

# Uma Análise dos Determinantes do Fluxo de Capital de Curto Prazo para o Brasil no período 1999 a 2011 utilizando um modelo VAR estrutural

Alessandro Garcia Bernardelli<sup>1</sup>

Eliane Cristina de Araújo<sup>2</sup>

## Resumo

O presente artigo tem como objetivo analisar os determinantes da entrada de fluxos de capitais de curto prazo no Brasil a partir de janeiro de 1999, tendo como base os tradicionais fatores *push-pull*, isto é, aqueles que se referem às condições domésticas que atraem recursos estrangeiros para o país (*pull*) e os que tratam das condições desfavoráveis nos países desenvolvidos que empurram o capital para outras economias em busca de maiores retornos (*push*). Para alcançar tal objetivo a análise emprega um modelo de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR), cobrindo o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2011. Os resultados apontam a predominância do efeito *pull* sobre o efeito *push*, com destaque para o índice de preços do mercado de ações (IBOVESPA) e a taxa de juros selic como as variáveis domésticas que mais influenciaram a variância dos fluxos de entrada de capitais de curto prazo no Brasil. No que diz respeito as variáveis externas o índice de produção industrial dos EUA afetou mais a variância do fluxo de capital para o Brasil que a taxa de juros de curto prazo, de forma que expansões na produção americana tiveram impactos positivos na entrada de capitais de curto prazo no Brasil. A predominância do efeito *pull* sobre o efeito *push* no Brasil pode significar, conforme já sugerido por alguns autores, uma maior solidez macroeconômica e menor vulnerabilidade externa do país quando comparado a outros períodos, por exemplo início e meados da década de 1990.

**Palavras-chave:** fluxo de capitais, efeito *push-pull*, VAR estrutural

## Abstract

This article aims to analyze the determinants of entry flows of short-term capital in Brazil from January 1999, based on the traditional push-pull factors, ie, those that refer to conditions that attract domestic resources foreigners to the country (pull) and dealing with adverse conditions in developed countries pushing capital to other economies in search of higher returns (push). To accomplish this analysis employs a model of Structural Vector autoregressive (SVAR), covering the period from January 1999 to December 2011. The results indicate the predominance of the effect on the pull push effect, especially for the price index of the stock market (Bovespa Index) and the Selic interest rate as the domestic variables that most influenced the variance of the inflows of short-term capital Brazil. As regards the external variables the rate of U.S. industrial production had greater variance of capital flows to Brazil that the rate of short-term interest, so that expansions in U.S. production had a positive impact on inflows of short period in Brazil. The predominance of the effect on the pull push effect in Brazil could mean, as already suggested by a few authors, a more robust and less macroeconomic external vulnerability of the country when compared to other periods, eg early and mid-1990s.

**Key words:** Capital flow; *push-pull* effect; structural VAR

**JEL Classification:** F32 (Current Adjustment; Short-term Capital Moviments); F41 (Open Economy Macroeconomics); C22 (Time Series Model)

Área 6: Economia Internacional

---

<sup>1</sup> Mestrando do Programa de Pós Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá (PCE/UEM).

<sup>2</sup> Professora Adjunta do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM).

## 1 - Introdução

Importantes transformações ocorreram no mundo na década de 1990, que apontaram para um período de economias mais abertas, o que culminou com o ressurgimento do fluxo de capital para as economias emergentes da América Latina, consequência da maior integração financeira e de um processo abrangente de desregulamentação que ocorreu tanto em países desenvolvidos como nos países em desenvolvimento. O maior fluxo de capital para as economias emergentes ocorreu em parte devido a rapidez de acesso a informação e a queda nos custos de comunicação o que estimulou os países industriais a buscarem maiores taxas de retorno nos países em desenvolvimento.

A elevação do fluxo de capital e a ocorrência de crises financeiras com abrangência e contágio mundial despertaram o interesse para investigações teórico-empíricas sobre o fluxo de capital. Os trabalhos, que investigam tais fluxos em sua maioria estão centrados em dois focos principais. O primeiro está relacionado à necessidade de se controlar ou não a entrada de capital externo e a sua influência sobre o desempenho macroeconômico dos países em desenvolvimento. Isso porque o influxo de capital implica uma série de consequências para a política macroeconômica, como: apreciação cambial, vulnerabilidade no balanço de pagamentos, volatilidade das taxas de juros e câmbio, entre outras.

O segundo está relacionado com a identificação dos fatores que determinam esse fluxo, ou melhor, se os capitais são mais atraídos por fatores domésticos – efeito *pull* – ou por fatores externos efeito *push*. O efeito *pull* diz respeito às condições domésticas que atraem recursos estrangeiros, os principais fatores *pull* apontados pela literatura são os diversos aspectos internacionais de cada país, a taxa de juros doméstica, o nível de atividade e a taxa de investimento. O efeito *push* refere-se às condições desfavoráveis nos países desenvolvidos, que empurram o capital para economias emergentes em busca de maiores retornos, tal como uma deterioração da relação entre risco e retorno dos ativos nos países desenvolvidos.

Segundo Calvo *et alii* (1993) e Fernández-Arias (1996), na maioria dos países emergentes o efeito *push* prevalece sobre o efeito *pull*, o que explica em parte a volatilidade do fluxo de capital, já que os fatores *push* não estão sujeitos ao controle das autoridades econômicas internas.

Isso posto, o presente artigo tem como objetivo analisar os determinantes da entrada de fluxos de capitais de curto prazo no Brasil entre janeiro de 1999 e dezembro de 2011, buscando identificar se ao longo desse período houve a predominância do efeito *push* ou do efeito *pull*. Para atingir o objetivo proposto utiliza-se como metodologia os Vetores Autoregressivos Estruturais (SVAR), que permitem analisar as inter-relações estatísticas dinâmicas entre as variáveis introduzidas no modelo e suas inovações (ou choques), impondo-se restrições sobre as relações contemporâneas existentes entre as variáveis.

Compreendem a estrutura deste artigo, além da presente introdução, três seções e uma conclusão. A seção 2 discute o referencial teórico. A seção 3 faz um breve comentário sobre a retomada dos fluxos de capital para o Brasil a partir do início da década de 1990. A seção 4 apresenta um modelo de fluxo de capital para uma economia pequena. A seção 5 apresenta os dados, a especificação do modelo (SVAR) e a interpretação dos resultados da análise de impulso-resposta e decomposição da variância. Na seção 6 são desenvolvidas as considerações finais.

## 2 - Referencial Teórico

No início da década de 1990, os países em desenvolvimento na Ásia e na América Latina receberam uma quantidade próxima a USD 670 bilhões de capital estrangeiro em cinco anos de 1990 a 1994, medido pelo saldo total da Conta de Capital desses países (Calvo, Leiderman e Reinhart, 1996). Embora, tenha ocorrido um declínio no fluxo de capital para esses países durante a crise do México, o fluxo de entrada de capital começou a aumentar novamente em meados da década de 1990. Este período também testemunhou uma mudança na composição do fluxo de capital privado, apresentando um aumento marcante na parcela do fluxo de capital de portfólio e de curto prazo. O fluxo de capital total para países em desenvolvimento e economias emergentes foi da ordem de USD 192 bilhões em 1997, mas declinou novamente no final das década de 1990 seguido pela crise financeira do Leste Asiático. Na primeira metade da década de 2000, o fluxo de capital começou a aumentar novamente, alcançando um total de USD 732 bilhões no período de 2000 a 2005 (IMF, 2005).

O influxo de grande quantidade de capital tende a criar significantes efeitos sobre a performance econômica nos países receptores e esses efeitos são amplamente discutidos na literatura, ver Calvo, Leiderman e Reinhart (1993, 1996), Hoggarth e Sterne (1997), Lopez-Mejia (1999), Fernandez-Arias e Montiel (1996), Balkan, Biçer e Yeldan (2002). Os modelos de economia aberta padrão propõem que o aumento do influxo de capital conduz a aumentos no consumo e investimento. Um aumento no influxo de capital aumenta a quantidade de crédito bancário estendido ao setor privado, uma vez que os bancos residentes parecem frequentemente atuar como intermediários entre o capital internacional e os tomadores domésticos. Isto aumenta o consumo doméstico e a demanda por investimento, dado o aumento dos fundos disponíveis para serem emprestados. Estes acontecimentos aumentam as pressões inflacionárias na economia devido ao aumento total da demanda doméstica.

O aumento nos gastos com consumo e investimento ocorrem em ambos os setores *tradables* e *nontradables*. Entretanto, os *nontradables* tem sua oferta mais limitada, sendo que o aumento de sua demanda resulta em aumento dos preços relativos dos bens *nontradables*. Isto estimula um crescimento excessivo do setor de serviços, uma vez que, os bens *nontradables* são essencialmente fornecidos por esse setor. Portanto, os países que recebem grandes influxos de capital experimentam uma considerável expansão em seu setor de serviços.

Outro efeito do influxo de capital sobre a demanda agregada aparece através da apreciação da taxa de câmbio real. Desde que o influxo de capital aumenta, a maior oferta de divisas tende a apreciar a moeda doméstica estimulando as importações. Juntamente com o reforço do consumo, esses acontecimentos ampliarão, posteriormente, o déficit comercial e o déficit em conta corrente podendo alcançar níveis desconfortáveis.

De acordo com Calvo et al. (1993), o influxo de capital internacional afeta as economias latino americanas em pelo menos quatro formas. Primeiro, aumentando a disponibilidade de capital nas economias individuais e permitindo aos agentes domésticos suavizar seu consumo ao longo do tempo e os investidores a reagirem a expectativa de mudança na sua lucratividade. Segundo, o influxo de capital está associado com uma apreciação marcante da taxa cambial na maioria dos países. A grande transferência vem acompanhada por aumento na absorção doméstica. Se parte do aumento nos gastos cai sobre os bens *nontradables* seu preço relativo aumentará - a taxa de câmbio real apreciará. Terceiro, o influxo de capital tem impacto sobre a política doméstica. A ânsia de alguns bancos centrais em atenuar a apreciação da taxa de câmbio real no curto prazo frequentemente conduz a intervenções, comprando do setor privado parte do influxo cambial. Além disso, o esforço para evitar a monetização doméstica dessas compras frequentemente conduz as autoridades monetárias a esterilizar parte dos influxos, uma atitude que tende a perpetuar um alto diferencial de taxas de juros doméstica e que aumenta o déficit fiscal. A extensão que esses influxos são sustentados depende também das autoridades monetárias. A história da América Latina dá razões para isso: os principais episódios de influxos de capital durante a década de 1920 e 1978 - 1981, foram seguidos por crises e fuga de capital, tais como na década de 1930 e na crise da dívida

de meados de 1980. Quarto, o influxo de capital pode oferecer importantes sinais para os participantes do mercado financeiro internacional, porém estes sinais são ambíguos. Um aumento no influxo de capital pode ser interpretado como um reflexo de oportunidades mais favoráveis no médio e longo prazo no país receptor. Mas o capital pode ter propósitos puramente especulativos, quando a falta de credibilidade nas políticas do governo conduz a altos retornos sobre os ativos financeiros domésticos. De fato, muitos destes episódios ocorreram na América Latina, onde a falta de credibilidade e bolha financeira de curto prazo estão associadas a grandes influxos de *hot money* externo.

O influxo de capital também pode acumular vulnerabilidades no sistema financeiro do país, tais como risco monetário e de liquidez, quando os instrumentos de supervisão e a regulação do sistema bancário são falhos ou não estão desenvolvidos o suficiente para lidar com estas dificuldades. Num mundo de alta mobilidade do capital, onde o capital pode entrar e sair do país facilmente, é bem conhecido, que há um risco real de efeitos sobre a inflação, a taxa de câmbio e o setor bancário, podendo causar significativa instabilidade macroeconômica. As experiências do México em 1994, do Leste asiático em 1997, da Rússia em 1998 e finalmente na Argentina em 2001 demonstraram os problemas potenciais, particularmente da aguda contração da atividade econômica devido a reversão súbita dos fluxos de capitais. Sendo assim, é de grande importância examinar os determinantes do fluxo de capital no intuito de melhorar o entendimento de como evitar ou minimizar os custos da fuga de capitais em massa, em especial para economias em desenvolvimento.

Os determinantes do fluxo de capital tem sido extensivamente analisados na literatura, começando pelo artigo seminal de Calvo, Leiderman e Reinhart (1993). A literatura examina basicamente os determinantes dos fluxos de capital para países em desenvolvimento e economias emergentes no contexto dos fatores *push* e *pull* como em Mody, Taylor e Kim (2001), Kim (2000), Dasgupta e Ratha (2000), Ying e Kim (2001), Hernandez, Mellado e Valdes (2001), Taylor e Sarno (1997), Fernandez-Arias (1996), Chuhan, Claesses e Mamingi (1993). Os fatores *push* referem-se aos determinantes externos do fluxo de capital para países em desenvolvimento e economias emergentes, tais como, taxa de juros e atividade econômica nos países industrializados. Os fatores *pull*, por outro lado, referem-se aos determinantes do fluxo de capital em particular para economias emergentes, tais como, taxa de juros doméstica, índice de preço das ações, estabilidade macroeconômica, regime cambial, inflação, nível de preços doméstico, crédito e produção industrial. O papel relativo dos fatores *push* e *pull* que determinam os fluxos de capital é de grande relevância para a política econômica do país que recebe os fluxos. Se o fluxo de capital é determinado por fatores *push*, as autoridades domésticas terão pouco controle sobre o fluxo de capital. Por outro lado, se o fluxo é determinado por fatores *pull*, as autoridades domésticas terão maior poder sobre o fluxo através da introdução de políticas macroeconômicas sólidas.

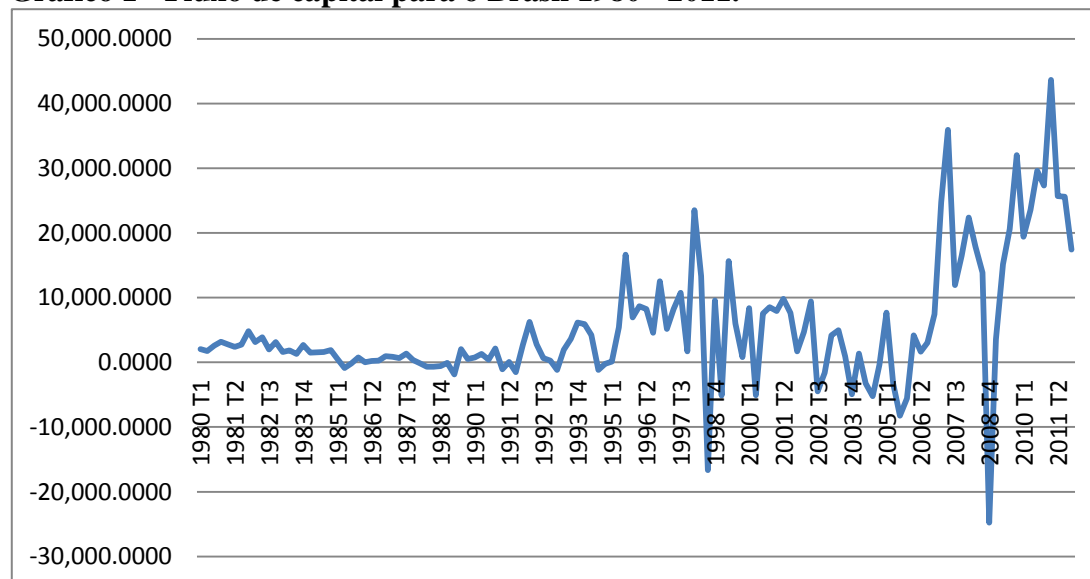
O papel relativo dos fatores *push* e *pull* varia nos diferentes estudos empíricos. Calvo, Leiderman e Reinhart (1993) e Fernandez-Arias (1996) argumentam que os fatores *push*, particularmente as baixas taxas de juros dos EUA tem papel dominante no fluxo de capital para países em desenvolvimento. Do mesmo modo, Kim (2000) encontrou que os fatores *push*, tais como, redução da taxa de juros internacional e/ou recessão nos países industrializados tem papel dominante no direcionamento do fluxo de capital. Similarmente, Ying e Kim (2001) encontrou que fatores *push*, tais como, o ciclo dos negócios nos EUA e as taxa de juros internacionais somam mais que 50% do fluxo de capital para a Coréia e México. Por outro lado, Mody, Taylor e Kim (2001) e Dasgupta e Ratha (2000), encontram que em geral, os fatores *pull* tem maior peso para determinar os fluxos de capital. Hernandez, Mellado e Valdes (2001) mostram que os fluxos de capital privado foram determinados principalmente pelos fatores *pull* e os fatores *push* não foram significantes para explicar o fluxo de capital. Taylor e Sarno (1997) argumentam que fatores *push* e *pull* são igualmente importantes na determinação dos movimentos de longo prazo no fluxo de ações, enquanto, os fatores *push* são mais importantes do que os fatores *pull* para explicar a dinâmica do fluxo de títulos. Chuhan, Claessens e Mamingi (1993) similarmente argumentam que aproximadamente metade do aumento no fluxo para os países da América Latina pode ser atribuído

a fatores *push*, enquanto que para os países da Ásia estima-se que os fatores *pull* são de três a quatro vezes mais importantes do que os fatores *push* para mover os fluxos de capital.

### 3 - Algumas observações sobre a retomada do fluxo de capitais para o Brasil

A liberalização da conta capital no Brasil teve início no final dos anos 1980, mas foi nos anos 1990 que houve a consolidação definitiva de seu processo de abertura. Como pode ser observado no Gráfico 1, após o processo de abertura o fluxo de entrada de capitais para o Brasil aumentou consideravelmente. Quatro fatos relevantes podem ser destacados com relação ao aumento do fluxo de capital nesse período.

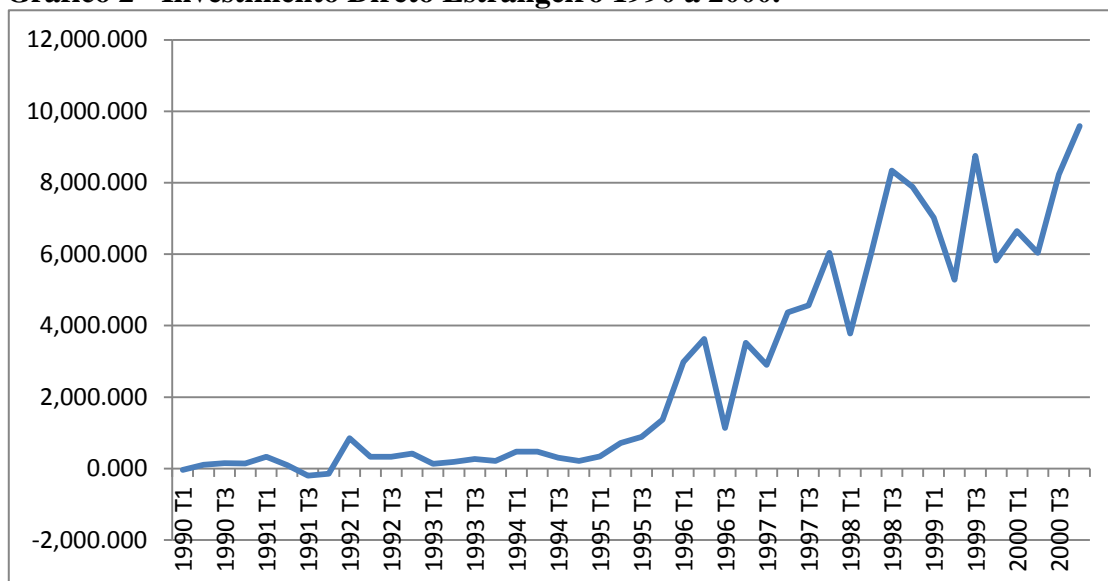
**Gráfico 1 - Fluxo de capital para o Brasil 1980 - 2011.**



Fonte:elaboração própria. IPEADATA

O primeiro fato foi a normalização das relações do País com a comunidade financeira internacional, por meio da regularização da renegociação da dívida externa com os bancos credores e da conclusão, em abril de 1994, da regularização dos empréstimos atrasados nos moldes do Plano Brady. O segundo fato a destacar foi o advento do Plano Real em julho de 1994, que consolidou a estabilidade macroeconômica do País. O terceiro fato diz respeito ao aparato regulatório que proporcionou uma legislação liberalizante dos fluxos de capitais entre 1990 e 2000. Por fim, o quarto fato está relacionado a fatores externos, tal como a queda da taxa de juros internacional nos países desenvolvidos, que levou os investidores a procurarem oportunidades mais atrativas em países em desenvolvimento, como o Brasil. De acordo com dados do Banco Central, o fluxo de capitais em 1990 era de US\$ 4,26 bilhões (0,9% do PIB), e passou ao final de 2000 para US\$ 22,3 bilhões (cerca de 3,8% do PIB). Entre 1990 e 2000, os investimentos diretos estrangeiros foram responsáveis por entradas líquidas de US\$ 123,9 bilhões, enquanto os investimentos em portfólio significaram entradas de US\$ 32,2 bilhões, correspondendo a apenas 26% dos investimentos diretos. Antes do Plano Real, os fatores macroeconômicos internos não pareciam suficientemente consolidados para atrair capital estrangeiro. A partir de 1995, os fluxos líquidos de investimentos estrangeiros evidenciaram uma alteração importante. A participação dos investimentos diretos, que em 1994 representava 21% do total das inversões estrangeiras, aumentou para 65% em 1995. Como mostra o Gráfico 2, o investimento direto no início dos anos 1990 era bem modesto e começou a crescer consideravelmente a partir de meados da década.

**Gráfico 2 - Investimento Direto Estrangeiro 1990 a 2000.**



Fonte:elaboração própria. IPEADATA

Em 1997 e 1998 constatou-se que apesar das crises internacionais, asiática e russa, os investimentos diretos continuaram a subir em relação aos anos anteriores. Isto pode evidenciar que, naquele período, os investimentos estavam mais atrelados a fatores internos relacionados à estabilidade das variáveis macroeconômicas do país (efeito *pull*) do que aos efeitos externos (*push* e contágio). Quanto às privatizações, estas tiveram uma participação, no período 1996 a 2000, de 24% dos ingressos de investimentos diretos. O auge dos investimentos em privatizações e concessões públicas ocorreu no período 1997-1999, quando estes somaram US\$ 20,2 bilhões, com destaque para os ingressos relativos aos setores de mineração, ferroviário e telecomunicação. É importante destacar que, apesar de expressivos, os investimentos em privatização representam apenas a quarta parte, aproximadamente, do total de ingressos, o que revela a autonomia dos investimentos diretos relativamente ao processo de desestatização. (Relatório do Banco Central, 1998).

A partir de 1994 e nos anos subsequentes, nota-se uma convergência das condições domésticas com fatores não domésticos, tais como: maior liquidez internacional, menor aversão ao risco, disposição em investir no Brasil e entrada de Investimento Direto Estrangeiro (IDE) via privatizações. A entrada de capitais na conta de capital e financeira estende-se até o ano de 2003 com consideráveis distúrbios em 1999, quando o Brasil vivenciou uma crise cambial.

Em 2003, o saldo da conta de capitais torna-se negativo, com destaque para o aumento nas amortizações e o envio de remessas líquidas, e alonga-se até 2005, quando o saldo se recupera por altos níveis de IDE e dos investimentos em carteira, influenciados pela maior liquidez internacional. Em 2006, os altos valores de aplicações em carteira mais que compensam os números negativos do IDE. No ano seguinte, observa-se intensa elevação no saldo da conta capital e financeira, chegando a atingir mais de US\$ 88,4 bilhões em 2007. (Banco Central do Brasil 2008).

A conta financeira do balanço de pagamentos apresentou ingressos líquidos de US\$31,9 bilhões em 2008, uma redução se comparada ao recorde de US\$88,4 bilhões registrado no ano anterior. A alta rentabilidade dos investimentos, aliada ao risco país em declínio, favoreceu a entrada líquida de capitais de US\$39,8 bilhões no primeiro semestre, contrastando com as saídas líquidas de US\$7,9 bilhões observadas na segunda metade do ano, em ambiente de estresse nos mercados financeiros.(Banco Central do Brasil 2008).

O ano de 2009 evidenciou uma reversão progressiva do sentimento de aversão ao risco nos mercados financeiros internacionais e os indicativos de retomada consistente da atividade econômica interna, apresentando ingressos líquidos de US\$69,4 bilhões. Vale ressaltar que, mesmo no primeiro semestre do ano, quando persistia algum estresse nos mercados financeiros, as entradas

líquidas de capitais totalizaram US\$18,4 bilhões. É relevante enfatizar que a atratividade exercida pelo Brasil em relação à captação de recursos externos esteve associada à preservação dos fundamentos macroeconômicos do país. (Banco Central do Brasil 2009).

Num ambiente de recuperação incipiente das economias desenvolvidas e liquidez internacional acentuada o ano de 2010 registrou ingressos líquidos de US\$98,5 bilhões. Os investimentos diretos e os investimentos em carteira registraram ingressos líquidos respectivos de US\$36,9 bilhões e US\$63 bilhões e os outros investimentos, amortizações líquidas de US\$1,3 bilhão. (Banco Central do Brasil 2010).

Os fatores domésticos e internacionais pressionaram em conjunto para um preocupante movimento de apreciação do câmbio induzido pela entrada de capitais. Portanto, é fundamental compreender o porquê da entrada desses recursos na conta financeira.

#### **4 - Modelos teóricos e empíricos de fluxo de capital numa economia pequena**

Uma pequena economia integrada está sujeita a diversos choques. Podendo ser choques globais ou choques específicos do país. Razin (1995) e Glick e Rogoff (1995) estenderam a análise de otimização dinâmica para encontrar teórica e empiricamente que choques globais são importantes para a variação da renda, mas não para a variação da Conta Corrente. A análise de otimização dinâmica também distingue choques permanentes de choques transitórios. No modelo de Sachs (1981), uma mudança permanente na renda deixará o déficit em conta corrente inalterado, enquanto uma mudança transitória reduz (aumenta) o déficit em conta corrente se a mudança na renda for induzida por um choque de demanda (oferta). Desta forma, a relação negativa típica entre renda e conta corrente observada nos dados reflete a dominância de choques de demanda sobre os choques de oferta. Esta visão tem sido contestada, pelos modelos de ciclos reais de negócios, que são capazes de gerar uma correlação negativa entre renda e conta corrente somente com um choque de produtividade. Assim, a correlação negativa fornece um mix de evidências sobre a importância relativa dos distúrbios de demanda e oferta. Na modelagem empírica, Ahmed e Park (1994) e Kim (1996) encontra que choques de demanda, não choques de oferta, são fortemente sensíveis a movimentos na conta corrente nos países industriais.

Num contexto de fluxos de capital volumosos para países em desenvolvimento, ambos fatores domésticos e externos contribuem para o influxo de capital. Estabilização macroeconômica com controle fiscal e liberalização financeira no país receptor são importantes fatores domésticos, especialmente em países com uma história de alta inflação (ver Rebelo e Vegh, 1995; Kiguel e Liviatan, 1992). Os fatores externos incluem baixa taxa de juros mundial, recessão nos países industriais e melhoramentos na conta corrente nos Estados Unidos. Calvo et al. (1993), Chuhan et al. (1993) e Fernandez-Ariaz (1996) sustentam a importância dos fatores externos - em particular, baixa taxa de juros dos Estados Unidos - para o influxo de capital. Calvo et al. (1993) também apresenta um modelo VAR estrutural para dar suporte a seus argumentos. Desde que os fatores domésticos não são considerados explicitamente no seu modelo, a contribuição relativa dos choques domésticos e externos não é estimada. Fernandez-Ariaz (1996) consideram três causas aproximadas dos fluxos de capital: clima de investimentos doméstico, retornos internacionais e a solvabilidade do país. O fator retorno internacional explica mais do que 60% do influxo de capital para 13 países em desenvolvimento enquanto o clima de investimentos doméstico explica somente 12%. Desde que a solvabilidade depende da taxa de juros mundial, seus resultados mostram que a taxa de juros internacional é o fator mais importante na geração dos fluxos recentes de capital para países em desenvolvimento.

## 5 - Análise empírica dos determinantes dos influxos de capitais no Brasil

### 5.1 Metodologia

No modelo VAR na forma reduzida, os resíduos são correlacionados contemporaneamente não permitindo a identificação dos efeitos de choques exógenos independentes nas variáveis.

Uma maneira frequentemente utilizada para identificar restrições sobre a relação contemporânea dos choques é a decomposição de Choleski, que propõe uma estrutura exatamente identificada ao modelo. No entanto, esta decomposição pode se mostrar inadequada, ao indicar uma estrutura contemporânea que não recebe respaldo da teoria econômica ou da causalidade presente na estrutura dos dados.

Autores como Sims (1986) têm ressaltado que, na existência de relação contemporânea, a escolha da ordem das variáveis na decomposição de Choleski pode implicar diferentes interpretações das funções impulso-resposta e da decomposição de variância do erro de previsão.

Como alternativa, diversos trabalhos (Sims, 1986; Bernanke, 1986; Blanchard e Quah, 1989; Leeper, Sims e Zha, 1996) têm sugerido o uso da ortogonalização, que permite impor restrições sobre-identificadas ao modelo. Esta metodologia é denominada de Vetores Autoregressivos Estruturais (SVARs), na medida em que procura se valer da teoria econômica para identificar as restrições do modelo.

### 5.2 - Base de Dados

A base de dados compreende o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2011. São 156 observações mensais. A seguir são listadas as variáveis usadas, a saber: T-bill é a taxa de juros sobre as Notas do Tesouro norte americano com maturidade de três meses; Ind EUA é a produção industrial dos Estados Unidos; Selic é a taxa de juros, Selic efetiva; IBVSP é o índice de ações da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA); SPR é o resultado primário brasileiro, calculado pelo autor utilizando as Necessidades de Financiamento do Setor Público (NFSP) no conceito primário; STCP é o saldo em transações correntes e CCFP é a conta de capital e financeira menos os investimentos diretos. A T-bill e a Ind EUA são fornecidos pelo *International Financial Statistics* (IFS) do Fundo Monetário Internacional. A taxa de juros Selic, o STCP e o CCFP são fornecidos pelo Banco Central do Brasil; o IBVSP é fornecido pela Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (Anbima) e o SPR foi calculado utilizando as NFSP fornecida pelo Ministério da Fazenda. Todas as variáveis usadas estão em bases mensais e em escala logarítmica.

### 5.3 Apresentação e discussão dos resultados

#### 5.3.1 Testes de raiz Unitária

Com a finalidade de avaliar se as variáveis seguem um processo estocástico estacionário, foram realizados dois testes de raiz unitária. A Tabela 1 mostra os resultados do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries em nível e em primeira diferença. A hipótese nula ( $H_0$ ), de que a série testada possui raiz unitária (é não estacionária), não é rejeitada para todas as variáveis (em nível) com significância estatística de 1%. Esses resultados são confirmados pelo teste de Phillip e Perron (1987), cuja hipótese nula também é a de que a variável possui raiz unitária (Tabela 2).



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

VARIÁVEL	ESTATÍSTICA ( $\tau$ )	P-VALOR	VALORES CRÍTICOS		
			1%	5%	10%
LOG TBILL	-0.990016	0.9414	-4.019151	-3.43946	-3.14411
LOGINDEUA	-2.759091	0.2149	-4.019975	-3.43986	-3.14435
LOGSELIC	-2.999538	0.136	-4.023506	-3.44155	-3.14534
LOGIBVSP	-2.260578	0.4525	-4.018748	-3.43927	-3.144
LOGSPR	-5.225789	0	-3.473096	-2.88021	-2.57681
LOGSTCP	-1.636787	0.4614	-3.473382	-2.88034	-2.57687
LOGCCFP	-10.69778	0	-3.472813	-2.88009	-2.57674
DLOG TBILL	-8.144078	0	-4.023042	-3.44133	-3.14521
DLOGINDEUA	-12.5073	0	-4.019975	-3.43986	-3.14435
DLOG SELIC	-6.087538	0	-4.023506	-3.44155	-3.14534
DLOG IBVSP	-9.612732	0	-4.020396	-3.44006	-3.14447
DLOG STCP	-13.90546	0	-3.473967	-2.88059	-2.57701

Fonte: elaboração própria. Nota: os testes foram realizados com intercepto e tendência para as variáveis: T-bill, Ind EUA, Selic e IBVSP. Para as variáveis: SPR, STCP e CCFP os testes foram realizados apenas com intercepto, conforme indicado pela análise gráfica.

As exceções são as séries SPR e CCFP que se mostraram estacionárias, ou seja, não possuem raiz unitária, portanto não foram diferenciadas. As demais apresentaram raiz unitária em nível, mas se mostraram estacionárias em primeira diferença, conforme as tabelas 1 e 2, que apresentam os resultados dos testes ADF e PP 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,  $I(1)$ .

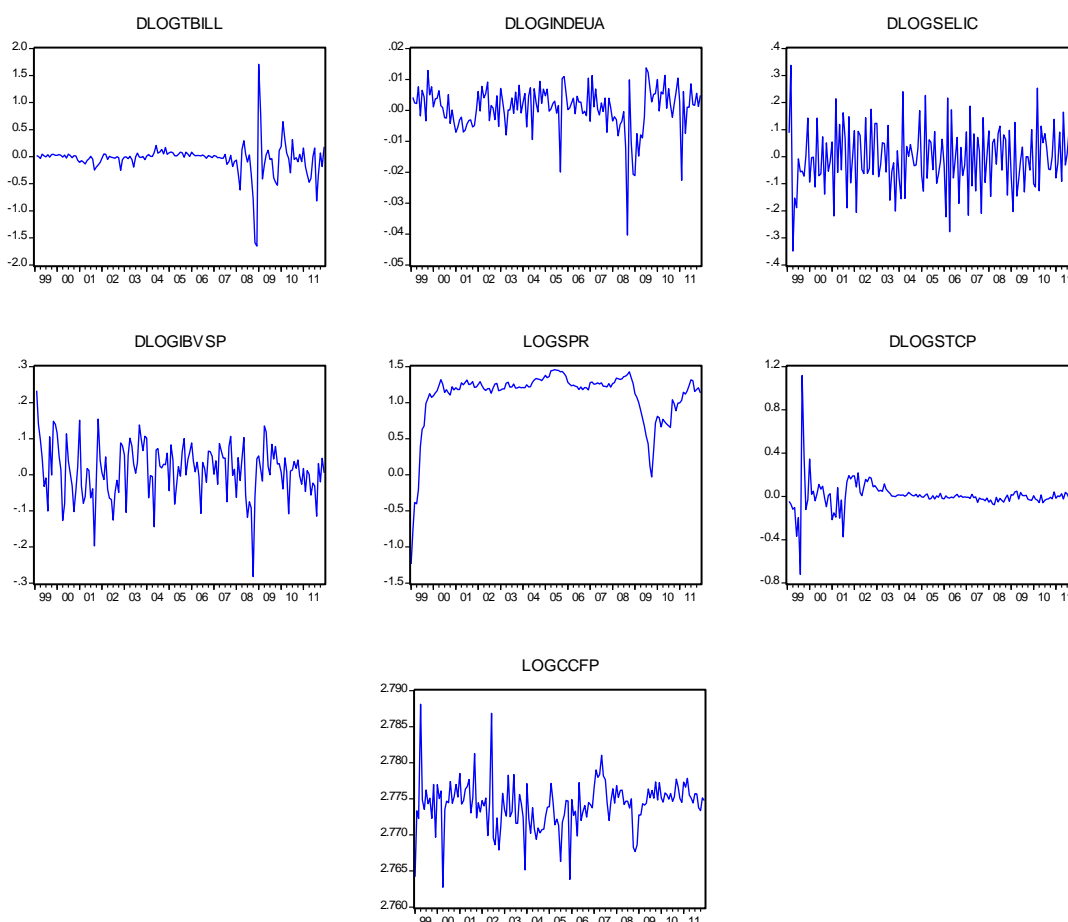
**Tabela 2 - Teste Phillip-Perron (PP): Nível e Diferença**

VARIÁVEL	ESTATÍSTICA ( $\tau$ )	P-VALOR	VALORES CRÍTICOS		
			1%	5%	10%
LOG TBILL	-1.043906	0.9338	-4.018349	-3.439075	-3.143887
LOGINDEUA	-2.074718	0.5554	-4.018349	-3.439075	-3.143887
LOGSELIC	-3.603384	-3.603384	-4.018349	-3.439075	-3.143887
LOGIBVSP	-2.23971	0.4639	-4.018349	-3.439075	-3.143887
LOGSPR	-6.718672	0	-3.472813	-2.880088	-2.57674
LOGSTCP	-1.567042	0.497	-3.472813	-2.880088	-2.57674
LOGCCFP	-11.21575	0	-3.47281	-2.88009	-2.57674
DLOG TBILL	-46.90786	0	-4.019151	-3.439461	-3.144113
DLOGINDEUA	-40.62164	0	-4.019151	-3.439461	-3.144113
DLOG SELIC	-90.37852	0	-4.019151	-3.439461	-3.144113
DLOG IBVSP	-38.96669	0	-4.019151	-3.439461	-3.144113
DLOG STCP	-43.97921	0	-3.473382	-2.880336	-2.576871

Fonte: elaboração própria. Nota: os testes foram realizados com intercepto e tendência para as variáveis: T-bill, Ind EUA, Selic e IBVSP. Para as variáveis: SPR, STCP e CCFP os testes foram realizados apenas com intercepto, conforme indicado pela análise gráfica.

Na Figura 1, encontram-se as variáveis SPR e CCFP em nível e as demais em primeira diferença facilitando desta forma a visualização do comportamento das séries utilizadas no modelo.

Figura 1 - DLOGTBILL, DLOGINDEUA, DLOGSELIC, DLOGIBVSP, LOGSPR, DLOGSTCP, LOGCCFP: 1999/01 a 2011/12



Fonte: elaboração própria.

### 5.3.2 - Teste de Cointegração

Constatado que as séries são não estacionárias e que possuem a mesma ordem de integração, é possível realizar o teste de cointegração, de modo a verificar se uma combinação linear dessas variáveis é estacionária. Em outras palavras, é preciso verificar se os resíduos resultantes da regressão entre essas variáveis são do tipo  $I(0)$ , confirmando que há uma relação de equilíbrio a longo prazo entre elas (Engel e Granger, 1987)<sup>3</sup>.

**Tabela - 3 Teste de Cointegração de Johansen**

	ESTATÍSTICA DO TRAÇO			ESTATÍSTICA DO MÁXIMO AUTOVALOR		
	OBSERVADO	VALOR CRÍTICO 5%	P-VALOR	OBSERVADO	VALOR CRÍTICO 5%	P-VALOR
R=0	172.0423	150.5585	0.0017	49.80583	50.59985	0.0603
R<1	122.2364	117.7082	0.025	42.56937	44.4972	0.0798
R<2	79.66706	88.8038	0.1902	33.79046	38.33101	0.1518

Fonte: elaboração própria.

<sup>3</sup> Em princípio, como suportado por Campbell e Perron (1991), uma vez alcançado um processo de co-integrado entre séries não estacionárias, a adição de variável estacionária na relação não irá causar alterações significativas na robustez estatística da regressão.

A hipótese nula é rejeitada ao nível de 5% de significância pela estatística do traço, porém pela estatística do máximo autovalor, a hipótese nula não é rejeitada ao nível de 5% de significância. E na ocorrência de discrepância entre os testes, há indicações para a preferência sobre o resultado do máximo autovalor, pois apresenta hipótese alternativa mais específica. Isto significa, que há forte evidência favorável a não existência de um vetor de cointegração, que representa a relação de longo prazo entre as variáveis do modelo.

### 5.3.3 - Teste para a inclusão de defasagens

Como as variáveis não estacionárias não possuem relação de cointegração, será utilizado nessa pesquisa os módulos de Vetores autorregressivos (VAR) aplicados as séries em primeira diferença.

Para determinar o número de defasagens das variáveis a serem incluídas no modelo, foram realizados os usuais testes de seleção do número de defasagens do sistema VAR (Tabela 4).

**Tabela 4 - Seleção de defasagens (VAR)**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1593.359	NA	9.98E-19	-21.58311	-21.44071	-21.52525
1	1841.643	469.5449	6.64E-20	-24.29447	-23.15525*	-23.83159*
2	1896.065	97.73644	6.19E-20	-24.36823	-22.2322	-23.50034
3	1955.47	101.0287	5.43E-20	-24.50979	-21.37696	-23.23689
4	2009.5	86.74276	5.18e-20*	-24.57823*	-20.44859	-22.90031
5	2055.326	69.20722*	5.60E-20	-24.53505	-19.4086	-22.45212
6	2096.714	58.56193	6.54E-20	-24.43148	-18.30822	-21.94353
7	2130.848	45.04814	8.63E-20	-24.22923	-17.10915	-21.33627
8	2183.776	64.80959	9.06E-20	-24.28267	-16.16578	-20.98469

Fonte: elaboração própria. (\*) Indica o número de defasagens selecionado por cada critério. LR: estatística LR; FPE: erro final de previsão; AIC: critério de informação Akaike; SC: critério de informação Schwarz; HQ: critério de informação de Hannan-Quinn.

Os critérios de FPE e AIC sugerem a inclusão de quatro defasagens ao modelo, os critérios SC e HQ sugerem a inclusão de duas defasagens e o critério LR sugere cinco defasagens. A estimativa do VAR com 2 ou 4 defasagens resultou em modelos cujos resíduos estavam autocorrelacionados, heterocedásticos e não-gaussianos. Para resolver tal problema foi incluído um número maior de defasagens, até se obter um modelo com resíduos bem comportados. Ao final, optou-se por estimar um modelo com 5 defasagens, que satisfaz as condições básicas de robustez.

### 5.3.4 - Especificação do modelo SVAR

Essa seção tem o objetivo de justificar a ordenação do VAR e impor as restrições necessárias ao VAR estrutural para se resgatar os choques exógenos nas variáveis do modelo.

Nessa especificação CCFP: é a conta capital e financeira menos os investimentos diretos. Representa os influxos de capital de curto prazo para o Brasil. Esta variável foi medida como a soma dos fluxos de capital de portfólio e curto prazo, refletindo essencialmente os fluxos de capital, preferivelmente com natureza de curto prazo.

As definições dos fatores *push* e *pull* são a seguinte:

Fatores *push*:

T-Bill: taxa de juros sobre 3 meses *US Treasury bill*.

Ind EUA: índice de produção industrial EUA.

Fatores *pull*:

SELIC: taxa de juros real efetiva do Brasil.

IBVSP: índice de preços da bolsa de valores de São Paulo (IBOVESPA).

SPR: resultado primário.

STCP: saldo em transações correntes.

A *US Treasury rate bill* (T-Bill) indica o custo de tomar emprestado no país receptor e a taxa alternativa de retorno para os investidores nos países exportadores de capital. Portanto, espera-se que um aumento nesta variável tenha um impacto negativo sobre o fluxo de capital para o Brasil. O crescimento da produção industrial nos EUA implica no aumento dos fundos disponíveis para investir externamente, desta forma pode ter um efeito positivo sobre o influxo de capital ou ainda um aumento na demanda por *commodities* que pode também provocar um efeito positivo sobre a entrada de capital no caso brasileiro. Todavia, um aumento na produção industrial aponta para a aceleração do crescimento, portanto aumentando a pressão inflacionária. Isso pode aumentar a expectativa de elevação na taxa de juros, direcionando o capital para dentro dos EUA. Assim sendo, o crescimento da produção industrial pode ter um impacto negativo sobre o fluxo de capital para o Brasil. Espera-se que um aumento no índice da bolsa de valores doméstica (IBOVESPA) afete positivamente o influxo de capital, desde que, indique novas oportunidades de investimento e maior solidez nos fundamentos econômicos no país receptor de capital. Do mesmo modo, um aumento na taxa de juros real, está antecipando um aumento no influxo de capital, desde que, indique um aumento no retorno dos títulos domésticos. Como um indicador de fragilidade, o resultado primário, afeta positivamente o influxo de capital. O saldo da conta corrente, como um indicador de fragilidade do setor externo possui um impacto negativo sobre o influxo de capital.

Para examinar empiricamente os determinantes do fluxo de capital para o Brasil, os choques de ambos os fatores doméstico e externo foram considerados no contexto de uma pequena economia. Choques externos (fatores *push*) incluindo o choque de oferta mundial (proxy produto industrial dos EUA) e a taxa de juros internacional (proxy *T rate bill*). Entre os choques domésticos, a taxa de juros real (SELIC), índice da bolsa de valores (IBOVESPA), resultado primário e saldo em transações correntes foram considerados. Com essas variáveis, o influxo de capital, CCFP, pode ser modelado como segue:

$$CCFP_t = f(u_t^{TBill}, u_t^{Ind\ EUA}, u_t^{SELIC}, u_t^{IBVSP}, u_t^{SPR}, u_t^{STCP}, u_t^{CCFP}) \quad (1)$$

A equação 1 define o influxo de capital como um a função dos choques sobre a taxa de juros EUA, produção industrial EUA, taxa de juros real, índice da bolsa de valores, resultado primário, saldo em transações correntes e pelo choque do próprio influxo.

Desde que, os choques na equação 1 não são observados no VAR restrito (estimados apenas com as variáveis defasadas), uma restrição adicional é necessária para descobrir os choques estruturais subjacentes aos dados. Um modelo VAR de sete variáveis foi considerado para extrair os sete choques estruturais. Seguindo Ying e Kim (2001), o modelo VAR pode ser especificado como segue:

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i U_{t-i} = A(L)U_t$$

onde  $Y_t = (TBILL_t, Ind\ EUA_t, SELIC_t, IBVSP_t, SPR_t, STCP_t, CCFP_t)'$ ,  $U_t = f(u_t^{TBILL}, u_t^{Ind\ EUA}, u_t^{SELIC}, u_t^{IBVSP}, u_t^{SPR}, u_t^{STCP}, u_t^{CCFP})'$  e  $A(L) = \sum_{i=0}^{\infty} A_i L^i = \{a_{ij}(L)\}$  sendo o L operador de defasagens.  $A_i$  é a matriz de impulso resposta das variáveis endógenas para os choques estruturais.

Para identificar os efeitos de longo prazo dos choques estruturais, várias restrições foram impostas sobre a matriz impulso resposta  $A_i$ . As hipóteses seguintes dizem respeito aos choques estruturais de longo prazo:

1) Os choques de outras variáveis no sistema não tem efeitos sobre as taxas de juros dos EUA no longo prazo. A taxa de juros dos EUA parece ser a variável mais exógena do sistema. Esta hipótese conduz as seguintes restrições:  $a_{12}(L) = a_{13}(L) = a_{14}(L) = a_{15}(L) = a_{16}(L) = a_{17}(L) = 0$ .

2) A produção industrial dos EUA é afetada somente por choques na taxa de juros dos EUA. Essa restrição esta incorporada como:  $a_{23}(L) = a_{24}(L) = a_{25}(L) = a_{26}(L) = a_{27}(L) = 0$ .

3) A taxa de juros do Brasil é influenciada por choques na taxa de juros dos EUA, produzindo as seguintes restrições:  $a_{32}(L) = a_{34}(L) = a_{35}(L) = a_{36}(L) = a_{37}(L) = 0$ .

4) Assume-se que os choques sobre as taxas de juros real, taxa de juros dos EUA e produção industrial afetam o índice de preços das ações, que recebeu as seguintes restrições:  $a_{32}(L) = a_{46}(L) = a_{47}(L) = 0$ .

5) A produção industrial, a conta corrente e o fluxo de capital não tem efeitos sobre o saldo fiscal no longo prazo:  $a_{52}(L) = a_{56}(L) = a_{57}(L) = 0$ .

6) Assume-se que os efeitos do choque no fluxo de capital sobre a conta corrente são transitórios, esta restrição é introduzida como:  $a_{67}(L) = 0$ .

7) Assume-se que choques sobre todas as outras variáveis afetam o influxo de capital para o Brasil no longo prazo, portanto ela esta determinada endogenamente no sistema.

Com as 23 restrições mencionadas anteriormente o sistema está sobreidentificado. O sistema de equações que aparece destas restrições pode ser exposto como se segue:

$$\begin{aligned}
 USINT_t &= a_{11}u_t^{TBILL} \\
 USIPI_t &= a_{21}u_t^{TBILL} + a_{22}u_t^{Ind\ EUA} \\
 RIR_t &= a_{31}u_t^{TBILL} + a_{33}u_t^{SELIC} \\
 ISE_t &= a_{41}u_t^{TBILL} + a_{42}u_t^{Ind\ EUA} + a_{43}u_t^{SELIC} + a_{44}u_t^{IBVSP} \\
 BD_t &= a_{51}u_t^{TBILL} + a_{53}u_t^{SELIC} + a_{54}u_t^{IBVSP} + a_{55}u_t^{SPR} \\
 CA_t &= a_{61}u_t^{TBILL} + a_{62}u_t^{Ind\ EUA} + a_{63}u_t^{SELIC} + a_{64}u_t^{IBVSP} + a_{65}u_t^{SPR} + a_{66}u_t^{STCP} \\
 CAPF_t &= a_{71}u_t^{TBILL} + a_{72}u_t^{Ind\ EUA} + a_{73}u_t^{SELIC} + a_{74}u_t^{IBVSP} + a_{75}u_t^{SPR} + a_{76}u_t^{STCP} + \\
 & a_{77}u_t^{CCFP}
 \end{aligned}$$

Essas restrições podem ser apresentadas na forma de matriz:

$$\begin{bmatrix} TBILL_t \\ Ind\ EUA_t \\ SELIC_t \\ IBVSP_t \\ SPR_t \\ STCP_t \\ CCFP_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} * & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ * & * & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ * & 0 & * & 0 & 0 & 0 & 0 \\ * & * & * & * & 0 & 0 & 0 \\ * & 0 & * & * & * & 0 & 0 \\ * & * & * & * & * & * & 0 \\ * & * & * & * & * & * & * \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^{TBILL} \\ u_t^{Ind\ EUA} \\ u_t^{SELIC} \\ u_t^{IBVSP} \\ u_t^{SPR} \\ u_t^{STCP} \\ u_t^{CCFP} \end{bmatrix}$$

A imposição dessas restrições na matriz impulso-resposta  $A_i$  permite-nos descobrir os choques estruturais a partir do modelo VAR restrito. A próxima seção, além de checar a robustez do modelo, apresenta as funções impulso-resposta e análise de decomposição da variância produzidas a partir do modelo VAR estrutural.

### 5.3.5 - Testes de Robustez

Os usuais testes de robustez apontaram para a existência de autocorrelação nos resíduos do modelo. Não há evidência favorável à rejeição da hipótese nula – de inexistência de autocorrelação serial – a partir da inclusão da terceira defasagens no modelo como mostra a Tabela 6.

**Tabela 6 - Teste de Autocorrelação Serial LM**

Lags	LM-Estatística	Probabilidade
1	75.17715	0.0095
2	68.48105	0.0344
3	61.96364	0.1011
4	65.07215	0.0618
5	53.38413	0.3095
6	52.4108	0.3431

Fonte: elaboração própria.

O teste de normalidade de Jarque-Bera apontou para a rejeição da hipótese de que os erros em conjunto seguem uma distribuição normal (Tabela 7). No entanto, tende-se a minimizar este problema, com base no Teorema do Limite Central, segundo o qual *qualquer que seja* a distribuição da variável de interesse para grande amostras, a distribuição das médias amostrais serão aproximadamente normalmente distribuídas, e tenderão a uma distribuição normal à medida que o tamanho de amostra crescer.

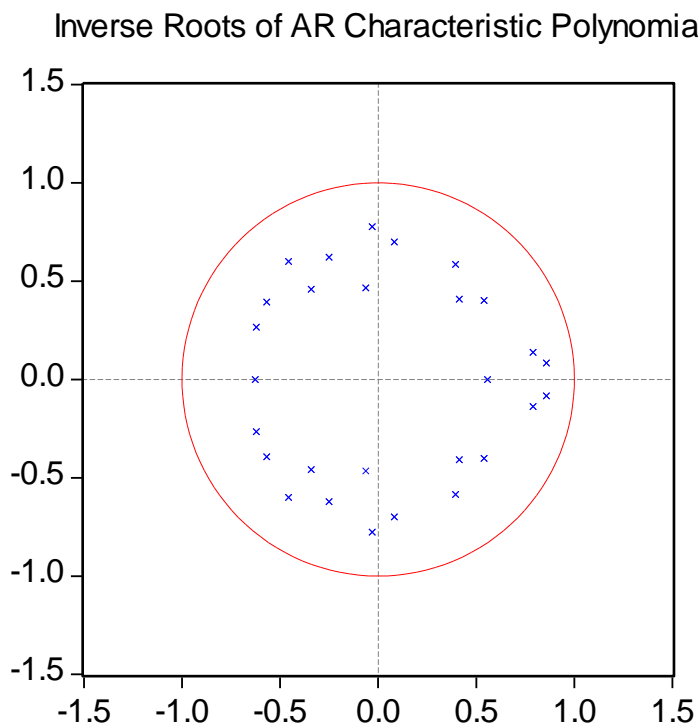
**Tabela 7 - Teste de Jarque-Bera**

Componente	Jarque-Bera	Probabilidade
1	58.02133	0
2	135.6818	0
3	7.305484	0.0259
4	11.78786	0.0028
5	4.536685	0.1035
6	533.2029	0
7	28.76952	0
Conjunta	779.3055	0

Fonte: elaboração própria

A Figura 2 mostra que todas as raízes pertencem ao círculo unitário, comprovando a estabilidade do sistema.

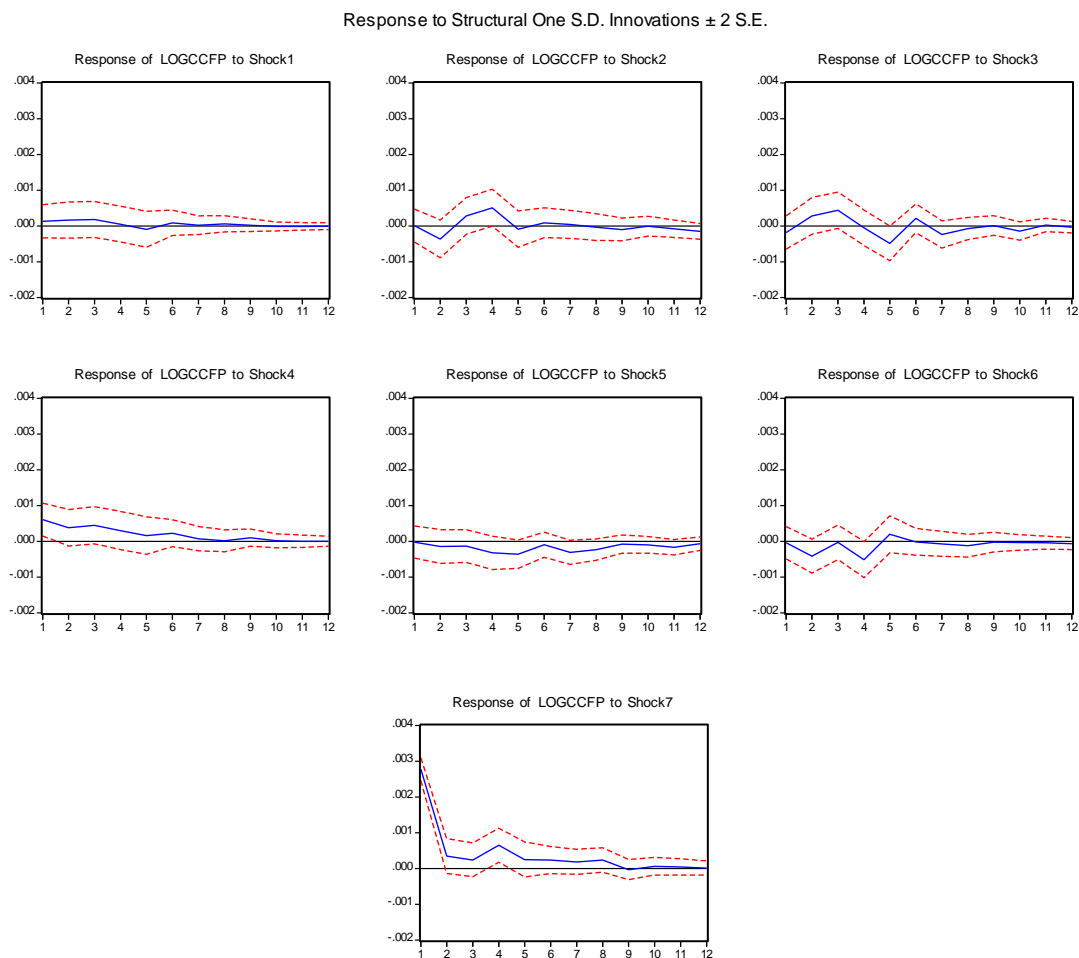
**Figura 2 - Raízes do Polinômio Característico**



### 5.3.6 - Análise Impulso-Resposta

O efeito dos choques para os fatores *push* e *pull* sobre o fluxo de capital para o Brasil ao longo do período de 1999/01 a 2011/12 é apresentado na Figura 3. As duas primeiras figuras (*Shock 1*) e (*Shock 2*) mostram o efeito para os fatores *push*, nomeadamente a resposta do fluxo de capital para o Brasil de um choque sobre a taxa de juros dos EUA e o índice de produção industrial dos EUA, respectivamente. As outras figuras (*Shock 3*), (*Shock 4*), (*Shock 5*), (*Shock 6*) e (*Shock 7*), representam o efeito para os fatores *pull* respectivamente a resposta do fluxo de capital a choques sobre: a taxa de juros doméstica, o índice de preços da bolsa de valores, o resultado primário, o saldo das transações em conta corrente e da conta de capital. As funções impulso resposta foram estimadas para um horizonte de doze meses.

### Figura 3 - Função Impulso - Resposta do Modelo SVAR



fonte: elaboração própria.

Como mostra a função impulso-resposta um choque nas variáveis T-Bill, Selic, índice Bovespa, tem um efeito positivo sobre o influxo de capitais, enquanto um choque nas variáveis índice de produção industrial dos Estados Unidos, resultado primário e saldo em transações correntes tem um efeito negativo.

#### 5.3.7 - Análise de decomposição da variância

A decomposição da variância fornece evidências da importância relativa de cada um dos choques. A tabela 5 mostra a porcentagem da variância do erro de previsão devido a cada choque no modelo VAR estrutural ao longo de um horizonte de doze meses, cobrindo o período de 1999/01 a 2011/12.

**Tabela 5 - Decomposição da Variância da CCFP para o período 1999/01 a 2011/12**

Período	S.E.	T BILL	Ind EUA	SELIC	IBVSP	SPR	STCP	CCFP
1	0.249768	0.202489	0.001294	0.418067	4.472327	0.006359	0.0213	94.87816
2	0.264549	0.482443	1.51998	1.258754	5.728983	0.25697	1.978581	88.77429
3	0.28648	0.791399	2.245897	3.23152	7.474982	0.440524	1.866451	83.94923
4	0.319523	0.728883	4.446629	2.905841	7.498872	1.397667	4.194429	78.82768
5	0.324651	0.781468	4.313093	4.953973	7.373174	2.531597	4.337179	75.70951
6	0.329113	0.836349	4.313332	5.282424	7.70823	2.578172	4.27223	75.00926
7	0.330436	0.82565	4.252027	5.699027	7.61669	3.382143	4.248429	73.97604



8	0.332517	0.845347	4.212599	5.678775	7.528038	3.815789	4.337354	73.5821
9	0.332853	0.846891	4.288656	5.665812	7.592129	3.861093	4.332799	73.41262
10	0.333041	0.846293	4.276114	5.826802	7.569525	3.936159	4.330463	73.21464
11	0.333533	0.845242	4.316585	5.813182	7.544276	4.165017	4.329971	72.98573
12	0.333786	0.843218	4.50448	5.806073	7.522022	4.193617	4.359714	72.77088

fonte: elaboração própria.

Como era de se esperar, a maior parte da variância da CCFP, ou Conta Capital e Financeira menos os investimentos diretos, é explicada pela sua própria variância, 72,77%. As variáveis domésticas em conjunto menos a CCFP respondem por 21,87% da variância do fluxo de capital de curto prazo para o Brasil. A taxa de juros SELIC responde por 5,8%, o índice de preços do mercado de ações (IBOVESPA) responde por 7,52, o resultado primário é responsável por 4,19% e o saldo em transações correntes por 4,36%.

As variáveis externas representam a menor parte da variância sobre o fluxo de capital para o Brasil no período analisado. Em conjunto respondem por apenas 5,34% da variância. Sendo a taxa de juros norte americana com maturidade de 3 meses, T Bill, a variável menos significativa no direcionamento do fluxo de capital para o Brasil com apenas 0,8% da variância e a produção industrial americana, Ind EUA responsável por 4,5% da variação.

Os resultados encontrados no presente trabalho para o período de 1999/01 a 2011/12 apontam para a predominância do efeito *pull* sobre o efeito *push*, ou seja, as variáveis domésticas no período influenciaram o fluxo de entrada de capital mais do que as variáveis externas. Esses achados estão em contradição com o que foi encontrado por Calvo et al. (1993), quando analisou a retomada dos fluxos para a América Latina. Isto pode significar uma maior solidez macroeconômica e menor vulnerabilidade externa do país atualmente do que no início e meados da década de 1990.

## 6 - Considerações finais

Este trabalho teve como objetivo analisar os determinantes do fluxo de capital de curto prazo para o Brasil a partir de janeiro de 1999, no contexto tradicional dos fatores *push-pull*. Uma vez que, o influxo de grande quantidade de capital tende a criar efeitos significativos sobre o desempenho econômico nos países receptores. Para alcançar tal objetivo a análise emprega um Vetor Autorregressivo Estrutural (SVAR) cobrindo o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2011.

Os resultados apontam para a predominância do efeito *pull* sobre o efeito *push*, isto é, as variáveis domésticas tem maior peso na determinação do fluxo de entrada de capital do que os fatores externos. Fatores domésticos empregados no trabalho como: taxa de juros Selic, índice de preços do mercado de ações (IBOVESPA), resultado primário como uma proxy para o risco interno, saldo em transações correntes, como proxy para o risco externo, representam aproximadamente 22% da variância do fluxo de capital de curto prazo para o Brasil, enquanto as variáveis externas utilizadas, taxa de juros norte americana com maturidade de três meses e a produção industrial dos EUA representam aproximadamente 5,5% da variância do fluxo de capital.

Dentre as variáveis domésticas, a que apresentou maior relevância para a determinação do fluxo de capital foi o índice de preços do mercado de ações (IBOVESPA) respondendo por 7,52% da variância, seguido da taxa de juros selic. Isso pode significar que os agentes externos acreditam em novas oportunidades de investimento a médio e longo prazo.

Com relação as variáveis externas a mais significativa foi a produção industrial dos EUA, tal variável pode apresentar efeitos ambíguos sobre o fluxo de capital. O crescimento da produção industrial nos EUA implica no aumento dos fundos disponíveis para investir externamente, desta forma pode ter um efeito positivo sobre o influxo de capital ou ainda um aumento na demanda por commodities que pode também provocar um efeito positivo sobre a entrada de capital no caso brasileiro. Todavia, um aumento na produção industrial aponta para a aceleração do crescimento,

portanto aumentando a pressão inflacionária. Isto pode aumentar a expectativa de aumento na taxa de juros, direcionando o capital para dentro dos EUA. Assim sendo, o crescimento da produção industrial pode ter um impacto negativo sobre o fluxo de capital para o Brasil.

Isto pode evidenciar que, no período, os investimentos estavam mais atrelados a fatores internos relacionados à estabilidade das variáveis macroeconômicas do País e retorno oferecido (efeito *pull*) do que aos efeitos externos (*push*).

## 7 - Referências

AHMED, S., PARK, J.H. (1994). Sources of macroeconomic fluctuations in small open economies. *Journal of Macroeconomics* 16 (1), 1–36.

ARAÚJO, E. e MODENESI, A. (2010), “Custos e Benefícios do Controle Inflacionário no Brasil (2000-2008): uma análise empírica do mecanismo de transmissão da política monetária com base em um modelo VAR”. *XXXVIII Encontro Nacional de Economia*. Salvador, dezembro.

\_\_\_\_\_. (2010b), “A Importância do Setor Externo na Evolução do IPCA (1999-2010): uma análise com base em um modelo SVAR”. *XXVIII Encontro Nacional de Economia (ANPEC)*. Salvador, dezembro.

BALKAN, E., F. G. BIÇER, and A. E. YELDAN. (2002). *Patterns of Financial Capital Flows and Accumulation in the Post-1990 Turkish Economy*. Paper presented at the IDEAS session at METU International Conference on Economics, VI, Ankara, September.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). (2007), *Relatório Anual*, Vol. 43.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). (2008), *Relatório Anual*, Vol. 44.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). (2009), *Relatório Anual*, Vol. 45.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). (2010), *Relatório Anual*, Vol. 46.

BERNANKE, B. (1986), Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 25, p. 49-100.

BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. (1989), The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, v. 79, p. 655-673.

CALVO, G. (1996). Capital inflows and macroeconomic management: tequila lessons. *International Journal of Finance and Economics*, v. 1.

CALVO, G.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. (1993). *Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: the role of external factors*. International Monetary Fund, Paper nº 40.

CAMPBELL, J.Y. and PERRON P. (1991). “Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots and Cointegration”. *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA: MIT Press.

CELASUN, O., C.DENIZER and D. HE. (1999). *Capital Flows, Macroeconomic Management and the Financial System: The Turkish Case, 1989-97*. The World Bank, Working Paper No. 2141.

- CHUHAN, P. CLAESSENS, S. and MAMINGI, N. (1993). *Equity and Bond Flows to Asia and Latin America*. The World Bank, Policy Research Working Papers, No. 1160.
- ÇULHA, A. (2006), “A Structural VAR Analysis of the Determinants of Capital Flows into Turkey”, CBRT Research and Monetary Policy Department Working Paper, No. 06/05.
- DASGUPTA, D. and RATHA, D. (2000). *What Factors Appear to Drive Private Capital Flows to Developing Countries? And How Does Official Lending Respond?* The World Bank, Policy Research Working Papers, No. 2392.
- ENGEL, R.F. e GRANGER, C.W.J. (1987). “Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing,” *Econometrica*, 55, pp. 251–276.
- FERNANDEZ-ARIAS, E. and MONTIEL, P. (1996). The Surge in Capital Inflows to Developing Countries: An Analytical Overview. *The World Bank Economic Review*, Vol. 10, No. 1.
- GLICK, R., ROGOFF, K.. (1995). Global versus country-specific productivity shocks and the current account. *Journal of Monetary Economics* 35 (1), 159–192.
- HERNANDEZ, L., MELLADO, P. and VALDEZ, R. (2001). *Determinants of Private Capital Flows in the 1970s and 1990s: Is There Evidence of Contagion?* IMF Working Paper, No. 01/64.
- HOGGARTH, G., and STERNE, G. (1997). *Capital Flows: Causes, Consequences and Policy Responses*. Handbooks in Central Banking, CCBS, Bank of England.
- IMF 2005. *World Economic Outlook*, September.
- KIGUEL, M., LIVIATAN, N. (1992). The business cycle associated with exchange rate based stabilization. *World Bank Economic Review* 6 (2), 279–305.
- KIM, Y. (1996). Income effects on the trade balance. *Review of Economics and Statistics* 78 (4), 464–469.
- KIM, Y. (2000). Causes of Capital Flows in Developing Countries. *Journal of International Money and Finance*: 19.
- LEEPER, E., SIMS, C., ZHA, T. (1996), What does monetary policy do?. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 2, p. 1-63.
- LOPEZ-MEJIA, A. (1999). *Large Capital Flows: A Survey of the Causes, Consequences, and Policy Responses*. IMF Working Paper, No. 99/17.
- MODY, A., Taylor M. P., and KIM, J. Y. (2001). Modeling Fundamentals for Forecasting Capital Flows to Emerging Markets. *International Journal of Finance and Economics*: 6.
- RAZIN, A. (1995). The dynamic optimizing approach to the current account: Theory and evidence. In: Kenen, P.B. (Ed.) *Understanding Interdependence: The Macroeconomics of the Open Economy*. Princeton Univ. Press, Princeton, pp. 169–198.

REBELO, S., VEGH, C.A. (1995). Real effects of exchange-rate-based stabilization: An analysis of competing theories. NBER Macroeconomic Annual 10, 125–174.

SIMS, C. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48.

SIMS, C. (1986), Are forecasting models usable for policy analysis? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Winter, p. 1-16.

SOIHET, E. (2002). “Índice de controle de capitais: uma análise da legislação e dos determinantes de fluxo de capital no Brasil no período 1990-2000”. Dissertação de mestrado. Rio de Janeiro: FGV/EPGE.

TAYLOR, M. and SARNO, L.(1997). Capital Flows to Developing Countries: Long and Short-Term Determinants, *The World Bank Economic Review*, Vol. 11, No. 3.

YING, Y-H. and KIM, Y. (2001). An Empirical Analysis on Capital Flows: The Case of Korea and Mexico. *Southern Economic Journal*, 67(4).