**Determinantes do Investimento Estrangeiro em Carteira no Brasil de 1995 a 2009**

Lúcio Otávio Seixas Barbosa[[1]](#footnote-1) e Roberto Meurer[[2]](#footnote-2)

**Resumo:** Este artigo estuda como o fluxo de investimento estrangeiro reage a variáveis associadas à economia brasileira e ao mercado externo. São utilizados dados trimestrais para o período de 1995 a 2009. Investigam-se duas hipóteses: a prevalência de fatores externos sobre fatores domésticos enquanto determinantes do fluxo de capital estrangeiro e a dicotomia entre recomposição de portfólio e busca por retornos por parte do investidor externo. Os resultados apontam que os retornos do mercado mundial e a taxa de juros internacional bem como o risco cambial, a variação do risco-país e o crescimento do PIB influenciam a decisão do investidor. A variação do câmbio se configura como um canal de recomposição de portfólio e os retornos do mercado de renda fixa brasileiro atraem o investidor estrangeiro. As crises financeiras do período, a distinção entre o período de câmbio administrado e câmbio flutuante e os estoques acumulados de investimento estrangeiro em carteira não explicam sua oscilação no período analisado. Os testes diagnósticos e os testes de exogeneidade asseguram a robustez do modelo.

**Palavras-chave:** investimento estrangeiro em carteira, fatores domésticos, fatores externos, recomposição de portfólio, retornos de mercado

**Classificação JEL:** F32, G15, G11

**Abstract:** This work investigates foreign portfolio investment flows behavior face to changes in the Brazilian economy and foreign market. Data are quarterly from 1995 to 2009. Two major assumptions are investigated: dominance of “push factors” over “pull factors” as main determinants of FPI and dichotomy between portfolio rebalancing and “return chasing” as a foreign investor behavior feature. The results show that foreign investor is influenced by world stock market performance and international interest rate as well as exchange rate risk, changes in the Brazilian country-risk and GDP growth. Changes in exchange rate can be regarded as a channel for portfolio rebalancing. On the other hand, the Brazilian bond market returns “pull” FPI. Financial crisis over the period, transition from a pegged exchange rate system to a floating one and FPI stocks liabilities do not explain its fluctuations. Exogeneity tests and diagnostic tests ensure the model adequacy.

**Keywords:** Foreign portfolio investment, pull factors, push factor, portfolio rebalancing, market return

**JEL code:** F32, G15, G11

**1 Introdução**

O investimento estrangeiro em carteira (IEC) no Brasil representou 48% da conta financeira do balanço de pagamentos brasileiro de 1995 a 2009. Em valores correntes, esse percentual corresponde a um fluxo líquido próximo de 180 bilhões de dólares, o que por si já mostra a relevância de se identificar as relações que explicam o fluxo de investimento externo no mercado brasileiro.

O capital estrangeiro pode financiar e estimular o crescimento econômico, ajudando a aumentar o padrão de vida em países emergentes, e possibilita aos países desenvolvidos diversificar melhor seus portfólios. Por outro lado, influxos de capitais podem também ter efeitos macroeconômicos menos desejáveis, incluindo expansão monetária rápida, pressões inflacionárias, apreciação real da taxa de câmbio e ampliação de déficits em conta corrente (CALVO *et al*, 1996; KIM, 2000). Errunza (2001) destaca o compartilhamento de risco e alocação de recursos mais eficiente, a mobilização e melhoria na estrutura de financiamento externo e o desenvolvimento do mercado doméstico. Bekaert e Harvey (1998) apontam que o aumento do fluxo de capital para países emergentes está associado marginalmente com PIB *per capita* mais alto, inflação mais baixa, setor de comércio maior, volatilidade da taxa de câmbio mais baixa e dívida de longo prazo menor. Sugerem, portanto, que os resultados contradizem a visão de que o investidor estrangeiro em portfólio exerce um papel prejudicial às economias emergentes.

Há uma vasta literatura dedicada ao exame dos determinantes do fluxo de investimento estrangeiro em portfólio com ênfase principalmente nos mercados emergentes. Diversos estudos testam a influência desde variáveis macroeconômicas, institucionais e agregados monetários a variáveis demográficas sobre o IEC. Entre as linhas de pesquisa sobressaem-se duas: a influência dos fatores domésticos e fatores externos na atração do IEC e a dicotomia entre reequilíbrio de portfólio e “*return chasing*” (“caça” ao retorno).

Neste trabalho, ambas as teorias são utilizadas para subsidiar a escolha das variáveis que comporão o modelo econométrico. Ademais, servem de respaldo e de instrumental analítico para o exame dos resultados encontrados. Determinam, portanto, o escopo e os desdobramentos empíricos do presente estudo.

Na próxima seção é efetuada uma breve revisão de literatura, destacando aspectos teóricos, metodológicos e resultados empíricos de estudos sobre o tema. A terceira seção mostra os dados, os resultados e sua análise. A última seção apresenta a conclusão do artigo.

**2 Determinantes do Investimento Estrangeiro em Carteira**

**2.1 *Pull* ou *Push* factors?**

A literatura destaca a importância dos *“push-factors”* (fatores externos) e *“pull-factors”* (fatores domésticos)comodeterminantes do influxo de capital para países emergentes (Fernandez-Arias, 1996; Calvo *et al* , 1996; Claessens e Mamingi, 1998; Taylor e Sarno, 1997; Kim, 2000; Hoti, 2004; Baek, 2006). Condições adversas nos países desenvolvidos, como a queda da taxa de juros internacionais, estimulam a saída de capitais estrangeiros em busca de melhores performances (*“push-factors”*). No entanto, desenvolvimentos domésticos, tais como políticas monetárias e fiscais orientadas ao mercado (liberalização do mercado de capitais, por exemplo) atraem a entrada de capitais (*“pull-factors”*) em países em desenvolvimento. Calvo (1996), Fernandez-Arias (1996), Taylor e Sarno (1997) ressaltam que os fluxos de capitais têm sido impulsionados, sobretudo, pela queda da taxa de juros internacional.

Fernandez-Arias (1996), em termos analíticos e empíricos, mostra que a melhora na solvabilidade dos países em desenvolvimento se deve à queda das taxas de juros internacionais e, assim, não pode ser interpretada como um “*pull-factor”.* No entanto, o autor pondera que o fluxo de capital voluntário equilibra choques no sistema através de dois canais: diretamente (ajuste de fluxo) e indiretamente, aumento de seu padrão de estoque (ajuste de estoque). A importância relativa do ajuste do estoque relaciona-se diretamente à relevância do estoque inicial para a determinação de fluxos. Se o mesmo é irrelevante, nenhum ajustamento de estoque acontece. Porém, se o estoque e influxos são substitutos perfeitos, o estoque final é dado e todo fluxo deve-se ao ajustamento de estoque. Os resultados apontam que estoques acumulados de passivos estrangeiros não parecem ser um fator significativo na determinação do nível de fluxos.

Baek (2006), em um painel contemplando o fluxo de investimentos em portfólio para Ásia e América Latina, inclui entre os “*push factors”* a atitude do mercado em relação ao risco. O fluxo de investimento em carteira para os países asiáticos é fortemente dominado por fatores externos, principalmente pelo apetite dos investidores por risco, enquanto para América Latina destaca-se tanto fatores domésticos, como o crescimento econômico, como fatores externos, não incluindo o apetite pelo risco do mercado. Dessa forma, o IEC para a Ásia é caracterizado como *“hot money”*, capital volátil e transitório, e para a América Latina como *“cold money”,* capital estável e persistente.

Aggarwal (2003) examina a alocação de investimentos em mercados emergentes por fundos mútuos geridos ativamente. As características dos países que atraem maiores investimentos dos fundos em termos de variáveis macroeconômicas são: PIB *per capita*, regime de taxa de câmbio flutuante e maior capitalização do mercado de capitais. A retenção na fonte dos retornos dos investimentos estrangeiros sugere a importância de regimes de taxação amigáveis (La Porta *et al*, 1997, 1999). Em termos de variáveis de governança corporativa destacam-se a proteção dos acionistas, eficiência do arcabouço legal e a qualidade da prestação de contas para o investidor externo. Os resultados indicam a necessidade de políticas macroeconômicas estáveis para o desenvolvimento do mercado financeiro e também o desenvolvimento de um ambiente favorável ao investimento estrangeiro. Albuquerque (2003) atribui a alta volatilidade e baixa persistência dos fluxos de investimentos em carteira à resposta ótima de investidores internacionais a mudanças no risco de *default*.

De Santis (2009) testa e ratifica a hipótese de que envelhecimento da população, instituições, agregados monetários e desvios da paridade descoberta da taxa de juros (PDJ) afetam os fluxos internacionais de portfólio. Alta taxa de dependência de jovens e idosos causam déficits em conta corrente e influxo líquido de capital, visto que esses segmentos da população têm uma taxa de poupança menor, além de demandarem mais investimentos devido à dependência juvenil. A razão estoque de dinheiro/PIB está associada com influxos líquidos de capital acionário e saídas líquidas de instrumentos de dívida. Sinaliza, dessa forma, movimentos na taxa de juros e é uma *proxy* para o efeito de mudança em portfólio. Desvios da PDJ (aumento da taxa de juros de curto prazo acima de sua tendência) provocam a recomposição de portfólio com saída de instrumentos de dívida.

**2.2 Reequilíbrio de portfólio ou “*return chasing*”**

Bohn e Tesar (1996) avaliam a tese de reequilíbrio de portfólio, segundo a qual investidores internacionais vendem as “ações vencedoras” de forma a manter um portfólio balanceado. A análise dessa hipótese é fundamentada no papel das compras líquidas de ações em um modelo *ICAPM* (*International Capital Asset Pricing Model*) intertemporal. Os resultados indicam que as compras líquidas norte-americanas em ações estrangeiras são primariamente movidas por oportunidades de investimento invariante no tempo (*return chasing)* e não em transações para manter o equilíbrio do portfólio.

Hau e Rey (2004) ratificam três hipóteses de recomposição de portfólio: choque (apreciação) nos preços de ativos estrangeiros em relação ao mercado doméstico e choques na taxa de câmbio (apreciação da moeda estrangeira) induzem a uma redução de posições em ativos estrangeiros de forma a reduzir a exposição ao risco cambial. Fang e Miller (2002), em estudo para cinco países asiáticos, demonstram que a depreciação da moeda tem efeito estatisticamente significativo no mercado de ações por três canais: a taxa de depreciação do câmbio afeta negativamente o retorno do mercado de ações; a volatilidade da depreciação da taxa de câmbio correlaciona-se positivamente com a volatilidade do retorno do mercado de ações; a volatilidade da depreciação da taxa de câmbio afetou negativamente o retorno do mercado de ações em dois dos cinco países estudados. Sugerem, portanto, que o risco cambial é um dos fatores a serem considerados pelos investidores estrangeiros no momento de compor seu portfólio e corroboram o modelo de portfólio equilibrado.

Froot *et al* (2001) analisam se os fluxos de portfólio de investidores internacionais afetam o retorno dos ativos e se o preço das ações em mercados emergentes são particularmente vulneráveis a esses fluxos. O exame de dados para 44 países mostrou que existe uma correlação positiva no fluxo e no retorno contemporâneo pelos países, sendo maior intra-regiões. O fluxo também é caracterizado por um alto grau de persistência, particularmente quanto maior o número de países analisado em conjunto, evidenciando a existência de persistência do fluxo para o país e a correlação não contemporânea de fluxos pelos países. Os fluxos também são fortemente influenciados por retornos passados, reforçando os resultados de Bohn e Tesar (1996). Não obstante, em mercados emergentes, influxos prevêem retornos futuros em média. Esse resultado é consistente com os investidores internacionais tendo melhor informação que investidores locais em mercados emergentes ou ainda pode estar relacionado com a pressão de preços gerada pela persistência dos influxos de investidores internacionais. A explicação para o co-movimento de retornos e fluxos é que influxos movem preços, que são positivamente correlacionados, e, dessa forma, influxos prevêem retornos.

Bekaert e Harvey (1998) refutam a hipótese de *return chasing*. A queda do retorno esperado após significativas mudanças no fluxo de capital para países emergentes associado com a queda do risco e a maior correlação dos retornos do mercado acionário com o mercado mundial é, para os autores, mais consistente com um único ajuste de portfólio relacionado com movimento de mercado segmentado para mercado integrado. Brennan e Cao (1997), por outro lado, desenvolvem um modelo de fluxo de portfólio baseado na premissa de informação assimétrica entre investidores estrangeiros e domésticos cujo principal resultado é a associação positiva entre os fluxos de portfólio e os retornos contemporâneos ou defasados do mercado doméstico conforme previsto pela hipótese de informação assimétrica.

**2.3 Evidências empíricas para o Brasil**

Tabak (2003) testa a hipótese de caminho aleatório para o mercado de ações brasileiro. Encontra uma relação de longo prazo entre o índice Ibovespa real e fluxos de investimento de portfólio. Os resultados indicam que aumentos no índice Ibovespa real são seguidos por aumentos de influxos de investimento de portfólio. A análise empreendida pelo autor sugere também uma influência bilateral entre o Ibovespa e o fluxo de investimento estrangeiro em portfólio, na qual este influencia diretamente o Ibovespa que, por sua vez, influencia o fluxo de investimento estrangeiro em portfólio.

Meurer (2006), utilizando dados para o período de janeiro de 1995 a julho de 2005, ratifica a inter-relação do mercado externo com o mercado brasileiro, tendo em vista que variáveis, *a priori*, negligenciadas pelos investidores domésticos, como o risco país, a taxa de câmbio e o S&P 500, são importantes para explicar os retornos do Ibovespa.

 Franzen *et al* (2009) através da estimação de um modelo para a participação estrangeira na capitalização do IBOVESPA concluem que o investidor tem comportamento racional, entrando no mercado quando o mesmo se recupera de baixas. Os retornos defasados do IBOVESPA também são importantes na decisão de investir. Em relação à variação cambial, os investidores estrangeiros buscam diminuir sua exposição ao risco cambial saindo do mercado brasileiro quando a moeda doméstica se valoriza frente ao dólar. A variação defasada da SELIC em seis meses positivamente correlacionada com os fluxos de investimento indica que os investidores estrangeiros associam um aumento da taxa SELIC com um melhor desempenho das empresas, possivelmente em virtude da queda esperada da taxa de inflação.

Veríssimo e Holland (2004) verificam como as variáveis desvios da PDJ, risco-país e a legislação liberalizante sobre fluxo de capitais afetaram o fluxo de investimento em portfólio (especificamente títulos públicos federais, títulos de renda fixa, derivativos e ações) no Brasil no período de 1995 a 2002. As variáveis mais importantes para explicar o comportamento do investidor estrangeiro, segundo o estudo feito, são os desvios da PDJ e o risco-país. A análise da função impulso de um choque positivo na primeira diferença dos desvios da PDJ indica uma redução dos fluxos de investimento em títulos de renda fixa, tanto de curto prazo quanto de longo prazo, sugerindo a preferência dos agentes pela aquisição de títulos pós-fixados para a composição de suas carteiras diante da tendência de elevação da taxa de juros doméstica. Choques positivos no risco-país associam-se à queda de fluxos de investimento estrangeiro em portfólio total e para os mercados de títulos públicos, títulos de renda fixa e de derivativos. A hipótese de pouca relevância da utilização de uma legislação mais liberalizante para explicar o IEC é confirmada pelos autores.

Val e Corrêa (2009) e Munhoz e Libânio (2009) reportam que a conta investimento estrangeiro em carteira, dentre as contas que compõe o balanço de pagamentos brasileiro, é uma das mais voláteis. Tal conta é caracterizada como sendo de caráter especulativo e de curto prazo. Associa-se, dessa forma, a vulnerabilidade externa do país à volatilidade dos fluxos de capitais, bastantes dependentes de ciclos de liquidez internacional.

Em síntese, a partir da revisão de literatura, depreende-se que o investidor externo em portfólio respalda suas decisões em parâmetros atinentes à economia mundial e ao local de destino de seus recursos. O comportamento de busca por retornos mais altos não implica necessariamente na ausência de movimentos de reequilíbrio de portfólio, sobretudo em virtude do risco cambial. Os resultados dos estudos voltados para o Brasil, conforme o esperado, ratificam a teoria subjacente ao fluxo de IEC, dando ênfase a sua volatilidade e a fatores como o risco-país e os retornos do IBOVESPA.

**3 Evidência Empírica**

**3.1 Dados**

Os dados utilizados foram agrupados em bases trimestrais e compreendem o período de janeiro de 1995 até dezembro de 2009, posterior à estabilização macroeconômica e à liberalização comercial e financeira. Este período engloba a mudança do regime cambial de semifixo para flutuante em 1999, além do auge do processo de privatizações no governo Fernando Henrique Cardoso. No período também ocorrem várias crises financeiras mundiais como a crise asiática em 1997, a crise Russa, em 1998, a própria crise brasileira, em 1999, a crise Argentina, em 2001, e a crise no sistema financeiro internacional em 2008 e 2009. As séries utilizadas são: fluxo líquido de investimento estrangeiro em carteira em razão do PIB (FLIEC), crescimento real do PIB (CPIB), saldo do balanço de transações correntes em razão do PIB (BCC), taxa de inflação (INF), taxa de juros americana (USI), variação cambial (VCAM), o risco cambial (RCAM), o retorno do índice MSCI WORLD (RMSCI), variação do risco país (VRP) e o estoque de investimento estrangeiro em carteira em razão do PIB (EST). O fluxo líquido de investimento estrangeiro em carteira (IEC) representa a soma entre o ingresso e a saída de IEC. O saldo do balanço de transações correntes IEC é expresso como proporção do PIB, em termos percentuais, calculado a partir de dados do Banco Central do Brasil.

O crescimento real do PIB, em termos percentuais, foi construído a partir do índice encadeado do PIB a preços de mercado (desconsiderado o efeito sazonal) disponibilizado pelo IBGE. A inflação trimestral foi calculada a partir do IPCA geral obtido junto a IPEADATA ao passo que a taxa de juros americana foi representada pelo título do tesouro americano de três meses (série obtida no St.Louis Federal Reserve Economic Data - FRED).

A taxa de câmbio real foi calculada com as séries da taxa de câmbio Ptax venda de fim de período (Banco Central do Brasil) e dos índices de preços ao consumidor do Brasil, IPCA, e dos Estados Unidos, CPI (séries obtidas no IPEADATA e no FRED), expressa em dólares por real. Foi utilizada a variação percentual da taxa de câmbio real (VCAM). O risco cambial foi calculado a partir do desvio padrão trimestral, com base em cotações diárias, da taxa de câmbio Ptax venda.

O *MSCI Word Index* é um índice de mercado de 1500 ações “mundiais” calculado pela MSCI Inc e inclui uma coleção de ações de todos os mercados desenvolvidos do mundo (23 países ao todo), mas exclui ações de países emergentes. Foi utilizado seu retorno percentual.

A variação percentual do risco país foi calculada a partir do EMBI+. O *Emergent Markets Bonds Index Plus* é um indicador calculado pelo JP Morgan para avaliar o prêmio de risco de títulos de economias emergentes em relação aos títulos do Tesouro dos Estados Unidos.

Para o cálculo do estoque do IEC partiu-se da proposta de Fernandez-Arias (1996) que utilizou o acúmulo dos fluxos de portfólio como *proxy* para o cálculo do estoque de IEC. Não obstante, de forma a considerar o rendimento do estoque, foi utilizado tanto o retorno do IBOVESPA quanto a taxa Selic efetiva ao mês. O estoque de investimento estrangeiro em títulos de renda fixa foi calculado a partir do acúmulo do fluxo líquido de investimento estrangeiro em títulos de renda fixa e multiplicado pela taxa Selic efetiva ao mês enquanto que o estoque de investimento estrangeiro em ações foi calculado a partir do acúmulo de fluxo líquido de ações e multiplicado pelo retorno do IBOVESPA. A soma de ambos foi utilizada, então, como *proxy* para o estoque de IEC. A série final obtida foi ponderada pelo PIB expresso em milhões de dólares. Observa-se que o rendimento do IEC não necessariamente segue o padrão do índice e da taxa ora utilizados, no entanto configura-se como uma aproximação razoável. As séries de investimento estrangeiro foram obtidas no Banco Central, o retorno do IBOVESPA e a taxa Selic efetiva ao mês, no software Economática.

**3.2 Estacionariedade e Exogeneidade**

A estacionariedade das séries foi verificada a partir do teste *Dickey-Fuller* aumentado. Foi detectada a presença de raiz unitária nas séries de balanço de transações correntes, do estoque de investimento estrangeiro em carteira e da taxa de juros americana. As demais séries são estacionárias em nível, conforme a tabela 1.

**Tabela 1 – Teste de Raíz Unitária Dickey-Fuller Aumentado – Jan/1995 a Dez/2009**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Variáveis | Variáveis exógenas | Obs. | Estatística Teste Dickey-Fuller aumentado | Valor-p | Valores Críticos do Teste |
| 1% | 5% | 10% |
| FLIEC | Constante | 59 | -6.82 | 0.000 | -3.54 | -2.91 | -2.59 |
| CPIB | Constante | 59 | -6.70 | 0.000 | -3.54 | -2.91 | -2.59 |
| BCC | - | 55 | -1.11 | 0.238 | -2.60 | -1.94 | -1.61 |
| BCC (variação %) | Constante | 58 | -9.22 | 0.000 | -3.54 | -2.91 | -2.59 |
| USI | - | 58 | -1.45 | 0.135 | -2.60 | -1.94 | -1.61 |
| USI (variação %) | - | 58 | -2.80 | 0.005 | -2.60 | -1.94 | -1.61 |
| INF | Constante | 59 | -4.10 | 0.000 | -3.54 | -2.91 | -2.59 |
| VCAM | - | 58 | -6.42 | 0.000 | -2.60 | -1.94 | -1.61 |
| VRP | - | 58 | -7.95 | 0.000 | -2.60 | -1.94 | -1.61 |
| RMSCI | - | 59 | -6.44 | 0.000 | -2.60 | -1.94 | -1.61 |
| RCAM | Constante | 59 | -7.19 | 0.000 | -3.54 | -2.91 | -2.59 |
| EST | Constante | 59 | -2.30 | 0.173 | -3.54 | -2.91 | -2.59 |
| EST (variação %) | Constante, tendência | 51 | -3.94 | 0.017 | -4.14 | -3.50 | -3.17 |

Para as séries não estácionárias em nível, utilizou-se as suas variações percentuais, que são estacionárias, de forma a facilitar a interpretação dos resultados. A utilização da variação percentual da variável BCC e EST se justifica na medida em que tanto o saldo da conta corrente e de estoque de IEC, em razão do PIB, quantos suas respectivas variações, captam fenômenos semelhantes, envolvendo alterações nos ativos e passivos do país. Variações positivas (negativas) da variável BCC sinalizam resultados positivos (negativos) dos compromissos externos do país. Variações, positivas ou negativas, do nível de estoque podem influenciar o fluxo de IEC de forma análoga ao seu saldo.

Quanto à variação percentual da taxa de juros americana, embora possa se argumentar que a decisão de investir é muitas vezes mais sensível à variabilidade da taxa de juros do que a seu nível, sobretudo em um contexto de incerteza (ver INGERSOLL e ROSS, 1992), o fluxo de investimento estrangeiro em carteira está associado ao nível da taxa de juros americana (CALVO, 1996; FERNANDEZ-ARIAS, 1996; TAYLOR e SARNO; 1997). Entretanto, assim como o nível da taxa de juros americana influencia a alocação de IEC, pondera-se, intuitivamente, que sua variação (positiva ou negativa) também deva influenciar. Dessa forma, foram testados tanto a sua variação percentual quanto seu nível, ressaltando que a variável em nível pode ser considerada estacionária desde que se rejeite a hipótese nula do Teste Dickey-Fuller aumentado a 13% (vide tabela 1).

A tabela 2 mostra a matriz de correlação das variáveis utilizadas no modelo. Destaca-se que nenhuma das variáveis utilizadas apresenta níveis de correlação superiores a 65%.

**Tabela 2 – Matriz de Correlações**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | RCAM | INF | FLIEC | EST (%) | USI (%) | VRP | VCAM |  BCC (%) | CPIB | RMSCI |
| RCAM | 1.00 |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| INF | 0.08 | 1.00 |  |  |  |  |  |  |  |  |
| FLIEC | -0.45 | -0.02 | 1.00 |  |  |  |  |  |  |  |
| EST (%) | 0.01 | 0.32 | 0.16 | 1.00 |  |  |  |  |  |  |
| USI (%) | -0.10 | 0.00 | 0.08 | 0.00 | 1.00 |  |  |  |  |  |
| VRP | 0.17 | 0.08 | -0.51 | -0.04 | -0.31 | 1.00 |  |  |  |  |
| VCAM | -0.46 | 0.14 | 0.34 | -0.03 | 0.04 | -0.46 | 1.00 |  |  |  |
| BCC (%) | -0.10 | -0.22 | 0.09 | -0.09 | -0.05 | -0.05 | 0.02 | 1.00 |  |  |
| CPIB | -0.13 | -0.16 | 0.21 | -0.27 | 0.22 | -0.24 | 0.13 | 0.21 | 1.00 |  |
| RMSCI | -0.13 | 0.04 | 0.41 | 0.06 | 0.25 | -0.37 | 0.59 | 0.08 | 0.11 | 1.00 |

Para assegurar que os parâmetros estimados sejam não viesados e que o modelo seja eficiente recorre-se ao teste de exogeneidade fraca das variáveis. Engle (1983) ressalta que ao assumir que uma variável é exógena ao modelo, quando, na verdade, ela não é, a estimação por uma única equação gera estimadores viesados (viés de endogeneidade). Ademais, a estimação de um sistema uniequacional não é eficiente caso as variáveis assumidas como exógenas não o sejam. O teste de exogeneidade fraca utilizado busca verificar se os resíduos da equação do fluxo de IEC (equação principal) são significativos nos processos marginais. Constitui, portanto, uma versão do teste proposto por Engle (1983) e demonstrado por Nakane (1993).

Os resultados da estimação são apresentados nas tabelas em anexo e a modelagem das equações marginais é apresentada no quadro abaixo. É importante frisar que necessariamente devem-se utilizar variáveis exógenas ou predeterminadas na formulação da equação marginal. Nesse sentido, a variação percentual da taxa Selic a.a. (SEL), determinada exogenamente pelo Banco Central, ainda que não conste no rol de variáveis do modelo, foi também empregada na construção das equações marginais. Além da variável SEL, utilizou-se uma variável *dummy* para o câmbio (DCAM) cujo valor é igual 1 nos seguintes períodos: desvalorização cambial em 1999, eleições de 2002 e o período da crise americana em que houve variação mais acentuada do câmbio real - terceiro trimestre de 2008. Observa-se também a presença de não normalidade dos resíduos em parte das equações marginais. Para tal problema, nos modelos com heteroscedasticidade condicional, utilizaram-se erros-padrão e covariância robustos de Bollerslev-Wooldbridge.

**Quadro 1 – Modelagem das equações marginais para as variáveis independentes**

|  |  |
| --- | --- |
| Variável Independente | Equação |
| CPIB | $$CPIB=α\_{0}+α\_{1}CPIB\_{t-4}+α\_{2}SEL\_{t-1}+ e\_{CPIB, t}$$ |
| INF | $$INF=γ\_{0}+γ\_{1}INF\_{t-1}+γ\_{2}VCAM\_{t-2}+ e\_{INF, t}$$ |
| RCAM | $$RCAM=γ\_{0}+γ\_{1}RCAM\_{t-6}+γ\_{1}USI+γ\_{1}DCAM+ e\_{INF, t}$$$$h\_{t}= δ\_{0}+δ\_{1}ε\_{t-1}^{2}$$ |
| RMSCI | $$RMSCI=η\_{1}+η\_{2}RMSCI\_{t-5}+η\_{3}USI+η\_{4}DCAM+e\_{RMSCI, t}$$$$h\_{t}=θ\_{0}+θ\_{1}h\_{t-1}+θ\_{2}h\_{t-2}$$ |
| BCC | $$BCC=β\_{0}+β\_{1}BCC\_{t-3}+β\_{2}BCC\_{t-5}+ e\_{BCC, t}$$ |
| VCAM | $$VCAM=ϑ\_{0}+ ϑ\_{1}\sqrt{h\_{t}}+ϑ\_{2}DCAM+e\_{VCAM, t}$$$$h\_{t}=ι\_{0}+ι\_{1}ε\_{t-1}^{2}+ι\_{2}h\_{t-1}$$ |
| EST | $$EST= κ\_{1}\sqrt{h\_{t}}+κ\_{2}EST\_{t-2}+κ\_{3}RCAM+κ\_{4}RCAM\_{t-3}+e\_{EST, t}$$$$h\_{t}=λ\_{1}+λ\_{2}h\_{t-1}$$ |
| VRP | $$VRP=ν\_{1}VSEL+e\_{VRP, t}$$ |
| USI | $$USI=ξ\_{0}+ξ\_{1}USI\_{t-1}+ξ\_{2}VRP+ξ\_{3}DCAM+e\_{USI, t}$$$$h\_{t}=ρ\_{1}+ρ\_{2}ε\_{t-1}^{2}+ρ\_{3}h\_{t-1}$$ |

A hipótese de exogeneidade fraca implica que os resíduos da estimação do modelo condicional não devem ser significativos nas equações marginais. Para averiguar a exogeneidade fraca das variáveis foi utilizado o teste de restrição de coeficiente de Wald, que consiste em um teste F para aferir se $ε\_{FLIEC,t}=0$. A tabela A.10, em anexo, mostra que as variáveis independentes da equação principal são fracamente exógenas, indicando, portanto, que o modelo uniequacional estimado é não viesado e eficiente. A tabela A.11 mostra que as variáveis explicativas das equações marginais são também exógenas. Para tanto, foi testado se os resíduos da equação marginal da variável VCAM são significantes quando inseridos na equação marginal da variável INF, se os resíduos da equação marginal da variável USI são significantes quando inseridos nas equações marginais das variáveis RCAM e RMSCI, se os resíduos da equação marginal da variável RCAM são significantes quando inseridos na equação marginal EST e se os resíduos da equação marginal da variável VRP são significantes quando inseridos na equação marginal da variável USI.

**3.3 O Modelo**

Para a estimação do modelo, foram implementadas duas alternativas. *A priori*, partiu-se da matriz de correlações ampliada, utilizando até duas defasagens das variáveis analisadas. Em seguida, utilizando-se o método geral-específico, as variáveis e defasagens não significativas a 5% de significância foram excluídas até se chegar à equação final, tendo como parâmetro de comparação os critérios de AIC e SBC. Entretanto, haja vista que as variáveis defasadas não foram úteis para explicar o fluxo de investimento estrangeiro em carteira, foi estimado o modelo geral com todas as variáveis explicativas não defasadas.

A não significância das variáveis defasadas indica que o investidor estrangeiro ajusta rapidamente sua decisão de investimento às novas informações. Nota-se, portanto, que o capital transfronteiriço direcionado para investimentos em portfólio, caracterizado por Val e Corrêa (2009) e Munhoz e Libânio (2009) como altamente volátil, se movimenta rapidamente, reagindo às oscilações do mercado. Entretanto, no estudo de Franzen *et al* (2009), com dados de freqüência mensal, variáveis defasadas foram úteis para explicar a participação da investidor estrangeiro no mercado de ações brasileiro. Dessa forma, em freqüências mais elevadas é possível que o ajuste de portfólio do investidor estrangeiro seja também influenciado por informações passadas. O modelo geral foi especificado conforme equação abaixo.

Eq. 1

$$FLIEC= ψ\_{1}+ψ\_{2}VCAM+ψ\_{3}BCC+ψ\_{4}CPIB+ψ\_{5}EST+ψ\_{6}INF+ψ\_{7}RCAM+ψ\_{8}RMSCI+ψ\_{9}VRP+ψ\_{10}USI+ε\_{FLIEC,t}$$

A estatística de Breush-Godfrey atesta a não existência de correlação serial no modelo. Os testes de WHITE para heterocedasticidade e heterocedasticidade incluindo termos cruzados dos resíduos asseguram a sua homocedasticidade. O teste RESET, de Ramsey, confirma que o modelo está especificado de forma correta. O teste ARCH descarta a presença de heterocedasticidade condicional do resíduo. A estabilidade dos parâmetros é verificada graficamente pelo teste de CUSUM. Os resultados estão apresentados na tabela 3.

**Tabela 3 – Estimação da equação 1 por Mínimos Quadrados Ordinários**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variáveis | Coeficiente | Erro-Padrão | Estatística t | Valor-p |
| Constante | 1.85 | 0.48 | 3.81 | 0.00 |
| $$VCAM$$ | -0.08 | 0.04 | -2.18 | 0.03 |
| $$BCC$$ | -0.00 | 0.00 | -0.38 | 0.70 |
| $$CPIB$$ | 0.23 | 0.20 | 1.12 | 0.26 |
| $$EST$$ | 0.00 | 0.00 | 1.37 | 0.17 |
| $$INF$$ | -0.03 | 0.18 | -0.21 | 0.82 |
| $$RCAM$$ | -82.16 | 19.57 | -4.19 | 0.00 |
| $$RMSCI$$ | 0.10 | 0.03 | 3.19 | 0.00 |
| $$VRP$$ | -0.02 | 0.00 | -3.97 | 0.00 |
| $$USI$$ | -0.02 | 0.01 | -2.06 | 0.04 |
| Jarque-Bera | 0.61 |  |  | 0.73 |
| Breush-Godfrey(2) | 3.97 |  |  | 0.13 |
| Teste ARCH (1) | 0.04 |  |  | 0.82 |
| Teste Reset (2) | 0.01 |  |  | 0.99 |
| R2 | 0.54 |  | Akaike | 4.15 |
| R2 ajustado | 0.46 |  | Schwarz | 4.50 |
| Durbin-Watson | 1.89 |  | Observações | 59 |

As variáveis associadas aos “*pull-factors”*, a saber, crescimento real do PIB, inflação e variação da razão BCC/PIB, não foram significativas, embora o sinal para as duas primeiras variáveis referidas, estejam em consonância com a teoria. O sinal negativo da variável BCC pode indicar que déficits em conta corrente são financiados pelo fluxo de investimento estrangeiro em carteira. Por outro lado, a variação da taxa de juros americana (USI) e o retorno do mercado mundial (RMSCI) explicam o fluxo de IEC. Uma variação positiva de 1% na taxa de juros americana implica em uma queda de 0.02% na razão FLIEC/PIB. O aumento de 1% na taxa de retorno do índice RMSCI, em contrapartida, aumenta 0.1% essa mesma razão. A taxa de juros americana quando utilizada em detrimento de sua variação não se mostra significativa, reforçando o argumento de que a decisão de investir é mais sensível a variabilidade da taxa de juros do que ao seu nível (INGERSOLL; ROSS, 2002). A associação positiva entre o retorno do mercado mundial e o fluxo de investimento estrangeiro em carteira mostra que o investidor expande seus investimentos para mercados emergentes mesmo face aos retornos positivos em mercados desenvolvidos. Há, assim, uma busca por retornos mais altos em mercados de maiores riscos. Os resultados encontrados são compatíveis com a tese de que os fluxos de investimento em portfólio para países emergente são direcionados, sobretudo, por fatores externos a economia doméstica (CALVO, 1996; FERNANDEZ-ARIAS, 1996; TAYLOR E SARNO, 1997; BAEK, 2006).

A variação do risco país e o risco cambial também afetam o fluxo de IEC. Uma variação positiva de 1% no EMBI+ diminui o fluxo de IEC em razão do PIB em 0.02% (resultado compatível com Radzin e Sadka (2002), Vieira (2004) e Franzen *et al* (2009)). O aumento do risco cambial gera uma queda na razão FLIEC/PIB. Ambas as variáveis estão relacionadas à economia brasileira e, por isso, configuram-se em “*pull-factors*”. Dessa forma, a decisão do investidor estrangeiro se pauta também em características do país de destino do investimento, embora o crescimento real do PIB e a razão BCC/PIB – dados associados ao lado real da economia – não expliquem seu comportamento.

A hipótese de reequilíbrio de portfólio devido a choques na taxa de câmbio, conforme apontado por Hau e Rey (2004), é ratificada. A apreciação da taxa de câmbio real em 1% leva a uma queda na razão FLIEC/PIB de 0.08%. Conclui-se, então, que o investidor externo limita sua exposição ao risco cambial, vendendo ativos da economia brasileira quando há uma apreciação do real.

No entanto, a razão FLIEC/PIB pode cair em função de um aumento do PIB superior ao fluxo de IEC. Para testar a robustez desse resultado, utilizou-se uma estimação alternativa da equação 1, tendo como variável endógena o fluxo de IEC deflacionado pelo índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos, CPI. O resultado aponta que há uma saída de cerca de 226 milhões de dólares em função de uma apreciação em 1% da taxa de câmbio real. Além disso, para tal estimativa, o crescimento do PIB é também significativo, evidenciando a percepção sobre a capacidade do governo e das empresas honrarem seus compromissos aliada à própria capacidade de gerar lucros das empresas também atraem o investidor externo.

Além da variação da taxa de câmbio real foi testada também a variação da taxa de câmbio real efetiva. Entretanto, a mesma não se mostrou significativa quando inserida no modelo. Conjectura-se, assim, que o investidor externo tem como base de cálculo para suas transações o dólar e o índice de preços americano, seja por preferência ou mesmo por estar locado no Estados Unidos ao invés da composição de moedas e índices de preços implícita no cômputo da taxa de câmbio real efetiva.

A variação da razão de estoque de IEC ponderada pelo PIB não é significativa. Resultado semelhante ao obtido por Fernandez-Arias (1996) na aplicação empírica de seu modelo. Visto que a variação do nível de estoque não é importante para determinar os fluxos de IEC, observa-se que choques na taxa de juros americana resultariam em menores influxos de capital ao invés de pressões para saídas massivas de capital.

Além das variáveis do modelo, foram testados, de forma alternada, os retornos do IBOVESPA e a variação da taxa SELIC a.a. em até duas defasagens. A primeira defasagem da variação da taxa SELIC foi significativa ao passo que as defasagens do retorno do IBOVESPA não o foram*.* Foi, então, especificado um modelo com a variável variação da taxa Selic defasada em um período, conforme equação abaixo.

Eq. 2

$$FLIEC= ψ\_{1}+ψ\_{2}VCAM+ψ\_{3}BCC+ψ\_{4}CPIB+ψ\_{5}EST+ψ\_{6}INF+ψ\_{7}RCAM+ψ\_{8}RMSCI+ψ\_{9}VRP+ψ\_{10}USI+ψ\_{10}SEL\_{t-1}+ε\_{FLIEC,t}$$

Um aumento de 1% na variação da taxa Selic gera um aumento de 0.02% na razão FLIEC/PIB, conforme disposto na tabela 4. A utilização da variação do diferencial da taxa de juros mensurado através de desvios da Paridade Descoberta da Taxa de Juros em detrimento da variação da taxa Selic a.a gera resultados semelhantes. Levando em conta que a participação relativa média (para o cálculo das participações relativas médias foi utilizado o módulo de cada valor da sub-conta, uma vez que não seria possível contabilizar o peso de cada uma delas na sub-conta de Investimento Estrangeiro em Carteira se a mesma contribuísse negativamente) da conta investimento estrangeiro em títulos de renda fixa é 1,5 superior à participação da conta investimento estrangeiro em ações (enquanto a primeira detém participação de cerca de 60%, a segunda tem a fatia de cerca de 40%), o investimento estrangeiro em carteira, naturalmente, reage aos retornos e às oportunidades do mercado de títulos de renda fixa. Prevalece, portanto, a tese de que os investidores são movidos por oportunidades de investimento invariante no tempo (*return chasing)*.

**Tabela 4 – Estimação da equação 2 por Mínimos Quadrados Ordinários**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variáveis | Coeficiente | Erro-Padrão | Estatística t | Valor-p |
| Constante | 2.11 | 0.49 | 4.27 | 0.00 |
| $$VCAM$$ | -0.08 | 0.03 | -2.12 | 0.03 |
| $$BCC$$ | -0.00 | 0.00 | -0.38 | 0.70 |
| $$CPIB$$ | 0.46 | 0.23 | 1.99 | 0.05 |
| $$EST$$ | 0.00 | 0.00 | 1.21 | 0.22 |
| $$INF$$ | -0.17 | 0.21 | -0.81 | 0.42 |
| $$RCAM$$ | -94.86 | 20.89 | -4.53 | 0.00 |
| $$RMSCI$$ | 0.09 | 0.03 | 2.92 | 0.00 |
| $$VRP$$ | -0.02 | 0.00 | -3.91 | 0.00 |
| $$USI$$ | -0.02 | 0.01 | -2.21 | 0.03 |
| $$SEL\_{t-1}$$ | -0.02 | 0.01 | 1.79 | 0.07 |
| Jarque-Bera | 0.59 |  |  | 0.74 |
| Breush-Godfrey(2) | 5.66 |  |  | 0.06\* |
| Teste ARCH (1) | 0.24 |  |  | 0.61 |
| Teste Reset (2) | 0.18 |  |  | 0.91 |
| R2 | 0.58 |  | Akaike | 4.12 |
| R2 ajustado | 0.49 |  | Schwarz | 4.15 |
| Durbin-Watson | 1.93 |  | Observações | 59 |

\*

Nota: a estatística Q do correlogramo dos resíduos aceita a hipótese nula a 5% de que a segunda defasagem do resíduo não é correlacionada ao resíduo

Além disso, o modelo da equação 2, assim como os resultados do primeiro modelo quando utilizado o fluxo de IEC deflacionado pelo CPI, mostra que o crescimento do PIB também é significativo. Resultado compatível com a análise de Baek (2006) para os países latino-americanos. Assim, além do risco cambial e da variação do risco-país, corrobora-se a tese de que o crescimento do PIB brasileiro também é um fator que “puxa” o investimento estrangeiro em carteira.

Por fim, foram testadas em ambos os modelos uma variável *dummy* para a crise da Ásia, no terceiro semestre de 2007, da Rússia, no terceiro trimestre de 2008, do câmbio brasileiro, no primeiro trimestre de 2009, da crise Argentina, no quarto trimestre de 2001, do período eleitoral brasileiro em 2002 e dos Estados Unidos, no quarto trimestre de 2008 e uma variável *dummy* para o período em que o câmbio brasileiro foi administrado (1995 a 1998). Os resultados dos dois modelos apontaram que as crises financeiras do período bem como a distinção entre o período de câmbio administrado e câmbio flutuante não explicam o fluxo de investimento estrangeiro em carteira, ou seja, não são significantes quando incluídas no modelo.

 **4 Conclusão**

Os modelos estimados mostraram que o investidor estrangeiro se pauta tanto em características da economia brasileira – risco cambial, crescimento do PIB e variação do risco país – quanto em fatores da economia mundial – retorno do mercado mundial e variação da taxa de juros americana – no momento de investir no Brasil. O retorno defasado do mercado de renda fixa, representado pela variação da taxa Selic, também influencia a decisão de investir.

A apreciação da taxa de câmbio real suscita um movimento de recomposição de portfólio, com saída do investidor estrangeiro do mercado nacional. Tal fato mostra que o investidor ao entrar no mercado brasileiro, assume uma posição de *hedge* incompleto, reagindo, então, aos riscos de desvalorização do câmbio. A mudança de regime da taxa de câmbio e as crises financeiras mundiais não influenciaram a posição do investidor externo. No entanto, o investidor ajusta suas posições em carteira rapidamente diante de novas informações, haja vista a não significância das variáveis do modelo defasadas em até dois trimestres.

A variação do estoque de investimento estrangeiro em carteira não interfere na decisão do investidor. O estoque de IEC não se configura, dessa forma, como um canal para equilíbrio de choques no sistema via fluxo de capital voluntário. Em outros termos, o estoque inicial não é relevante para a decisão de investir. Assim, choques no sistema se equilibram via o fluxo de investimento e não há pressões para a saída massiva de capital diante de uma possível variação positiva da taxa de juros americana.

Os diversos testes diagnósticos aplicados no processo atestam a robustez do modelo. Os testes de exogeneidade asseguram que o modelo é eficiente e não viesado. O grau de ajustamento do modelo, cerca de 50%, revela seu poder explicativo relativamente alto quando se trata de regressões de séries temporais.

O modelo estimado ressalta a importância tanto de fatores internos da economia brasileira com de fatores externos, associados à economia dos países desenvolvidos. O risco de investir no Brasil é levado em consideração pelo investidor externo seja reagindo às variações do risco-país ou ao risco cambial. No entanto, o investidor é atraído pelos retornos do mercado de renda fixa brasileiro. Portanto, a tomada de decisão do investidor externo se pauta tanto pelos riscos quanta pelas oportunidades de ganho oferecidas pelo mercado brasileiro.

**Anexo**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variáveis | Coeficiente | Erro-Padrão | Estatística t | Valor-p |
| Constante | 0.83 | 0.17 | 5.00 | 0.00 |
| $$CPIB\_{t-4}$$ | -0.21 | 0.12 | -1.82 | 0.07 |
| $$SEL\_{t-1}$$ | -0.02 | 0.07 | -3.23 | 0.00 |
| Jarque-Bera | 11.98 |  |  | 0.00\* |
| Breush-Godfrey(2) | 1.06 |  |  | 0.58 |
| Teste ARCH (1) | 0.40 |  |  | 0.52 |
| Teste Reset (2) | 1.63 |  |  | 0.44 |
| R2 | 0.23 |  | Akaike | 3.07 |
| R2 ajustado | 0.20 |  | Schwarz | 3.18 |
| Durbin-Watson | 1.99 |  | Observações | 56 |

**Tabela A.1 – Estimação da Equação Marginal para a variável independente CPIB**

**Tabela A.2 – Estimação da Equação Marginal para a variável independente INF**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variáveis | Coeficiente | Erro-Padrão | Estatística t | Valor-p |
| Constante | 0.92 | 0.23 | 3.98 | 0.00 |
| $$INF\_{t-1}$$ | 0.43 | 0.11 | 3.94 | 0.00 |
| $$VCAM\_{t-2}$$ | -3.40 | 1.47 | -2.31 | 0.02 |
| Jarque-Bera | 35.07 |  |  | 0.00\* |
| Breush-Godfrey(2) | 3.88 |  |  | 0.14 |
| Teste ARCH (1) | 0.03 |  |  | 0.84 |
| Teste Reset (2) | 2.03 |  |  | 0.36 |
| R2 | 0.31 |  | Akaike | 2.91 |
| R2 ajustado | 0.29 |  | Schwarz | 3.01 |
| Durbin-Watson | 1.94 |  | Observações | 57 |

**Tabela A.3 – Estimação da Equação Marginal para a variável dependente RCAM**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variáveis | Coeficiente | Erro-Padrão | Estatística z | Valor-p |
| Constante | 0.01 | 0.00 | 25.94 | 0.00 |
| $$USI$$ | -0.00 | 0.00 | -6.39 | 0.00 |
| $$DCAM$$ | 0.02 | 0.00 | 26.83 | 0.00 |
| $$RCAM\_{t-6}$$ | -0.05 | 0.01 | -4.30 | 0.00 |
| Equação da Variância |
| Constante | 0.00 | 0.00 | 7.74 | 0.00 |
| $$ε\_{t-1}^{2}$$ | 3.56 | 1.81 | 1.96 | 0.05 |
| Jarque-Bera | 145.56 |  |  | 0.00\* |
| R2 | 0.42 |  | Akaike | -6.65 |
| R2 ajustado | 0.36 |  | Schwarz | -6.43 |
| Durbin-Watson | 2.01 |  | Observações | 54 |

Erros-padrão e covariância robustos de Bollerslev-Wooldbridge

**Tabela A.4 – Estimação da Equação Marginal para a variável dependente RMSCI**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variáveis | Coeficiente | Erro-Padrão | Estatística z | Valor-p |
| Constante | 3.11 | 1.00 | 3.11 | 0.00 |
| $$RMSCI\_{t-5}$$ | -0.31 | 0.15 | -2.02 | 0.04 |
| $$USI$$ | 0.13 | 0.04 | 2.64 | 0.00 |
| $$DCAM$$ | -12.48 | 6.13 | -2.03 | 0.04 |
| Equação da Variância |
| Constante | 1.67 | 0.46 | 3.60 | 0.00 |
| $$h\_{t-1}$$ | 1.98 | 0.01 | 140.07 | 0.00 |
| $$h\_{t-2}$$ | -1.01 | 0.01 | -63.98 | 0.00 |
| Jarque-Bera | 2.13 |  |  | 0.34 |
| R2 | 0.26 |  | Akaike | 7.02 |
| R2 ajustado | 0.17 |  | Schwarz | 7.28 |
| Durbin-Watson | 1.84 |  | Observações | 55 |

**Tabela A.5 – Estimação da Equação Marginal para a variável dependente BCC**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variáveis | Coeficiente | Erro-Padrão | Estatística t | Valor-p |
| Constante | 42.42 | 25.00 | 1.69 | 0.09 |
| $$BCC\_{t-3}$$ | 0.27 | 0.13 | 2.09 | 0.04 |
| $$BCC\_{t-5}$$ | -0.23 | 0.13 | -1.79 | 0.07 |
| Jarque-Bera | 86.81 |  |  | 0.00\* |
| Breush-Godfrey(1) | 3.07 |  |  | 0.07 |
| Breush-Godfrey(2) | 3.08 |  |  | 0.21 |
| Teste ARCH (1) | 0.06 |  |  | 0.79 |
| Teste Reset (2) | 2.30 |  |  | 0.31 |
| R2 | 0.13 |  | Akaike | 13.21 |
| R2 ajustado | 0.10 |  | Schwarz | 13.32 |
| Durbin-Watson | 2.46 |  | Observações | 54 |

**Tabela A.6 – Estimação da Equação Marginal para a variável dependente VCAM**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variáveis | Coeficiente | Erro-Padrão | Estatística z | Valor-p |
| $$\sqrt{h\_{t}}$$ | 0.58 | 0.19 | 2.95 | 0.00 |
| Constante | -0.01 | 0.00 | -2.56 | 0.01 |
| $$DCAM$$ | -0.24 | 0.01 | -15.62 | 0.00 |
| Equação da Variância |
| Constante | 0.54 | 0.65 | 0.82 | 0.40 |
| $$ε\_{t-1}^{2}$$ | 0.65 | 0.32 | 2.01 | 0.04 |
| $$h\_{t-2}$$ | 0.53 | 0.12 | 4.21 | 0.00 |
| Jarque-Bera | 0.38 |  |  | 0.82 |
| R2 | 0.40 |  | Akaike | 6.47 |
| R2 ajustado | 0.35 |  | Schwarz | 6.69 |
| Durbin-Watson | 1.80 |  | Observações | 59 |

**Tabela A.7 – Estimação da Equação Marginal para a variável dependente EST**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variáveis | Coeficiente | Erro-Padrão | Estatística z | Valor-p |
| $$\sqrt{h\_{t}}$$ | 0.59 | 0.19 | 2.99 | 0.00 |
| $$EST\_{t-2}$$ | 0.05 | 0.02 | 2.29 | 0.02 |
| $$RCAM$$ | 96.32 | 44.86 | 2.14 | 0.03 |
| $$RCAM\_{t-3}$$ | -124.40 | 73.60 | -1.69 | 0.09 |
| Equação da Variância |
| Constante | -1.92 | 3.93 | -0.49 | 0.62 |
| $$h\_{t-1}$$ | 0.99 | 0.04 | 24.50 | 0.00 |
| Jarque-Bera | 4.63 |  |  | 0.09 |
| R2 | 0.37 |  | Akaike | 7.87 |
| R2 ajustado | 0.31 |  | Schwarz | 8.09 |
| Durbin-Watson | 1.74 |  | Observações | 57 |

**Tabela A.8 – Estimação da Equação Marginal para a variável dependente VRP**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variáveis | Coeficiente | Erro-Padrão | Estatística t | Valor-p |
| $$SEL$$ | 0.73 | 0.21 | 3.47 | 0.00 |
| Jarque-Bera | 313.60 |  |  | 0.00\* |
| Breush-Godfrey(2) | 1.99 |  |  | 0.36 |
| Teste ARCH (1) | 0.08 |  |  | 0.76 |
| Teste Reset (2) | 1.06 |  |  | 0.58 |
| R2 | 0.16 |  | Akaike | 9.99 |
| R2 ajustado | 0.16 |  | Schwarz | 10.03 |
| Durbin-Watson | 2.21 |  | Observações | 59 |

**Tabela A.9 – Estimação da Equação Marginal para a variável dependente USI**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variáveis | Coeficiente | Erro-Padrão | Estatística z | Valor-p |
| $$USI\_{t-1}$$ | 0.92 | 0.13 | 5.08 | 0.00 |
| $$RMSCI\_{t-5}$$ | -0.04 | 0.02 | -2.44 | 0.07 |
| $$DCAM$$ | 18.31 | 4.28 | 4.26 | 0.00 |
| Equação da Variância |
| Constante | 1.74 | 5.84 | 0.29 | 0.76 |
| $$ε\_{t-1}^{2}$$ | 0.87 | 0.48 | 1.80 | 0.07 |
| $$h\_{t-2}$$ | 0.60 | 0.14 | 4.18 | 0.00 |
| Jarque-Bera | 25.71 |  |  | 0.00 |
| R2 | 0.34 |  | Akaike | 7.85 |
| R2 ajustado | 0.27 |  | Schwarz | 8.06 |
| Durbin-Watson | 2.18 |  | Observações | 58 |

Erros-padrão e covariância robustos de Bollerslev-Wooldbridge

**Tabela A.10 – Teste de Exogeneidade Fraca das variáveis CPIB, INF, RCAM, RMSCI, BCC, VCAM, EST, VRP, USI em relação à equação do modelo**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Equação de acordo com a variável dependente | Wald (estatística F) | (Parâmetros, observações) | Valor-p\* |
| CPIB | 1.16 | (1,52) | 0.28 |
| INF | 0.03 | (1,53) | 0.86 |
| RCAM | 0.00 | (1,47) | 0.96 |
| RMSCI | 3.49 | (1,47) | 0.07 |
| BCC | 0.05 | (1,50) | 0.82 |
| VCAM | 2.06 | (1,52) | 0.15 |
| EST | 0.42 | (1,50) | 0.51 |
| VRP | 0.00 | (1,57) | 0.99 |
| USI | 2.96 | (1,51) | 0.08 |

\*Nota: aceitação da hipótese nula a 5%

**Tabela A.11 – Teste de Exogeneidade Fraca das equações marginais das variáveis RCAM, RMSCI, VCAM, EST e VRP**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Teste | Equação | Wald(Estatística F) | (Parâmetros, observações) | Valor-p\* |
| $$e\_{VCAM, t}=0$$ | INF | 0.14 | (1,53) | 0.71 |
| $$e\_{USI, t}=0$$ | RCAM | 1.76 | (1,47) | 0.19 |
| $$e\_{USI, t}=0$$ | RMSCI | 0.30 | (1,47) | 0.58 |
| $$e\_{RCAM, t}=0$$ | EST | 0.05 | (1,50) | 0.82 |
| $$e\_{VRP, t}=0$$ | USI | 2.51 | (1,51) | 0.11 |

\*Nota: aceitação da hipótese nula a 5%

**Referências Bibliográficas**

AGGARWAL, R., KLAPPER, L., & WYSOCKI, P. D. (2003). *Portfolio preferences of foreign institutional investors.* World Bank Policy Research Working Paper, n. 3101.

ALBUQUERQUE, R (2003). *The Composition of international capital flows: risk sharing through foreign direct investment.* Journal of International Economics 61, p.353-383, 2003

BAEK, I. (2006). *Portfolio investment flows to Asia and Latin America: Pull, push or market sentiment?* Journal of Asian Economics 17, p. 363-373.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (2010). Economia e Finanças / Séries Temporais. Brasília: Banco Central do Brasil. http://www.bcb.gov.br [acesso em 20010].

BEKAERT, G., HARVEY,C.R; (1998). *Capital flow and the behavior of emerging market equity return*. NBER Working Paper Nº6669, jul. 1998.

BOHN, H.; TESAR, L. (1996). U.S. *Equity Investiment in Foreign Markets: Portfolio Rebalancing or Return Chasing?* The American Economic Review, vol. 86, no 2, p. 77-81.

BRENAN, M.; CAO, H.(1997). *International Portfolio Investment Flows*. The Journal of Finance, vol.52, n05, p.1851-1880, 1997

CALVO, G. A., LEIDERMAN, L. e REINHART, C. M. (1996). *Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s.* Journal of Economic Perspectives, Vol. 10, No 2, p. 123- 139.

Chuhan, P., Claessens, S.,&Mamingi, N. (1998*). Equity and bond flows to Latin America and Asia: The role of global and country factors.* Journal of Development Economics, 55, 439–463.

DE SANTIS, R.; LÜHRMANN, M. (2009). *On the determinants of net international portfolio flows: A global perspective.* Journal of International Money and Finance, 28, p. 880-901.

ECONOMIC DATA – FRED (2010). *Dados Macroeconômicos*. <[http:// research.stlouisfed.org /](http://www.ipeadata.gov.br/)>. Acesso em: 2010

ENDERS, W. (2003), *Applied Econometric Time Series*, Quarta edição. Tuscaloosa, Editora Wiley.

ENGLE, R. HENDRY, D. F.; RICHARD, J-F. (1983). *Exogeneity*. Econometrica, v. 51, n. 2, p. 277-304.

ERRUNZA, V. (2001). *Foreign portfolio equity investments, financial liberalization, and economic development.* Review of International Economics, 9(4):703–726.

FANG, W. & MILLER, S. M. (2002). *Dynamic effects of currency depreciation on stock market returns during the Asian financial crisis.* University of Connecticut Department of Economics Working Paper Series, 2002-31.

FERNANDEZ-ARIAS, E. (1996) *The new wave of private capital inflows: push or pull?* Journal of Development Economics, v. 48, n. 2, p. 389-418.

FRANZEN, A; MEURER, R.; SEABRA, F; GONÇALVES, C. (2009). *Determinantes do fluxo de investimento de portfólio para o mercado acionário brasileiro.* Revista de Estudos Econômicos, v. 39, n.2, São Paulo – abr/jun 2009.

FROOT, K. A.; O'CONNeLL, P. G. J.; SEASHOLES, M. (2001). *The portfolio flows of international investors.* Journal of Financial Economics, v. 59, n. 2, p. 151-193.

HAU, H.; REY, H. (2004). *Can portfolio rebalancing explain the dynamics of equity returns, equity flows and exchange rates?* NBER Working Paper Nº10476, p. 1-17.

HOLLAND, M.; VERÍSSIMO, M. (2004). *Liberalização da conta de capital e fluxos de portfólio para o Brasil no período 1995-2002.* XXXII Encontro nacional da ANPEC.2004. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A069.pdf >. Acesso em: 2009.

HOTI, S. (2004) *An empirical evaluation of international capital flows for developing countries.* Mathematics and computers in simulation, v. 64, p. 143-160.

IBGE. Dados Macroeconômicos 2010. Disponível em: <http:// www.ibge.gov.br/>. Acesso em: 20010.

IPEADATA. *Dados Macroeconômicos. 2010*. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 2010

J. P. MORGAN. *Emerging Markets Bond Index Plus* (EMBI+). Database, 2009.

INGERSOLL JR, J.E.; ROSS, S.A. (1992). *Waiting to invest: investment and uncertainty*. Journal of Business, v. 65, n. 1, p.1-29, 1992.

KIM, Y. (2000). *Causes of capital flows in developing countries*. Journal of International Money and Finance, 235–253.

LA PORTA, R; LOPEZ-DE-SILANES, F; SHLEIFER; A. (1997) *Legal determinants of external finance,* Journal of Finance, 52, 1131-1150.

LA PORTA, R; LOPEZ-DE-SILANES, F; SHLEIFER; A. (1999) *Corporate ownership around the world*, Journal of Finance, 54, 471-518.

MEURER, R.(2006). *Fluxo de capital estrangeiro e desempenho do IBOVESPA*. Revista Brasileira de Finanças, v.4, n.1, p.345-361.

MUNHOZ, L.;LIBÂNIO, G.(2009). *Volatilidade dos fluxos financeiros e fuga de capitais: uma análise exploratória da vulnerabilidade externa no Brasil*. Texto para Discussão no 371, 2009.

MSCI. *MSCI índices 2010.* Disponível em <[http://www. mscibarra.com /](http://www.ipeadata.gov.br/)>. Acesso em: 2010

NAKANE, M. (1993). *Testes de exogeneidade fraca e de superexogeneidade para a demanda por moeda no Brasil*. 1993. Dissertação (mestrado) - universidade de São Paulo. São Paulo, p. 1-165.

NUNES, M., COSTA JR, N. e MEURER, R. (2005). *A Relação entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroeconômicas: Uma Análise Econométrica para o Brasil*. Revista Brasileira de Economia 59, No 4, p. 585-607.

RAZIN, A.; SADKA, E. (2002) *A Brazilian debt crisis.* NBER Working Paper series, n. 9160, p. 1-7, 2002

SACHSIDA, A. (1999). *Testes de Exogeneidade sobre a Correlação Poupança Doméstica e Investimento.* IPEA:Texto para Discussão No 659, p. 1-37.

TABAK, B. (2003). *The Random Walk Hypothesis and the Behavior of Foreign Capital Portfolio Flows: the Brazilian Stock Market Case.*. Applied Financial Economics, 13, 369–78.

Taylor, M., & Sarno, L. (1997). *Capital flows to developing countries: Long- and short-term determinants*. The World Bank Economic Review, 11(3), 451–470.

VAL, V.; CORRÊA, V. (2009).; *Volatilidade dos fluxo financeiros no Brasil: Uma análise empírica por meio do modelo ARCH*. Análise Econômica, UFRGS, Vol. 52, p. 201-232.

VIEIRA, F. V. (2004). *Endividamento Público e Impactos sobre os Fluxos de Capitais, Risco-País e Diferencial de Juros no Brasil: Modelo VAR e Testes de Causalidade*. Análise Econômica, UFRGS, Vol. 22, p. 129-148.

1. Mestrando do programa de pós-graduação em economia da Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC); email: lucioosb@hotmail.com. [↑](#footnote-ref-1)
2. Professor da Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC) [↑](#footnote-ref-2)