
$SPUB$	2	-5.980	-4.068	-3.462	-3.157

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa

Nota: Todos os testes foram realizados com constante e intercepto.

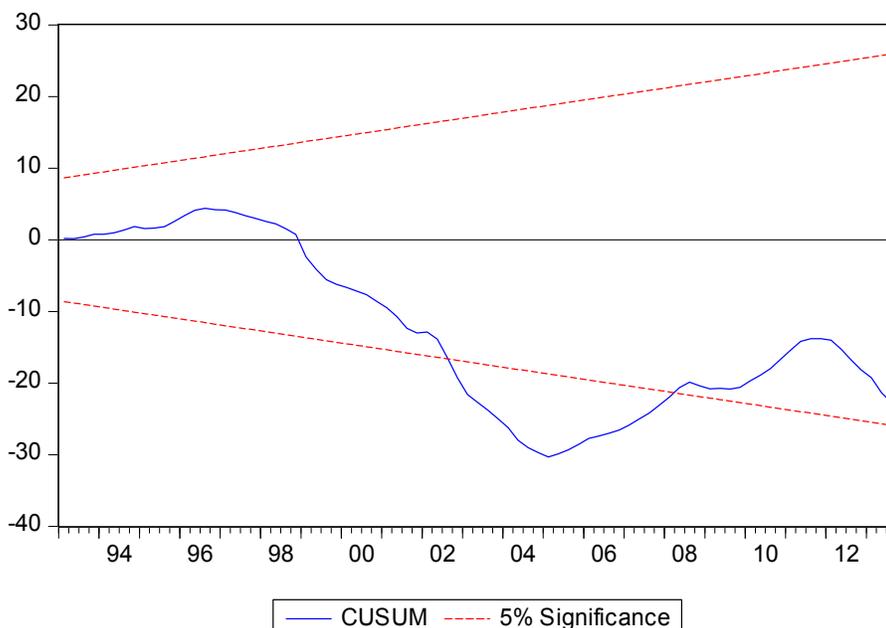
Portanto, o teste PP confirma a não rejeição da hipótese nula de que as séries testadas possuem raiz unitária em nível e de que as mesmas são estacionárias em primeira diferença.

4.2 Teste de quebra estrutural

Com o intuito de identificar se existem mudanças significativas na relação entre as séries no período estudado, foram aplicadas às series da taxa de câmbio, poupança pública, poupança privada e poupança externa testes de quebra estrutural, que possibilitam investigar se em dois ou mais períodos existem diferenças significativas entre os parâmetros que estabelecem as relações entre as séries. O teste de quebra estrutural indicará esta diferença de parâmetro e determinará a data de ocorrência da quebra estrutural.

O primeiro teste aplicado foi o teste de Cusum³, que baseia-se na soma acumulada dos resíduos recursivos e detecta a instabilidade da variável quando os dados ultrapassam a área delimitada por duas linhas críticas de 5% de significância. Os resultados do teste apresentados na Figura 2 indicam instabilidade no modelo estimado na segunda metade do ano de 2002.

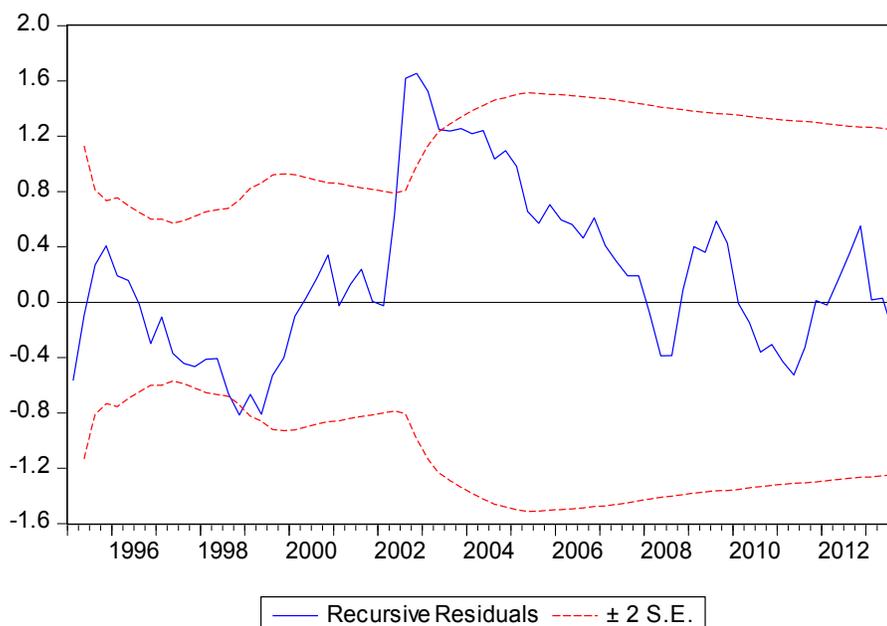
Figura 1 – Teste de Quebra estrutural: Cusum



Similarmente, no Teste de Resíduos Recursivos tais resíduos são plotados sobre uma linha de média zero com limites críticos (para mais e para menos) de dois desvios-padrão. Caso tais limites críticos sejam ultrapassados, o teste sugere que os parâmetros da equação são instáveis. Os resultados estão sintetizados na Figura 2 e indicam quebra estrutural em 2002.

³ Brown, Durbin e Evans (1975)

Figura 2 – Teste de Quebra estrutural: Resíduos Recursivos



Observamos que o teste de CUSUM e dos resíduos recursivos ultrapassam a linha crítica de 5% de significância no terceiro trimestre de 2002, sugerindo a existência de quebra estrutural nesse período.

A seguir, com base no resultado dos testes de CUSUM e de Resíduos Recursivos, realiza-se o Teste de Chow para verificar, através da estatística F, se a data da quebra observada é significativa.

Tabela 3 – Teste de Quebra Estrutural

Teste de quebra estrutural de Chow: Maio de 2004

Estatísticas		probabilidade
Estatística F	4.567001	0.0023
Razão de máxima verossimilhança	18.09793	0.0012

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa

Com base nos resultados da Tabela 3, pode-se notar a rejeição da hipótese nula do teste de Chow de que não existe quebra estrutural, apontando a existência de quebra estrutural no período indicado pelos testes anteriores.

Dessa forma, os testes estatísticos estão de acordo com os acontecimentos na economia brasileira associados às incertezas acerca da eleição presidencial em 2002, à crise de balanço de pagamentos que ocorre então, e, portanto à quebra estrutural que ocorre nesse momento. Apesar do então

candidato Luiz Inácio Lula da Silva, antes das eleições, ter feito o compromisso de respeitar a propriedade e os contratos, sintetizado no documento “Carta aos brasileiros”, as incertezas e o temor acerca do governo Lula foram, como ressaltou Fábio Erber (2008). Em consequência o Brasil, endividado em moeda estrangeira, perdeu a confiança dos credores e a crise cambial se desencadeou, produzindo uma depreciação do câmbio, elevação da inflação e redução do crescimento do produto. Além disso, fatos como a crise das empresas de energia, o 11 de setembro e o colapso argentino ainda ecoavam sobre a formação de expectativa dos agentes.

Os testes de quebra estrutural buscaram contemplar a possibilidade de mudança de regime na relação entre as variáveis do nosso modelo, indicando a existência de uma quebra estrutural em 2002. Para fazer frente a essa questão, dividiu-se a amostra em dois períodos, o primeiro período do terceiro trimestre de 1994 ao segundo trimestre de 2002 e o segundo período a partir do terceiro trimestre de 2002 até o terceiro trimestre de 2013.

4.3 Teste de cointegração

Como as variáveis do modelo são não-estacionárias e possuem a mesma ordem de integração, é possível empregar o teste de cointegração e investigar se existe uma relação estável de longo prazo entre elas.⁴

O exemplo mais simples de cointegração ocorre quando duas variáveis são não-estacionárias, isto é $I(1)$, mas existe uma combinação linear das mesmas que é estacionária, ou seja, $I(0)$. Devemos notar que ter duas variáveis não-estacionárias implica que elas podem seguir qualquer trajetória, e que uma combinação linear das mesmas também possa. Mais precisamente, esperamos que uma combinação de duas variáveis $I(1)$ também seja $I(1)$ na grande maioria dos casos, tornando a cointegração um fato raro. Dessa forma, quando duas variáveis $I(1)$ se cointegram implica que as mesmas podem seguir qualquer trajetória, mas, no longo prazo, seguem juntas essa trajetória qualquer, ou de outro modo, existe uma relação de “equilíbrio” de longo prazo entre as variáveis.

Uma forma de testar a cointegração entre as séries é pela utilização da metodologia proposta por Engle e Granger (1987). A intuição básica desse procedimento é de que, se duas variáveis são $I(1)$ e se cointegram, os resíduos da regressão de uma variável na outra têm que ser estacionários.

⁴ Destaque-se que antes de realizamos os testes de cointegração nas duas amostras, foi testado novamente a ordem de integração das series do modelo, contatando-se que a divisão das séries não implicou mudanças na ordem de integração das mesmas.

Em termos práticos, estimamos uma regressão com as variáveis em nível e aplicamos o teste de raiz unitária sobre os resíduos dessa regressão, se os resíduos forem estacionários, é porque as séries são cointegradas.

Diferentemente do teste de Engle-Granger, o teste de *Johansen* (1988) não determina previamente qual variável vai ser considerada a variável dependente. O teste assume, baseado em uma estrutura de autorregressões vetoriais (VAR), que todas as variáveis são endogenamente determinadas. Os vetores de cointegração podem ser determinados valendo-se de dois testes de razão de verossimilhança: Traço e Máximo Auto-Valor.

A hipótese nula do primeiro teste é que o número de vetores de cointegração é $r \leq p$ (em que $p = 1, 2, 3, \dots, n - 1$), e a hipótese alternativa é que $r = n$, uma hipótese mais genérica. A ideia básica do segundo teste é verificar a significância do maior autovalor, confrontando a hipótese nula de que r vetores de cointegração são significativos, contra a alternativa de que o número de vetores significativos seja $r + 1$, ou seja, $r = 0$ contra $r = 1$, $r = 1$ contra $r = 2$ e assim por diante. Esses testes são dados, respectivamente, por:

$$\lambda_{traço} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad P = 1, 2, 3, \dots, n-1 \quad (3)$$

$$\lambda_{máximo} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad P = 1, 2, 3, \dots, n-1 \quad (4)$$

Segundo *Johansen* (1988), se os valores calculados pelas estatísticas $\lambda_{traço}$ e $\lambda_{máximo}$ forem superiores aos respectivos valores críticos, rejeitamos a hipótese nula de não-cointegração em favor da hipótese alternativa de existência de um ou mais vetores cointegrados. Os valores dos testes estão ilustrados na Tabela 4.

Tabela 4 – Teste de Cointegração

Primeira amostra: 1994:3 a 2002:2						
	Estatística do Traço			Estatística do Máximo Autovalor		
	Observado	Valor crítico 5%	P-valor	Observado	Valor crítico 5%	P-valor
R = 0	65.83614	54.07904	0.0032	35.60482	28.58808	0.0054
R ≤ 1	30.23132	35.19275	0.1555	19.10356	22.29962	0.1318
R ≤ 2	11.12776	20.26184	0.5299	8.928340	15.89210	0.4416
Segunda amostra: 2002:3 a 2013:3						
	Estatística do Traço			Estatística do Máximo Autovalor		
	Observado	Valor crítico 5%	P-valor	Observado	Valor crítico 5%	P-valor
R = 0	100.0658	63.87610	0.0000	59.53130	32.11832	0.0000
R ≤ 1	40.53450	42.91525	0.0849	23.34308	25.82321	0.1028
R ≤ 2	17.19142	25.87211	0.4008	11.73378	19.38704	0.4403

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa

Nota: O modelo da primeira amostra foi estimado com intercepto e sem tendência, utilizando-se 3 defasagens conforme indicado pelo teste do critério de seleção de defasagens; já o modelo da segunda amostra possui constante e tendência e 4 defasagens.

Considerando o nível de 5% de significância, verificamos na Tabela 4 que é possível rejeitar a hipótese nula de não-cointegração e aceitar a hipótese alternativa de que existe pelo menos um vetor de cointegração nas duas amostras. A estatística traço e a estatística de máximo auto-valor apontam para a existência de um vetor cointegrado, indicando que as variáveis não-estacionárias do modelo estão apresentando trajetórias comuns, ou em bloco, de forma que no longo prazo há pelo menos uma relação estável entre elas. Assim, pode-se concluir que as quatro variáveis incluídas no modelo exibem uma relação de equilíbrio no longo prazo.

4.4 Vetor de Correção de erros

O vetor estimado pelo procedimento de Johansen, que corresponde à relação de longo prazo entre as variáveis, está disposto na Tabela 5.

Tabela 5 – Equação de longo prazo (normalizada)

Primeira amostra 1994:3 a 2002:2				
TS (-1)	LOGRER [^] (-1)	LOGSX (-1)	LOGSPUB (-1)	12.82995
1.000000	-2.723460	0.169707	-0.333701	
	(0.38879)	(0.03795)	(0.05123)	
	[-7.00498]	[4.47145]	[-6.51371]	
Segunda amostra 2002:3 a 2013:3				
TS (-1)	LOGRER [^] (-1)	LOGSX (-1)	LOGSPUB (-1)	8.3224166
1.000000	-1.875212	0.519251	-1.277005	
	(0.41253)	(0.10267)	(0.22945)	
	[-4.54564]	[5.05772]	[-5.56552]	

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa

Nota: O modelo da primeira amostra foi estimado utilizando-se 3 defasagens conforme indicado pelo teste do critério de seleção de defasagens; já o modelo da segunda amostra possui 4 defasagens.

Sintetizando, o modelo estimado prevê a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis em cada amostra, conforme as equações a seguir:

$$TS_t = -12,829 + 2,723 RER^{\wedge} - 0,169SX + 0,333SPUB \quad (5)$$

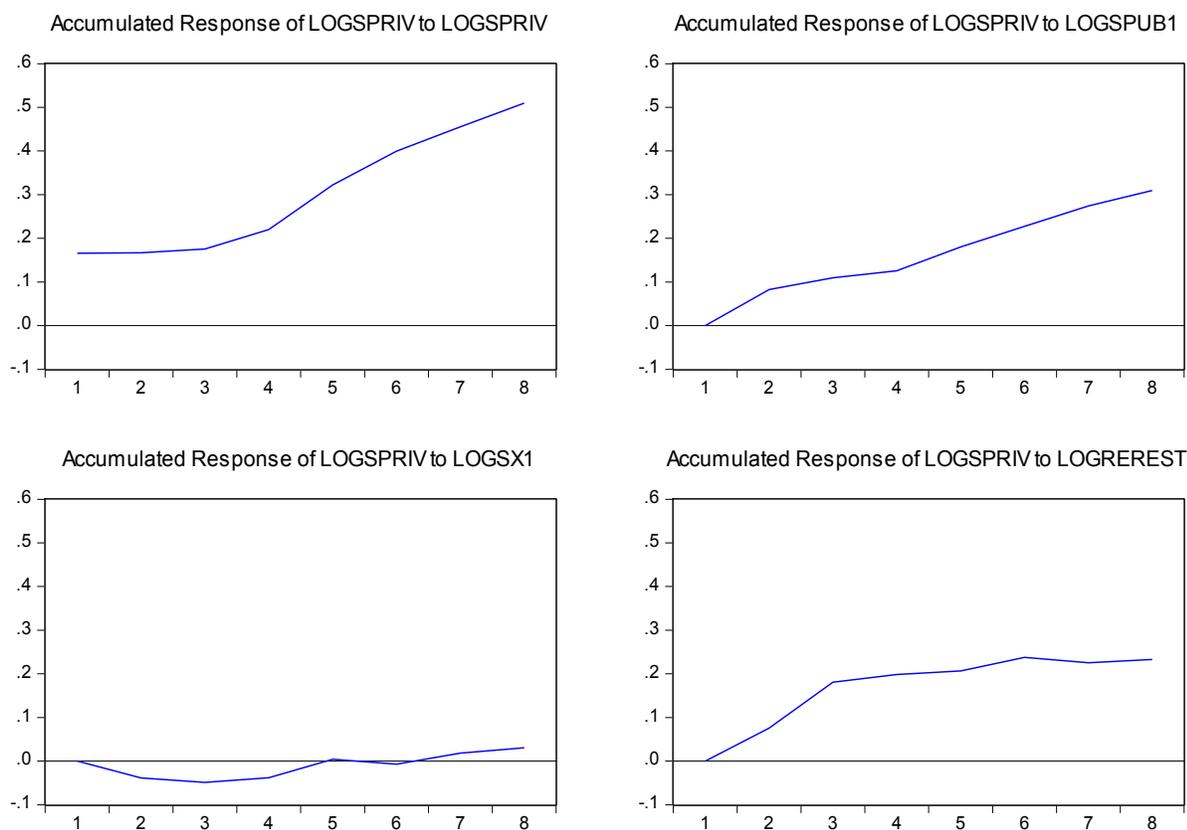
$$TS_t = -8,322 + 1,875 RER^{\wedge} - 0,519SX + 1,277SPUB \quad (6)$$

A poupança interna, nas duas amostras, é tratada como uma variável endógena que depende, positivamente, da taxa de câmbio e da poupança pública e, negativamente, da poupança externa. O resultado está de acordo com o previsto por Edwards (1995), exceto quanto ao coeficiente positivo da variável poupança pública, segundo os resultados do autor o coeficiente da variável poupança pública foi negativo, que para ele captura o fato de que a poupança do governo tende a deslocar a poupança privada (efeito *crowding out*), destacando também que um coeficiente inferior a 1 indica que aumentos na poupança pública não são completamente anulados por reduções na poupança privada. Em nosso modelo, este coeficiente foi positivo nas duas amostras, mostrando que a poupança pública não desloca a poupança privada, mas sim contribui para o aumento da mesma. Quanto a variável poupança externa, seu coeficiente mostra o grau de substitutibilidade entre poupança interna e poupança externa (ou déficit em conta corrente), segundo a equação estimada a

substituição da poupança interna pela externa não é completa, pois a elevação em 10% na poupança externa implica redução de 1,6% na poupança interna no primeiro período e de 5,19% no segundo período. Por fim, a taxa de câmbio se relaciona positivamente com a poupança nacional privada, de modo que desvalorizações na taxa de câmbio causam aumentos na taxa de poupança privada.

Os gráficos seguintes representam a resposta de 1 a 8 trimestres, da poupança privada choques cumulados nas variáveis poupança interna privada, poupança pública, poupança externa e taxa de câmbio corrigida, sendo os choques de um desvio padrão e segundo a decomposição de Cholesky.

Figura 3 - Função Impulso Resposta acumulada – 1994:3 a 2002:2



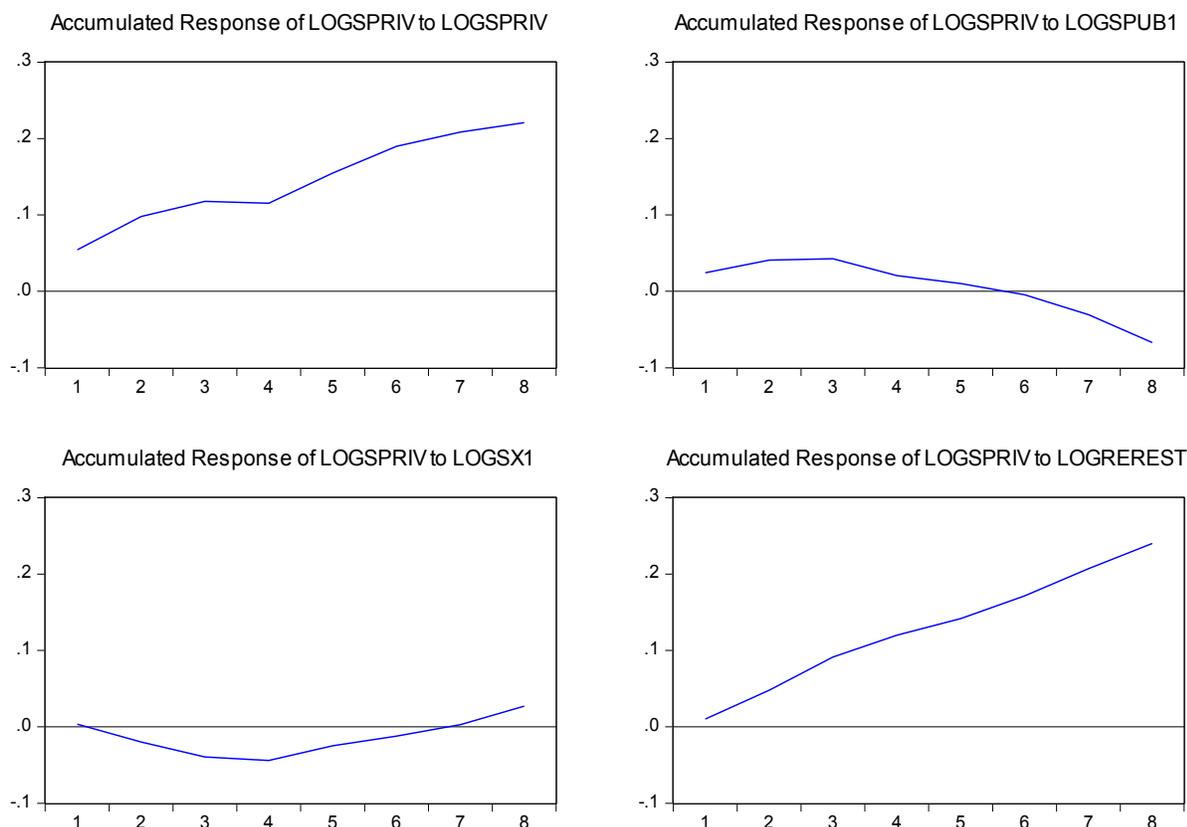
Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa

Com relação à poupança pública, o efeito de seu choque é positivo sobre a poupança privada e se faz sentir no primeiro trimestre após o choque, atinge seu ápice no sétimo período e se estabiliza a partir de então. O efeito de um choque na poupança externa sobre a poupança privada é negativo e visível após o primeiro trimestre de ocorrência do choque. O patamar mínimo ocorre no terceiro trimestre, a partir de quando a variável poupança externa se estabiliza e retorna ao nível inicial. Por

fim, quanto ao efeito do choque na taxa de câmbio, a poupança privada responde positivamente a partir do primeiro período, atinge o ponto de máximo do sexto período e se estabiliza a partir de então.

Na Figura 4, apresentamos as funções impulso resposta para a segunda amostra.

Figura 4 - Função Impulso Resposta acumulada – 2002:3 a 2013:3



Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa

A partir dos dados apresentados, observamos que os efeitos são semelhantes aos analisados na primeira amostra, na qual a poupança privada respondia positivamente a um choque no câmbio e na poupança pública e negativamente a um choque na poupança externa.

Por fim, cabe ressaltar que os resultados expostos nesta pesquisa mostraram-se coerentes mesmo sob diversos testes de robustez que asseguraram confiabilidade aos resultados, tais como diferentes séries, em nível e em diferença, ordenamentos distintos, entre outros. A análise empírica também indicou que os resultados do modelo se mantêm nos dois períodos analisados, assegurando a confiabilidade dos nossos resultados.

Conclusão

O trabalho apresentou perspectivas teóricas e empíricas que exploram o canal macroeconômico dos efeitos do câmbio sobre a poupança interna. Dentro do modelo teórico explorado, casos de sobrevalorização excessiva do câmbio real levam à redução da taxa de lucro esperada nos setores de produção de bens comercializáveis, resultando numa queda importante no nível de investimento e de poupança agregada interna, e, portanto, implicando uma elevada taxa de substituição da poupança interna pela poupança externa. Na análise empírica conduzida para a economia brasileira, constatou-se uma relação estável de longo prazo entre taxa de câmbio e poupança interna, e que desvalorizações relativas da taxa de câmbio real têm impactos positivos e significantes sobre a poupança interna no período 1994-2013. O resultado das estimativas se mantém mesmo quando dividido o período em duas amostras, seguindo testes que apontaram a existência de quebra estrutural no modelo em 2002. Além disso, os resultados das estimativas para as duas amostras confirmam a existência de substituição de poupança interna por poupança externa.

Essa análise diverge de autores que argumentam que o modelo asiático não seria implementável no Brasil ou América Latina devido ao baixo nível de poupança privada. Tratando a conta corrente dos países como resíduo, argumentam que a baixa propensão individual a consumir dos asiáticos seria responsável pelos altos níveis de poupança interna e superávits em conta corrente. Sem entrar em explicações “culturalistas”, o modelo acima exposto inverte essa relação ortodoxa: não é a propensão a poupar que explica a poupança elevada e a conta corrente superavitária, mas é a taxa de câmbio competitiva ao invés de sobreapreciada que, de um lado, reduz o consumo agregado, e, de outro, cria oportunidades lucrativas de investimento e, em consequência, aumenta o investimento, e, por essa via keynesiana, a poupança. Assim, o segredo para o alto nível de poupança dos asiáticos estaria, segundo o modelo, na política de manter a taxa de câmbio competitiva ou de impedi-la de se sobreapreciar que implica em salários reais relativamente reduzidos no curto prazo, dado um nível de produtividade, para que possam, com o crescimento mais rápido, aumentar mais no médio prazo.

Vale notar que toda essa discussão é feita a partir de determinados níveis de produtividade. A elevação do salário real sem contrapartida de aumentos de produtividade é problemática, porque acaba por colocar a economia numa trajetória insustentável, que geralmente termina em crise de balanço de pagamentos. Por outro lado, numa situação de câmbio competitivo, há um aumento de lucratividade dos investimentos e exportações que tende a aumentar o nível de produtividade da economia no longo prazo, permitindo o aumento dos salários reais de forma equilibrada.

6 . Referências

- AGUIRRE, A; CALDERÓN, C. (2005) “Real exchange rate misalignment and economic performance”, Central Bank of Chile, WP 315, 2005.
- BALASSA, B. (1964) “The Purchasing Power Parity doctrine: a reappraisal”, *Journal of Political Economy*, December pg.584-96.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (2009) *Economia e Finanças: séries temporais*. Disponível em: <<http://www.bacen.gov.br.htm>>. Acesso em: 20 de janeiro de 2009.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. (2008) “The Dutch disease and its neutralization: a Ricardian approach”, *Revista de Economia Política* 28 (1) janeiro-março 2008: 47-71.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. (2010) *Globalization and Competition*, Cambridge: Cambridge University Press.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. e P. GALA (2007) “Por que a poupança externa não promove o crescimento”, *Revista de Economia Política* 27 (1): janeiro-março: 3-19.
- BRESSER-PEREIRA, L.,C. e Y. NAKANO (2003) “Crescimento com poupança externa?” in *Revista de Economia Política*, vol. 23, n.2, abril-junho: 3-27.
- BROWN, R.L., DURBIN, J. e EVANS, J.M. (1975) “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time”. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 1975.
- EDWARDS, s., (1995), *Why are Saving Rates so Different Across Countries? An International Comparative Analysis*. NBER Working Paper, No. W5097.
- EICHENGREEN, B. (2008) “The Real Exchange Rate and Economic Growth”, UC Berkeley, mimeo.
- ENGLE, Robert F.; YOO, B. “Forecasting and testing in cointegrated systems”. *Journal of econometrics*, v. 35, p. 143-59, 1987.
- ENGLE, Robert F; W. J. GRANGER (1982) “Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing”. *Econometrica*, v. 50, p. 987-1007, 1982.
- ERBER, F. (2011) “As convenções de desenvolvimento no governo Lula: um ensaio de economia política”, *Revista de Economia Política* janeiro 31 (1): 31-51.
- FRENKEL, R. e L. TAYLOR (2006), “Real exchange rate, monetary policy and employment”, DESA Working paper n.19, United Nations, New York.
- GALA, P. (2006) *Política Cambial e Macroeconomia do Desenvolvimento [Exchange Rate Policy and Development Macroeconomics]*, São Paulo: Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, Tese de doutorado, maio.
- GRANGER, C. W. J. (1969). “Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods”. *Econometrica*, 37, pp. 424–438.
- GRANGER, C. W. J. and P. NEWBOLD (1974) "Spurious regressions in econometrics". *Journal of Econometrics* 2: 111–120.
- HAMILTON, J.D. (1994) *Time series analysis*, Princeton University Press.

- HESTON A, SUMMERS R e ATEN B. (2006) Penn World Table Version 6.2, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Contas Nacionais Trimestrais. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br.htm>>. Acesso em: 20 de dezembro de 2009.
- JOHANSEN, S. (1988), “Statistical analysis of cointegration vectors”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, pp. 231-254.
- JOHANSEN, S. (1988). “Statistical Analysis of Cointegration Vectors.” *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-54.
- JOHANSEN, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. *Oxford bulletin of economics and statistics*, v. 52, 169-209, 1990.
- LEVY-YEYATI, E., and STURZENEGGER, F., (2007), “Fear of floating in reverse: exchange rate policies in the 2000s”, Kennedy School of Government, Havard, mimeo
- MONTIEL, P.; SÉRVEN, L., (2008), “Real exchange rate, savings and growth: is there a link?”, Policy research working paper, The World Bank, Washington.
- PASTORE, A. C. Investimento e déficit em conta corrente. *Valor Econômico*, edição de 21 de julho de 2009.
- PASTORE, A. C. Câmbio Real e Crescimento econômico. *O Estado de São Paulo*, edição de 28 de fevereiro de 2010.
- PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. Testing for a unit root in times series Regression. *Biometrika*, v.75, p.335-346. 1987.
- RAZIN, O. and S.M. COLLINS (1997) “Real exchange rate misalignments and growth”. National Bureau of Economic Research, Working Paper 6147, September.
- REINHART, C; TALVI, E. (1998). Capital Flows and Savings in Latin America and Asia: A Reinterpretation. *Journal of Development Economics*, 57.
- Rodrik, D., (2008) “Real Exchange Rate and Economic Growth: Theory and Evidence”, John F. Kennedy School of Government, Harvard University, Draft, July.
- SAID, S. E.; DICKEY, D.A. Testing for unit root in autoregressive – moving average models of unknown order. *Biometrika*, v. 71, p. 599-607. 1984.
- Samuelson, P. “Theoretical notes on trade problems”. *Review of Economics and Statistics* 46, pp. 145-154. May 1964.
- WILLIAMSON, j, (2008) “Exchange rate economics”, Working Paper Series, Peterson Institute for international economics, Washington.