# Liquidez Internacional e Formação Bruta de Capital Fixo nas Economias em Desenvolvimento e Desenvolvidas: estimações empíricas

Daniela Almeida Raposo Torres\* Marco Flávio da Cunha Resende\*\*

#### **RESUMO**

O objetivo deste artigo consiste em uma investigação empírica sobre a relevância da liquidez internacional na determinação do investimento. Particularmente, é investigado se os efeitos das oscilações da liquidez internacional sobre o investimento são distintos quando se considera o grupo das economias desenvolvidas e o grupo das economias em desenvolvimento, cujo sistema nacional de inovação (SI) apresenta menor desenvolvimento relativo. Tal análise é realizada com base na estimação de um modelo com dados em painel segundo o método panel-corrected standard errors (PCSEs). Este modelo apresenta como substrato teórico a abordagem pós Keynesiana. Os resultados confirmam que nas economias em desenvolvimento as oscilações do investimento são mais aderentes às variações da liquidez internacional do que nas economias desenvolvidas.

#### Abstract

This paper consists of empirical research on the relevance of international liquidity in determining investment. Particularly, we tests if international liquidity effects on investments in developed countries is different from those in developing ones, where Innovation National System (SI) is not relatively developed. The analysis is done by an econometric estimation using the panel-corrected standard error (PCES) method, which is adequate for dealing with panel data. This model presents theoretical background as the post Keynesian approach. The results confirm that in developing economies fluctuations in investment are depend more on international liquidity cycle when compared to developed countries.

Palavras-chave: liquidez internacional, sistema nacional de inovações, investimento.

**Keywords**: international liquidity, national system of innovation, investment.

JEL: O40, O43

**Área 5.** Dinheiro, Finanças internacionais e Crescimento **Sub-área 5.**2. Economia e Finanças Internacionais **Submetido às Sessões Ordinárias** 

## 1. Introdução

O sistema financeiro internacional não é neutro, afetando o crescimento das economias de modo desigual (Dow, 1993). Paula e Alves Jr (1999), Arestis e Glickman (2002), Resende e Amado (2007), argumentam com base na abordagem Minskyana de instabilidade financeira que o sistema financeiro internacional é uma das variáveis relevantes na explicação dos ciclos das economias, em particular das economias em desenvolvimento.

<sup>\*</sup> Doutora em Economia pelo Cedeplar-UFMG, professora do DCECO/UFSJ.

<sup>\*\*</sup> Doutor em Economia pela UNB, professor do Cedeplar-UFMG e pesquisador do CNPq

De outro lado, a literatura Evolucionária coloca o Sistema Nacional de Inovações (SI) como elemento crucial para o progresso tecnológico e ganhos de produtividade, em uma economia. Segundo esta literatura, o desenvolvimento do SI eleva a competitividade e reduz a vulnerabilidade externa da economia (Freeman, 1995; Raposo, 2009).

Baseando-se nas abordagens pós-keynesiana e Evolucionária, Resende (2005) e Amado et all (2007) argumentam que o grau de desenvolvimento relativo do SI, ao afetar a competitividade e a vulnerabilidade externa da economia, condiciona o comportamento do sistema financeiro internacional em relação a esta economia. Deste modo, economias em desenvolvimento, por apresentarem menor desenvolvimento relativo de seus SIs, teriam taxas de investimento e de crescimento mais sensíveis aos ciclos do sistema financeiro internacional. Portanto, o investimento e o crescimento dessas economias seriam função, entre outros fatores, do grau de desenvolvimento relativo do SI e dos ciclos de liquidez internacional.

O propósito deste artigo é desenvolver e estimar um modelo de investimento para testar a hipótese de que a formação bruta de capital fixo (FBKF) nas economias em desenvolvimento é mais aderente aos ciclos de liquidez internacional em relação à FBKF nas economias desenvolvidas. Argumenta-se que economias cujo SI é pouco desenvolvido e com deficiências em seu sistema financeiro sofrem restrições para seu crescimento, passando a depender da liquidez internacional para viabilizá-lo. As informações relevantes para este estudo serão agrupadas para o conjunto de 23 países desenvolvidos e em desenvolvimento. Será adotada metodologia de dados de painel para o período 1970/2006.

O artigo está organizado em cinco seções, incluídas esta introdução e conclusão. Inicialmente, apresentam-se as principais teorias de investimento. Em seguida, propõe-se um modelo de investimento de inspiração pós-keynesiana. Por fim, tal modelo é estimado por meio de dados em painel. O modelo de investimento especificado incorpora a liquidez internacional e o sistema nacional de inovações como variáveis explicativas relevantes. O PCSE (*Panel Corrected Standard Errors*), originalmente desenvolvido por Beck e Katz (1995), é o método de estimação.

# 2. A Literatura Teórica e Empírica Sobre os Determinantes do Investimento

A literatura teórica e empírica sobre os determinantes do investimento assenta-se sobre diversas escolas do pensamento econômico. Em linhas gerais, supõe-se que este está correlacionado com uma ou mais das seguintes variáveis: produto e/ou grau de utilização da

capacidade produtiva da economia; disponibilidade de crédito; taxa de juros real; grau de incerteza – em geral representado pelas oscilações do nível de preços ou da taxa de câmbio; taxa de câmbio real; dívida externa/PIB; investimento do setor público; carga tributária.<sup>1</sup>

Tais modelos "permitem uma miríade de sofisticações não triviais e essencialmente inconclusivas" (SANTOS E PIRES, 2007, p. 9). Com relação aos resultados empíricos, as estimações destes modelos por diversos autores apresentaram resultados muitas vezes pouco satisfatórios no que se refere ao poder de explicação do investimento.

Não obstante o modelo do acelerador do investimento esteja entre aqueles que produzem o melhor ajustamento dos dados (Sachs e Larrain, 2000, cap.5) <sup>2</sup>, tal modelo apresenta uma série de deficiências quando interpretado à luz da teoria Pós Keynesiana. Esse modelo negligencia variáveis relevantes, como custo do capital, rentabilidade e expectativas. No que se refere a estas últimas, segundo a teoria pós keynesiana, a decisão de investir é tomada com base na comparação entre a eficiência marginal do capital e a taxa de juros. Assim, as expectativas dos empresários com relação ao retorno do investimento desempenham papel relevante para as decisões de investir.

Além disso, o modelo do acelerador do investimento, como também os demais modelos teóricos e empíricos estabelecidos na literatura, não contempla os efeitos dos ciclos do sistema financeiro internacional sobre o investimento agregado das economias. Todavia, Dow (1986/87), Dow (1993, p. 171-176), Minsky (1994), Amado (2003), demonstram que os ciclos do sistema financeiro internacional e seu comportamento tipicamente Minskyano são relevantes para explicar os ciclos das economias, em particular das economias em desenvolvimento. Além dos trabalhos dos autores pós keynesianos, há também aqueles que seguiram a tradição Cepalina, e Kaldoriana,<sup>3</sup> na qual o crescimento das economias em desenvolvimento seria restringido pelo balanço de pagamentos. Tais trabalhos apontam, novamente, para o papel dos ciclos do sistema financeiro internacional no estímulo ao investimento e ao crescimento das economias em desenvolvimento.

Portanto, visa-se a seguir desenvolver um modelo de investimento buscando superar as limitações anteriormente apontadas. Em particular, pretende-se desenvolver e estimar uma

3

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Sobre a literatura empírica dos modelos de investimento, ver Ronci (1988), Greene e Villanueva (1991), Studart (1992), Melo e Rodrigues Jr. (1998), Jacinto e Ribeiro (1998), Ribeiro e Teixeira (2001), Alves e Luporini (2007; 2008), e Frischtak e Cavalcanti (2005) Pelicioni e Resende (2009), entre outros.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Para mais detalhes sobre este ponto, ver Melo e Rodrigues Júnior (1998, p.10).

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Ver, por exemplo, McCombie e Thirwall (1994).

equação de investimento agregado para verificar a hipótese de que o crescimento das economias em desenvolvimento é mais aderente aos ciclos de liquidez internacional em relação ao crescimento das economias desenvolvidas.

## 3. O Modelo de Investimento: uma proposta teórica

O modelo de investimento a ser desenvolvido e estimado está associado à abordagem Minskyana de instabilidade financeira e tem como ponto de partida a relação de causalidade entre o investimento e o nível de produto e emprego. Essa relação está expressa na equação (1):  $Y_t = \alpha_1 I \mu_t$  (1)

Onde  $\alpha_1$  é o coeficiente da equação,  $Y_t$  é o Produto real no período t e I $\mu$  é a média da taxa de investimento observada no período corrente e em períodos anteriores. Espera-se que  $\alpha_1 > 0$ . Na visão de Keynes (1937, 1983), na economia monetária de produção o investimento é determinante do produto e emprego, ou seja, apenas a decisão de investir é analiticamente importante:

A teoria pode ser resumida pela afirmação de que, dada a psicologia do público, o nível de produção e do emprego como um todo depende do montante de investimento. Eu a proponho desta maneira, não porque este seja o único fator de que depende a produção agregada, mas porque, num sistema complexo, é habitual considerar como causa *causans* o fator mais sujeito a repentinas e amplas flutuações (Keynes, 1937, p.178).

A teoria a qual o autor se refere seria sua própria *Teoria do Emprego*, que tem seu ponto de partida no princípio da demanda efetiva. Pelo princípio a decisão de investir é mais complexa e mais instável que a decisão de consumir. Enquanto o consumo é estável em relação à renda, o investimento depende da relação entre a eficiência marginal do capital <sup>5</sup> e a taxa de juros, e ambas, por sua vez, têm por base precárias previsões do futuro. Por isso, o volume de investimento está sujeito a amplas flutuações, tornando-se a variável dinâmica do modelo de determinação do produto. Uma vez estabelecido o caráter determinante do investimento em relação ao nível do produto, faz-se necessário analisar os demais determinantes do investimento.

De acordo com a Literatura Evolucionária, o crescimento econômico de longo prazo depende, principalmente, do progresso tecnológico (Fargeberg, 1994). Este, por sua vez, será tanto maior quanto maior for o grau de desenvolvimento do Sistema Nacional de Inovações de

.

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> Sobre o princípio da demanda efetiva ver: Davidson (1999) e Keynes (1983, cap.3).

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> Sobre Eficiência Marginal do Capital, ver Keynes, cap.11, 1983.

um país. Este argumento é compatível com a abordagem pós Keynesiana. O progresso tecnológico estimula o crescimento econômico e, simultaneamente, proporciona ganhos de produtividade e de competitividade para a economia (Freeman, 1995). Este cenário reduz a incerteza e estimula o otimismo dos agentes, mitigando sua preferência pela liquidez e estimulando o *animal spirits* dos empresários. No âmbito do modelo de escolha de ativos de Keynes o desenvolvimento do SI irá estimular, então, a taxa própria de juros dos ativos reais (ilíquidos) em detrimento da taxa própria de juros de ativos líquidos (como a moeda, por exemplo) aumentando a alocação da riqueza dos agentes em ativos reais, isto é, estimulando o investimento. Portanto, o grau de desenvolvimento do SI de uma economia deve se contemplado na função investimento.

Por fim, conforme Resende e Amado (2007), durante a fase ascendente dos ciclos do sistema financeiro internacional o crescimento da economia em desenvolvimento é viabilizado (flexibilização da restrição externa) e estimulado em função da redução da incerteza. <sup>7</sup> Simultaneamente, verifica-se o aumento de sua vulnerabilidade externa. Esta se eleva porque as elasticidades de comércio da economia cujo SI é pouco desenvolvido favorecem déficits comerciais nas fases ascendentes de seus ciclos de crescimento. <sup>8</sup> Entretanto, as economias podem ser classificadas segundo a categorização desenvolvida por Minsky (1986) para as posturas financeiras das unidades econômicas. Segundo Resende (2005), Amado et all (2007), economias com baixa vulnerabilidade externa seriam unidades hedge. De outro lado, economias com elevada vulnerabilidade externa são classificadas pelo sistema financeiro internacional como unidades especulativas ou *ponzi*. Assim, nos períodos de queda cíclica dos mercados financeiros mundiais o racionamento de crédito daí decorrente é mais intenso para as economias

٠

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> Sobre o SI, Albuquerque (1996, p.228) comenta: "Trata-se de uma construção institucional que impulsiona o progresso tecnológico (...) através da construção de um <u>sistema nacional de inovações</u>, viabiliza-se a realização de fluxos de informação e conhecimento científico e tecnológico necessários ao processo de inovação. Esses arranjos institucionais envolvem firmas, redes de interação entre empresas, agências governamentais, universidades, institutos de pesquisa e laboratório de empresas, bem como a atividade de cientistas e engenheiros: arranjos institucionais que se articulam com o sistema educacional, com o setor industrial e empresarial e com as instituições financeiras, compondo o circuito dos agentes que são responsáveis pela geração, implementação e difusão das inovações tecnológicas" – grifo nosso.

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup>Durante as fases de ascensão cíclica do sistema financeiro internacional o problema da escassez de divisas externas nas economias em desenvolvimento é solucionado, o que enseja o aumento da oferta de *finance* (Dow, 1986/87) concomitantemente à redução da incerteza quanto ao crescimento econômico e à disponibilidade futura de divisas requeridas para a solvência do balanço de pagamentos. Estes fatores melhoram as expectativas dos agentes, provocando quedas na preferência pela liquidez e nas taxas de juros domésticas e aumentos na rentabilidade esperada dos ativos de capital. Deste modo, os investimentos são estimulados.

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> Ver detalhes em Resende (2005) e Raposo (2009, cap. 3).

especulativas e *ponzi*, provocando efeitos assimétricos sobre os ciclos de crescimento das economias *hedge*, de um lado, e especulativas e *ponzi*, de outro. Portanto, uma variável que reflita os efeitos dos ciclos do sistema financeiro mundial sobre o investimento deve ser considerada na equação do investimento. Tal variável é a liquidez internacional, pois suas oscilações são uma *proxy* para os ciclos do sistema financeiro internacional (Resende e Amado, 2007).

Além disso, uma variável que reflita o grau de vulnerabilidade externa da economia também deve ser contemplada na equação de investimento. Isto porque os efeitos negativos dos ciclos do sistema financeiro mundial sobre o investimento, de natureza estrutural, podem ser (parcialmente) compensados por uma política econômica que amenize a vulnerabilidade externa da economia. Segundo Paula e Alves Jr. (1999, p. 78),

pode-se definir (...) fragilidade financeira externa como o grau de vulnerabilidade de uma economia às mudanças nas condições de financiamento oriundas de alterações nas taxas de juros externas ou ainda nas taxas de câmbio. A fragilidade pode se manifestar em nível operacional, o que (...) implicaria déficits na balança comercial (...) a resultante macroeconômica de posturas financeiras – em moeda estrangeira – dos agentes será uma economia frágil se o conjunto de agentes residentes, envolvidos em transações com o exterior, é de tal ordem que os compromissos a vencer (...) não possam ser cumpridos com o uso dos recursos externos disponíveis, a não ser que sejam complementados por refinanciamento das obrigações de curto prazo (...) daí deriva a importância de se calcular o grau de fragilidade externa de um país: uma avaliação da dependência de refinanciamentos para que se possa sustentar o 'equilíbrio' do balanço de pagamentos e uma determinada política cambial.

A fragilidade financeira externa (FFE), definida em Paula e Alves Jr. (1999), se refere à capacidade de um país de honrar seus compromissos financeiros em moeda estrangeira. Estes autores elaboraram um índice de FFE cujo cálculo é dado por: FFE =  $(M+D_j+D_{os}+A+CCP_1+PLA_1)/(X+R_j+R_{os}+RE_1+I_d+E_{ml})$ . M = importações; X = exportações; D = despesas com juros "j" e outros serviços (OS); R = receitas com juros "j" e outros serviços (OS); R = amortizações de empréstimos; R = estoque de capitais de curto prazo, defasado em um período; R = reservas internacionais acumulados até o período anterior; R = entradas de divisas correspondentes aos investimentos diretos; R = empréstimos de médio e longo prazos. Portanto, o índice de FFE serve como R para o grau de vulnerabilidade externa da economia e é relevante para indicar o

comportamento do sistema financeiro internacional ao longo das fases de seus ciclos em relação ao grau de racionamento de crédito para determinada economia.<sup>9</sup>

Deste modo, tanto os ciclos do sistema financeiro internacional, como também, o grau de desenvolvimento relativo do SI de uma economia e o grau de sua FFE, são relevantes para explicar o investimento agregado. Assim, a função investimento deve contemplar como variáveis explicativas a LI, a FFE e o SI, entre outras. A equação de investimento assume, então, a seguinte forma:  $I_t = f(LI_t, FFE_t, SI_t, Z_t)$  (2)

Onde, t = ano corrente, I = Investimento; LI = Liquidez Internacional; FFE = Fragilidade Financeira Externa, SI = grau de desenvolvimento relativo do sistema nacional de inovações da economia e  $Z_t$  = vetor formado pelas demais variáveis que afetam o investimento, presentes nas equações de investimento estimadas na literatura. Espera-se que LI e SI sejam positivamente correlacionados com I, enquanto a FFE deve ser negativamente correlacionada com I.

Embora o índice de FFE seja composto por uma série de outros componentes, além das importações e das exportações, tal variável pode ser modelada em função do saldo da balança comercial. Ao analisar cada um dos componentes do índice de FFE constata-se que a FFE só eleva-se (diminui) quando o passivo externo líquido da economia eleva-se (diminui) e, por definição, as variações do passivo externo líquido correspondem aos saldos em transações correntes do balanço de pagamentos (Simonsen, 1995, cap. 2). Portanto, a FFE só aumenta (diminui) quando há deterioração (melhora) do saldo em conta corrente. Têm-se como exceção duas situações: i) o aumento de capitais de curto prazo do período anterior é usado para pagar amortizações também do período anterior. Neste caso, o passivo externo líquido não muda, mas a FFE do período corrente eleva-se. Tal aumento da FFE reflete uma mudança no perfil do passivo externo: amortizou-se parcela dos empréstimos e financiamentos de médio e longo prazo e ampliou-se na mesma medida o passivo externo de curto prazo (aumento do estoque de capitais de curto prazo); ii) aumentos em I<sub>d</sub> e E<sub>ml</sub> que não se destinam ao financiamento da conta corrente, mas, sim, ao acúmulo das reservas externas. <sup>10</sup>

<sup>9</sup>Quanto mais elevado (menor) for o valor do índice da FFE, menor (maior) é a capacidade de um país cumprir seus compromissos financeiros mais imediatos, (não) sendo necessário recorrer ao refinanciamento externo ou aos seus

estoques de reservas.

10 No que se refere à fórmula de cálculo da FFE, as variáveis M, D<sub>j</sub>, D<sub>os</sub>, X, R<sub>j</sub> e R<sub>os</sub>, estão diretamente ligadas aos saldos em conta corrente. Com relação às demais variáveis que compõem a FFE, oscilações das mesmas que produzem mudanças na FFE estão, em geral, associadas às alterações no saldo em conta corrente. Um aumento de PLA<sub>-1</sub> ou de CCP<sub>-1</sub>, por exemplo, se não se destinar ao financiamento de um déficit em transações correntes resultará em ampliação de RE<sub>-1</sub>, deixando inalterados a FFE e o passivo externo líquido da economia.

Se de um lado a FFE só aumenta (diminui), em geral, quando há déficits (superávits) em transações correntes, de outro lado, os saldos em transações correntes são ditados, em grande medida, pelos saldos da balança comercial. Em geral as principais rubricas da balança de transações correntes das economias são exportações, importações, lucros e dividendos e juros, sendo que pagamentos ou recebimentos de juros no presente estão, muitas vezes, relacionados aos saldos comerciais passados. Este argumento é corroborado pelo coeficiente de correlação entre os saldos da balança comercial e em transações correntes das economias em estudo. <sup>11</sup> O coeficiente de correlação entre os saldos para o período 1970-2006 é de 0,82, o que sugere uma elevada correlação entre as contas supracitadas. Portanto, sendo os saldos comerciais passados e presente decisivos para a determinação do saldo em transações correntes no presente, e sendo este último determinante da variação da FFE, esta pode ser modelada como função do saldo comercial. Neste caso, o coeficiente de correlação estimado entre o índice de FFE e o saldo comercial da amostra de países desenvolvidos e em desenvolvimento, entre 1970-2006, é -0,60. <sup>12</sup> Este resultado sugere uma relação inversa e significativa entre estas variáveis.

Portanto, o aumento do índice de FFE está associado à ampliação do déficit da balança comercial e à elevação do passivo externo líquido, de uma economia. Deste modo, para tornar o modelo operacional, faremos uma simplificação: a FFE depende do saldo comercial corrente. Assim, temos:  $FFE_t = f(X_t, M_t)$  (3)

As exportações (X) devem se correlacionar negativamente com a FFE e as importações (M) devem se correlacionar positivamente. Conforme diversos estudos sobre o comportamento das exportações, as variáveis explicativas contempladas na equação de exportação consistem num indicador do nível de atividade doméstica, na taxa de câmbio real e no nível de renda mundial

\_

<sup>&</sup>lt;sup>11</sup> Os dados para a construção das séries: saldo da balança comercial e saldo em transações correntes do balanço de pagamentos, no período entre 1970 e 2006, foram extraídos do banco de dados do World Bank (WDI *online*), para amostra composta de 23 países. Os 23 países são: Alemanha, França, Itália, Japão, Canadá, Estados Unidos, Reino Unido, Brasil, Argentina, Bolívia, Colômbia, Chile, Equador, México, Peru, Uruguai, Venezuela, Malásia, Tailândia, Índia, Indonésia, Filipinas e África do Sul.

<sup>&</sup>lt;sup>12</sup> Os dados que compõem o índice de FFE foram extraídos do banco de dados do World Bank (WDI *online*) para amostra de países supracitada no período entre 1970 e 2006. Entretanto, em razão da dificuldade de se obter todas as informações que constituem o índice de FFE nos balanços de pagamentos destes países, o cálculo desse indicador, possível de ser realizado neste trabalho, seguiu a seguinte fórmula: FFE=(M+OIL+PLA<sub>-1</sub>)/(X+RE<sub>-1</sub>+I<sub>d</sub>), onde OIL= outros investimentos líquidos que representa o somatório de amortização de empréstimos (A) e estoque de capital de curto prazo (CCP). Essa mudança, no entanto, não desqualifica o indicador original de FFE a partir dos argumentos acima tratados, os quais corroborados pelos resultados dos coeficientes de correlação.

(Castro e Cavalcanti, 1997). <sup>13</sup> A equação (4) tem como base a literatura sobre equações de demanda e de oferta de exportação.  $X_t = f(Y_t; CR_t; Y_t^*)$  (4)

Onde, X = quantum exportado; Y= Produto real doméstico; CR = taxa de câmbio real; Y\*= renda mundial real. Espera-se que as variáveis CR e Y\* sejam positivamente correlacionadas com X. O sinal da correlação entre Y e X é ambíguo, conforme a literatura sobre equações de exportação.

Como *proxy* para Y\* utiliza-se o valor real da liquidez internacional (LI real), pois as variações da renda mundial estão associadas às oscilações da LI real (Resende e Amado, 2007). Este argumento é corroborado pelo coeficiente de correlação entre o índice de LI real em primeira diferença e o PIB mundial real em primeira diferença. <sup>14</sup> O coeficiente estimado apresentou o valor de 0,45 para o período 1970-2006, sugerindo uma correlação positiva entre as variáveis supracitadas. <sup>15</sup> A série de LI foi elaborada a partir das seguintes rubricas do balanço de pagamentos dos países do G7: "investimento de portfólio", "derivativos financeiros" e "outros investimentos", conforme sugerido em Resende e Amado (2007). Para o cômputo da LI foram somados os dados em módulo dos ativos e passivos dessas rubricas. A variável LI real é calculada pela média aritmética de dois períodos, passado e presente, conforme destacado pelos autores citados acima, deflacionada pelo índice de preços ao produtor dos Estados Unidos. Os dados para a construção desta série foram extraídos do banco de dados do FMI (IFS) para o período entre 1970 e 2006.

Visto que LI é *proxy* de Y\*, podemos substituir em (4) Y\* por LI. Substituindo (1) em (4), obtém-se:  $X_t = f(I\mu_t; CR_t; LI_t)$  (5)

No que se refere às importações, estas são modeladas na literatura como função do nível do PIB, da taxa de câmbio real e do grau de utilização da capacidade instalada (U). Há estimações da equação de importações que substituem o U pelo PIB potencial (Castro e Cavalcanti, 1997). Assim, tem-se: Mt = f (Yt; CRt; Ut) (6)

Onde, M = quantum importado, e U = grau de utilização da capacidade instalada. Substituindo (1) em (6), obtém-se:

<sup>&</sup>lt;sup>13</sup> Além disso, é comum, nesta abordagem, o uso da variável grau de ocupação da capacidade instalada como argumento na equação (4). Todavia diversos estudos empíricos retiram esta variável da equação.

<sup>&</sup>lt;sup>14</sup> Para a série do Produto Interno Bruto mundial utilizou-se o GDP mundial a preços constantes para o período 1970-2006. A fonte dos dados foi o World Bank (WDI *online*).

<sup>&</sup>lt;sup>15</sup> O coeficiente de correlação estimado entre o índice de liquidez internacional e o PIB mundial apresentou o valor de 0,94 para o período entre 1970/2006, porém a correlação em nível pode representar uma correlação espúria.

$$Mt = f(I\mu_t; CRt; Ut)$$
 (7)

Substituindo (5) e (7) em (3), tem-se:

$$FFE = f [(I\mu_t; CR_t; LI_t) + (I\mu_t; CRt; Ut)],$$

Rearranjando os termos,

$$FFE = f(I\mu_t; CR_t; LI_t; Ut)$$
 (8)

Substituindo (8) em (2), tem-se:

$$I_{t} = f [(LI_{t}) + (I\mu_{t}; CR_{t}; LI_{t}; Ut) + (SI_{t}) + (Z_{t})]$$
(9)

Rearranjando os termos, obtemos:

$$I_{t}=f(LI_{t};I\mu_{t};CR_{t};Ut;SI_{t};Z_{t})$$
(10)

A equação (10) contempla como argumentos do investimento: a liquidez internacional (LI), a média dos investimentos passados e presente (I $\mu$ ), a taxa de câmbio real (CR), o grau de utilização da capacidade instalada (U)<sup>16</sup>, o grau de desenvolvimento relativo do sistema nacional de inovações (SI), e Z (vetor formado pelas variáveis explicativas utilizadas nos modelos de investimento presentes na literatura que trata deste tema).

A partir da estimação da equação de investimento (10) é possível avaliar diretamente a influência da liquidez internacional sobre o investimento. A equação (1), ao captar como o investimento proporciona variações no produto da economia, pode ser relacionada com a equação (10) para mostrar os efeitos da liquidez internacional sobre o crescimento econômico. Além disso, é possível investigar se os efeitos da liquidez internacional sobre o investimento e o crescimento são distintos quando se considera o grupo das economias desenvolvidas e em desenvolvimento.

#### 4. O Modelo de Investimento: uma proposta empírica

A equação de investimento (10) será estimada para um conjunto de países para o período para o qual há dados disponíveis: 1970-2006. Os países dividem-se em desenvolvidos (Grupo dos G7) e em desenvolvimento (Brasil, Argentina, Bolívia, Colômbia, Chile, Equador, México, Peru, Uruguai, Venezuela, Malásia, Tailândia, Índia, Indonésia, Filipinas e África do Sul). A equação (10) foi expandida para (10.1) ao se explicitar as variáveis contidas em Z, tomando a seguinte forma:

 $^{16}$  A variável acelerador do investimento é representada pelo grau de utilização da capacidade instalada ou pela primeira diferença do PIB -  $ln(GDP_{it})$  -  $ln(GDP_{it-1})$ , onde GDP é o Produto Interno Bruto (GDP) no País i no período t.

 $FBKF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LI_{it} + \alpha_2 INV_{it} + \alpha_3 CR_{it} + \alpha_4 VGDP_{it} + \alpha_5 SI_{it} + \alpha_6 CRED_{it} + \alpha_7 TRJ_{it} + \alpha_8 D_{it} + \alpha_9 DLI_{it} + \alpha_{10} DCRED_{it} + \alpha_{11} DSI_{it} \alpha_{12} DYEAR_{it} + \epsilon_{it}$  (10.1)

 $FBKF_{it}$  em substituição a  $I_{it}$  = investimento agregado = Formação Bruta de Capital Fixo, a preços constantes de 2000. Fonte: World Bank (WDI *on-line*). <sup>17</sup>

 $INV_{it}$  em substituição a  $I\mu_{it}$  = Taxa média de Investimento = média aritmética entre a taxa de investimento no período t e em t  $_{\text{-}1}$ , a preços constantes de  $2000.^{18}$ 

 $VGDP_{it} = acelerador do investimento = ln(GDP_{it}) - ln (GDP_{it-1})$ , onde GDP é o Produto Interno Bruto (GDP) no País <sub>i</sub>, a preços de 2000; ln = logaritmo. <sup>19</sup>

SIit = Grau de desenvolvimento relativo do sistema nacional de inovação = medida do progresso tecnológico de um país em relação ao resto do mundo;  $SI_{it} = \frac{1}{2}(\log_{10} Art_{it} + \log_{10} Pat_{it}) , \text{ onde } {}^{Art_{it}} \text{ representa a participação do país i na produção}$ 

mundial per capita de artigos científicos, no período entre 1970 e 2006, e  $^{Pat_{it}}$  é a participação do país i na produção mundial per capita de patentes concedidas pelo USPTO, no período entre 1970 e 2006. Esta medida do progresso tecnológico é recorrente na literatura Evolucionária, segundo Bernardes e Albuquerque (2003, p. 873).

LIit = Liquidez Internacional real, a preços de 2000.

<sup>&</sup>lt;sup>17</sup> A taxa de investimento, FBKF/PIB, não foi usada como variável dependente porque o modelo inicial de investimento que incluiu essa variável não produziu o melhor ajustamento dos dados, o que sugeriu a substituição dessa variável pela FBKF na formulação do modelo final. Ademais, a maioria dos trabalhos empíricos acerca dos determinantes do investimento utiliza dados anuais sobre a FBKF privada da economia ao invés de usar a taxa de investimento. Há, porém, exceções tais como Galbis (1979), Greene e Villanueva (1991) e Muinhos e Alves (2003) apud Alves e Luporini, 2007 - que utilizam a taxa de investimento como variável endógena em seus estudos.

<sup>&</sup>lt;sup>18</sup> Os dados referem-se às séries de Formação Bruta de Capital Fixo, a preços constantes de 2000, como proporção do PIB, a preços constantes de 2000, fornecidas pelo World Bank (WDI *on-line*).

<sup>&</sup>lt;sup>19</sup> Para a série do Produto Interno Bruto utilizou-se o GDP a preços constantes disponíveis no banco de dados do World Bank (WDI *on-line*). Inicialmente, estimamos a equação (10.1) com a variável acelerador do investimento representada por U, grau de utilização da capacidade instalada, e testamos sua significância. Porém, a variável acelerador do investimento representada pela primeira diferença do PIB produziu o melhor ajustamento dos dados. O cálculo do grau de utilização da capacidade instalada foi baseado nas séries do GDP potencial calculado pelo filtro de Hodrick-Prescott.

<sup>&</sup>lt;sup>20</sup> Para a série de artigos científicos utilizaram-se dados do *Institute of Scientific Information* (ISI *on-line*) e para a série de patentes utilizaram-se dados do *United States Patent and Trade Office* (USPTO *on-line*). Os dados referentes a população são fornecidos pelo World Bank (WDI *on-line*). Bolívia, Chile, Colômbia, Equador, Indonésia, Malásia, Peru, Uruguai e Venezuela não apresentam dados para toda a série de Art e de Pat. Quando as informações estavam ausentes optou-se por calcular os dados através de transformações lineares das informações existentes.

CRED<sub>it</sub> = Crédito Doméstico, a preços de 2000; representado pela série *Net domestic* credit (em moeda corrente), deflacionados pelo índice de preços ao consumidor ano base =2000, dados fornecidos pelo World Bank (WDI *on-line*).

CR<sub>it</sub> = taxa de câmbio real.<sup>21</sup>

 $TRJ_{it} = taxa$  de juros real. <sup>22</sup>

 $D_{it} = variável \; dummy \; com \; valor \; igual \; a \; 1 \; para \; países \; desenvolvidos \; e \; 0 \; para \; países \; em \; desenvolvimento.$ 

DLI<sub>it</sub> = termo de interação entre países desenvolvidos e a variável de liquidez internacional real no País i. Este termo permite estimar o diferencial do coeficiente da liquidez internacional real entre o grupo das economias desenvolvidas e o grupo das economias em desenvolvimento. Este termo foi construído de acordo com Wooldridge (2006, p.223-227), da seguinte forma: Dit\*LIt, onde D assume o valor 1 para países desenvolvidos e 0 para países em desenvolvimento e LI é a liquidez internacional real. Neste sentido, a natureza do termo de interação DLI será zero para qualquer país em desenvolvimento da amostra e igual ao nível de liquidez internacional para qualquer país desenvolvido da amostra.

 $DCRED_{it}$  = termo de interação entre países desenvolvidos e a variável crédito doméstico no País i.

 $DSI_{it}$  = termo de interação entre países desenvolvidos e a variável grau de desenvolvimento relativo do sistema nacional de inovação no País i.

DYEAR<sub>it</sub> = conjunto completo de variáveis dummies anuais para o período entre 1970 e 2006. <sup>23</sup>

<sup>2</sup> 

<sup>&</sup>lt;sup>21</sup> O Banco Mundial (WDI *on-line*) disponibiliza a série da taxa de câmbio real efetiva. Contudo, esses dados não estão disponíveis para todos os países da amostra. Deste modo, utilizou-se para cálculo da taxa de câmbio real a seguinte equação: e = E\*P\*/P, onde e é a taxa de câmbio real, E é a taxa de câmbio nominal, P\* é o índice de preços ao consumidor (2000=100) dos Estados Unidos e P é o índice de preços doméstico. Os dados destas séries são disponibilizados pelo Banco Mundial (WDI *on-line*).

<sup>&</sup>lt;sup>22</sup> O dado do Intnational Financial Statistics do FMI *online* utilizado para a variável taxa de juros foi o *Deposit interest rate* (%). Contudo, esse dado não está disponível para todos os países e todos os anos da amostra. Ademais, a taxa de juros real é representada por:  $\{[(1+i_t)/(1+\eta_{t+1})]-1]\}*100$ , onde  $i_t$  é a taxa nominal de juros sobre os depósitos no período corrente (dividida por 100) e  $\eta t+1$  é a taxa da inflação do período seguinte (dividida por 100). Como índice de preços utilizou-se o índice de preços ao consumidor ano base = 2000. Para mais detalhes sobre a fórmula de cálculo da taxa de juros real ver Greene e Villanueva (1991).

<sup>&</sup>lt;sup>23</sup>Foi incluído na equação um conjunto completo de *dummies* anuais para controlar as tendências dos países sobre o investimento e sua significância conjunta foi testada. Obteve-se p-valor = 0,99 e, portanto, as *dummies* anuais são conjuntamente não significativas pelas estimações do modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e por efeitos aleatórios.

 $\epsilon_{it}$  = componentes do erro (erros idiossincrático e específico). O índice it indica, respectivamente, os diferentes países e anos a serem considerados.

Para a análise econométrica, todas as variáveis, com exceção da taxa de juros real<sup>24</sup>, foram log-linearizadas utilizando-se o logaritmo natural e, quando apropriado, calculadas a preços constantes de 2000.

Visto que a amostra analisada presta-se a comparações entre o papel que as variáveis LI, CRED e SI exercem sobre o investimento nos países desenvolvidos *vis-à-vis* os países em desenvolvimento, foram introduzidas variáveis *dummy* (D, DLI, DCRED, DSI) para investigar se há diferença no grau de estímulo destas variáveis o sobre o investimento entre estes dois grupos de países durante o período analisado.

Para os coeficientes  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$ ,  $\alpha_4$ ,  $\alpha_5$  e  $\alpha_6$  espera-se um sinal positivo, e, para  $\alpha_7$ , um sinal negativo. Para o coeficiente  $\alpha_3$  o sinal é ambíguo. Adicionando um termo de interação entre países desenvolvidos e liquidez internacional no modelo de investimento pode-se obter o diferencial estimado do coeficiente da liquidez internacional entre os dois grupos de países (desenvolvidos e em desenvolvimento). Semelhante procedimento será realizado para calcular o diferencial dos coeficientes de CRED e SI entre os dois grupos de países. <sup>25</sup> Os países desenvolvidos são os do G7 e os países em desenvolvimento correspondem aos demais países da amostra.

Na economia monetária de produção o *finance* antecede o investimento. Atribui-se como *proxy* ao *finance* a variável crédito bancário. Portanto, espera-se uma correlação positiva entre o volume de crédito bancário transferido ao setor privado e o investimento agregado.

Em conformidade com a análise realizada nos itens anteriores, espera-se que o coeficiente estimado da variável de liquidez internacional,  $\alpha_1$ , seja mais elevado para as economias em desenvolvimento em relação às desenvolvidas. Então, se fizermos para os países em desenvolvimento D=0 na equação (10.1), veremos que o intercepto para estes países é  $\alpha_0$ , enquanto a inclinação na liquidez internacional (LI) é  $\alpha_1$ . Para países desenvolvidos, usamos D=1, assim o intercepto para estes países será  $\alpha_0+\alpha_8$  e a inclinação da LI será  $\alpha_1+\alpha_9$ . Portanto,  $\alpha_8$ 

<sup>25</sup> Segundo Ai & Norton (2003), em modelos lineares, um teste t do coeficiente é suficiente para diagnosticar a significância estatística do efeito da variável de interação. Para mais detalhes ver Ai & Norton (2003, p.124).

<sup>&</sup>lt;sup>24</sup> A série de taxa de juros real utilizada apresenta-se incompleta para a maioria dos países da amostra. Ademais, em razão da transformação da série para valores reais, alguns dados tornam-se negativo, logo, decidiu-se por não log-linearizar esta série.

mede a diferença nos interceptos entre países desenvolvidos e em desenvolvimento, enquanto  $\alpha_9$  mede a diferença do estímulo da LI sobre a FBKF entre países desenvolvidos e em desenvolvimento. O mesmo procedimento foi adotado para as variáveis DCRED e DSI. Os coeficientes estimados de CRED e de SI dos países em desenvolvimento são dados, respectivamente, por  $\alpha_6$  e  $\alpha_5$  enquanto para o grupo dos países desenvolvidos os coeficientes estimados são  $\alpha_6 + \alpha_{10}$  e  $\alpha_5 + \alpha_{11}$ , respectivamente.

Espera-se rejeitar a hipótese de que os estímulos da LI, do CRED e do SI sobre a FBKF sejam os mesmos para países desenvolvidos e em desenvolvimento. Em termos do modelo (10.1), isto é declarado como  $H_0$ :  $\alpha_9 = 0$ ,  $H_0$ :  $\alpha_{10} = 0$  e  $H_0$ :  $\alpha_{11} = 0$ . Observe que esta hipótese não faz nenhuma restrição sobre a diferença nos interceptos,  $\alpha_0$ . Também estamos interessados na hipótese de que o volume da FBKF seja idêntico entre os dois grupos de países para um dado nível da LI. Isto significa que  $\alpha_8$  e  $\alpha_9$  devem ambos ser zero sob hipótese nula. Espera-se rejeitar esta hipótese. Na equação (10.1) será adotado um teste F para testar  $H_0$ :  $\alpha_8 = 0$ ;  $\alpha_9 = 0$ .

Do mesmo modo, serão testadas as hipóteses de que os coeficientes estimados do CRED e do SI são mais elevados para as economias desenvolvidas em relação às em desenvolvimento. Para tanto, é necessário que os testes de t e F rejeitem suas respectivas hipóteses nulas.

### 4.1. Estimação do Modelo de Investimento e Resultados

Visando testar a hipótese de que o investimento nas economias em desenvolvimento é mais aderente aos ciclos da liquidez internacional *vis-à-vis* o investimento nas economias desenvolvidas, foi realizada uma análise de painel não balanceado, com diferenças entre as observações de cada país e de cada período de tempo. <sup>26</sup> Dado que o painel deste trabalho apresenta um número de observações de tempo maior que o de países, propõe-se a estimação do modelo de investimento pelo método *panel-corrected standard errors* (PCSEs). Este método

<sup>&</sup>lt;sup>26</sup> A justificativa para a escolha de uma amostra não-balanceada é que ela permite o uso de maior quantidade de informações sobre os países, visto que o banco de dados apresenta lacunas. A amostra não-balanceada não exige o mesmo número de países para cada grupo e o mesmo número de dados para cada país; a amostra balanceada, por sua vez, exige o cumprimento destes critérios. Essas limitações determinaram a utilização de uma amostra não-balanceada. Para mais detalhes sobre o tipo de amostra e método de estimação das mesmas ver Wooldridge, (cap. 17, 2002) e Baltagi, (cap.9, 2001).

consiste numa correção dos erros anteriormente apontados considerando o painel não balanceado, a possível existência de autocorrelação e de heteroscedasticidade.<sup>27</sup>

Antes da estimação do modelo, é necessário verificar se a natureza estatística das séries envolvidas implica estimativas não espúrias. O emprego de teste de raiz unitária em painel é recente (Levin, Lin & Chu, 2002; Im, Pesaran & Smith, 2003; Hadri, 2000). Para dados em painel heterogêneo e desbalanceado o procedimento mais adequado é aplicar os testes de raiz unitária para dados em painel desenvolvido por Im, Pesharam e Shin (descritos em Banerjee, 1999).<sup>28</sup>

Conforme os resultados da TAB.1, apenas para as séries CRED e DCRED não se pode rejeitar a hipótese de não-estacionaridade das séries em nível nos modelos estimados com constante e tendência. As demais séries são estacionárias, isto é, integradas de ordem zero, I(0).

TABELA 1 - Testes Im-Pesharam e Shin para raiz unitária em painel

TABELA 1 - Testes ini-i esnaram e sinn para raiz unitaria em pamer					
Variáveis	Ordem da Defasagem lags	Valor t	p-valor		
FBKF	0 a 2	-334.45	0.00		
INV	1 a 7	-281.79	0.00		
VGDP	0 a 6	-124.39	0.00		
SI	0 a 1	-794.27	0.00		
LI	3	-543.19	0.00		
DLI	3	-295.03	0.00		
CRED	0 a 5	0.78	0.78		
CR	0 a 4	-112.67	0.00		
TRJ	0 a 3	-737.88	0.00		
DCRED	0 a 4	0.90	0.84		
DSI	0 a 3	-472.45	0.00		

FONTE: Elaboração própria Notas: 1. Testes realizados adotando-se constante e tendência linear na equação de teste. 2. Lags representam o número de defasagens utilizadas nos testes, selecionado pelo critério SIC.

Para as variáveis CRED e DCRED, realizou-se ainda os testes sobre a sua estacionariedade proposto por Maddala e Wu (1999), amplamente adotado na literatura de

<sup>&</sup>lt;sup>27</sup> A estimativa do painel dinâmico requer alguns cuidados. A estimação através da técnica momentos, GMM (Generalized Method of Moments), por exemplo, não é recomendada para amostra em painel de dimensões similares aos deste trabalho. Isso porque, de acordo com Mátyás (1999), com um grande número de observações ao longo do tempo para um número comparativamente pequeno de países, os estimadores LSDV ou within são consistentes, mesmo que não completamente eficientes. Depois, como é mostrado em Arellano e Bond (1991), entre outros, a quantidade de condições de momentos disponíveis aumenta quadraticamente em T, o que torna o peso computacional do GMM, para um T elevado, demasiado oneroso. Neste caso, os estimadores GMM, por serem relativamente exigentes e não darem provas de grande eficiência são preteridos. Para mais detalhes ver Mátyás (1999) e Baltagi (2001).

<sup>&</sup>lt;sup>28</sup> Para mais detalhes sobre o teste ver IM, PESARAN & SMITH, 2003.

estatística e adequado para painéis não balanceados. <sup>29</sup> Os valores de significância para os testes de raiz unitária foram aproximados por Mackinnon (1991). Os resultados obtidos estão na TAB. 2 <sup>30</sup>

TABELA 2 - Testes de Maddala e Wu para raiz unitária em painel

Variáveis	Elementos Determinísti cos —	Fisher-ADF		Fisher-PP	
		Valor t	p-valor	Valor t	p-valor
CRED	С	-334.45	0.56	684.83	0.01
	C/T	582.73	0.10	629.67	0.04
D(CRED)	C	178.81	0.00	348.84	0.00
	C/T	133.92	0.00	297.09	0.00
DCRED	C	181.62	0.19	240.72	0.04
	C/T	145.05	0.41	867.91	0.85
D(DCRED)	С	780.73	0.00	778.24	0.00
	C/T	614.05	0.00	691.16	0.00

FONTE: Elaboração própria. Notas: 1. D = primeira diferença da variável. 2. C = modelo com constante; C/T = modelo com constante e tendência.

Quando se consideram ambos os testes adotados, Fisher-ADF e Fisher-PP, e, também, os casos com presença e ausência da tendência temporal, os resultados são ambíguos (TAB.2). Dessa forma, optou-se por utilizar todas as variáveis em nível, inclusive CRED e DCRED. O próximo passo foi estimar a equação abaixo para dados de painel pelo método PCSE:

$$FBKF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 INV_{it} + \alpha_2 VGDP_{it} + \alpha_3 SI_{it} + \alpha_4 LI_t + \alpha_5 CRED_{it} + \alpha_6 CR_{it-1} + \alpha_7 TRJ_{it-1} + \alpha_8 D_{it} + \alpha_9 DLI_{it} + \alpha_{10} D85it + \alpha_{11} DCRED_{it} + \alpha_{11} DSI_{it} + \epsilon_{it}$$
 (11)

A equação (11) apresenta as seguintes alterações em relação à equação (10.1): inclusão da variável *dummy* para o ano de 1985<sup>31</sup> e introdução de defasagem de um período nas séries de CR e TRJ. <sup>32</sup> A TAB. 3 apresenta os resultados da estimação por *Panel Corrected Standard Errors* 

<sup>30</sup> Não utilizamos este procedimento para as outras séries porque para a obtenção de estatísticas do teste de Maddala e Wu (1999) foi utilizada a aproximação de Mackinnon (1991). Uma vez que estas distribuições não são exatas, optamos por utilizar este teste somente para as variáveis que não se mostraram I(0) no teste anterior (TAB 1).

<sup>&</sup>lt;sup>29</sup> Para mais detalhes sobre o teste ver Maddala e Wu (1999).

<sup>&</sup>lt;sup>31</sup> Incluiu-se na equação um conjunto completo de *dummies* anuais para controlar as tendências dos países sobre a FBKF e sua significância conjunta foi testada. As *dummies* anuais são conjuntamente não significantes. Entretanto, a *dummy* para ano de 1985 foi estatisticamente significativa e sua inclusão na equação alterou algumas elasticidades.

<sup>&</sup>lt;sup>32</sup> Diversos trabalhos, a exemplo de Melo e Rodrigues Jr (1998) e Pelicioni e Resende (2009); adotam alguma defasagem nas variáveis do modelo de investimento onde o impacto contemporâneo das variáveis explicativas sobre o mesmo seja pequeno. Este é o caso das taxas de cambio real e juros real. A primeira defasagem de CR é bastante significante e indica uma relação negativa entre CR e FBKF a partir de um ano (TAB. 3). Isto faz mais sentido do que ter um efeito contemporâneo no caso dessas variáveis.

(PCSE) do modelo de investimento.<sup>33</sup> Os dados utilizados são anuais, abrangendo 23 países no período de 1970-2006.

As estimativas foram geradas pelos seguintes modelos: (i) PCSE (MQO), (ii) PCSE robusto (MQO), (iii) PCSE WLS robusto, (iv) PCSE AR(1), (v) PCSE AR(2) EQ1, 2 e 3. As estimações por PCSE de i, ii e iii aparecem apenas como referência. Elas podem dar alguma idéia do ganho de eficiência em se estimar o modelo por dados em painel pelo método PCSE com a transformação de Prais-Winstem. Os modelos mais fidedignos são os que aparecem nas colunas (iv) PCSE AR(1), (v) PCSE AR(2) EQ1, 2 e 3. As variáveis DSI e DCRED só foram contempladas nas equações PCSE AR (2) EQ2 e EQ3, respectivamente, pois quando incluídas nas demais equações apresentaram resultados de baixa significância, o que sugeriu a eliminação dessas variáveis na formulação desses modelos iniciais. Testes F de variáveis omitidas do modelo permitiram verificar que de fato sua exclusão do modelo não traria prejuízos a sua explicabilidade. <sup>34</sup>

Conforme a TAB. 3, os resultados obtidos para os modelos PCSE AR1 e PCSE AR2 (EQ1, 2 e 3) corroboram muitas hipóteses formuladas neste trabalho. Os sinais dos coeficientes obtidos para todas as variáveis explicativas correspondem aos sinais previstos pela teoria. Os resultados para os modelos PCSE AR1 e AR2 EQ1 e EQ2 indicam que todas as variáveis propostas são estatisticamente significativas na explicação da FBKF a, pelo menos, 5%.

A FBKF revela uma forte resposta a variações do produto (coeficiente da VGDP = 1,45). Esse resultado é compatível com a maioria dos trabalhos empíricos existentes sobre os determinantes do investimento no Brasil e em outros países e confirma a importância do efeito acelerador sobre o investimento.

\_

<sup>&</sup>lt;sup>33</sup> Os coeficientes e o erro-padrão são estimados no comando *xtgee* do programa STATA. Segundo Beck e Katz (1995), em painéis de dimensões similares aos deste trabalho, para controlar prováveis problemas de heteroscedasticidade e correlação de resíduos entre países, propõe-se uma correção no cálculo do erro-padrão, o PCSE. O comando xtgee do STATA permite estimar a equação mediante esse procedimento. Contudo, foram realizadas estimações das equações em estudo com o comando xtpcse com ponderação para correlação serial dos resíduos e heteroscedasticidade. No entanto, os resultados não foram reportados em virtude da maior robustez e eficiência apresentada pela estimação da equação com o comando xtgee.

<sup>34</sup> Os resultados dos testes de F para omissão das variáveis DSI e DCRED nos modelos de investimento, a saber: (i)

PCSE (MQO), (ii) PCSE robusto (MQO), (iii) PCSE WLS robusto, (iv) PCSE AR(1); foram os seguintes: omissão de DSI em (i) PCSE (MQO): F=5,22 [0,0224]; omissão de DCRED em (i) PCSE (MQO): F=0,12 [0,7244]; omissão de DSI em (ii) PCSE robusto (MQO): F=0,25 [0,06196]; omissão de DCRED em (ii) PCSE robusto (MQO): F=0,01 [0,9104]; omissão de DSI em (iii) PCSE WLS robusto: F=0,01 [0,9151]; omissão de DCRED em (iii) PCSE WLS robusto: F=0,25 [0,6184]; omissão de DSI em (iv) PCSE AR(1): F=0,09 [0,7648]; omissão de DCRED em (iv) PCSE AR(1): F=2,61 [0,1063].

Os resultados mostram que um aumento da média dos investimentos passado e presente (INV) gera um aumento do investimento corrente. Nas equações PCSE AR(1) e PCSE AR(2) o coeficiente estimado é de 1,31. Esse resultado confirma a importância da irreversibilidade do investimento e é compatível com a hipótese de cunho pós-keynesiano de que o aumento (queda) do investimento eleva o otimismo (pessimismo) dos agentes, estimulando (desestimulando) decisões de investimento.

Em relação à taxa de câmbio real, as equações PCSE AR indicam existência de relação negativa com a variável dependente, FBKF. Assim, uma taxa de câmbio mais desvalorizada desestimula a importação de bens de capital, com efeitos deletérios sobre a FBKF, pelo menos no curto prazo. Esse resultado é confirmado para o Brasil por Alves e Luporini (2008) e Ribeiro e Teixeira (2001).

A importância do sistema nacional de inovação sobre a FBKF é confirmada na estimação dos modelos PCSE AR. Os resultados mostram que o desenvolvimento relativo do SI estimula positivamente a FBKF. O coeficiente estimado é significativo ao nível de significância de 1%. Um incremento de 10% no SI gera impacto positivo de cerca de 0,21% na FBKF.

A elevação da taxa de juros real tem impacto negativo sobre a FBKF. Porém, o valor absoluto do coeficiente estimado (0,0002) foi muito pequeno, o que indica que, no período de 1970 a 2006, variações nos níveis da taxa de juros não impactaram de forma efetiva o investimento. Essa evidencia também foi encontrada nos trabalhos de Pelicioni e Resende (2007) e Alves e Luporini (2007).

A dificuldade de se encontrar coeficientes negativos e significativos para essa variável é reportada na literatura, inclusive internacional (CHIRINKO, 1993). Uma explicação possível para isto pode estar relacionada à baixa disponibilidade de recursos financeiros disponíveis para o financiamento do investimento para países em desenvolvimento. As restrições de crédito nestes países podem afetar o investimento de forma direta. Neste caso, a taxa de juros torna-se secundária na determinação do investimento se as firmas não tiverem acesso aos recursos necessários para a implementação do investimento.

A importância do crédito (*finance*) para o investimento é confirmada pelos modelos PCSE AR. Os coeficientes estimados doCRED e da LI mostram que a expansão da FBKF depende,

entre outros fatores, do crédito doméstico e externo, confirmando o resultado esperado pela abordagem pós-keynesiana. O coeficiente estimado do CRED é 0,072 e o da LI é 0,15. 35

Por fim, destaca-se a confirmação empírica da necessidade de diferenciar na análise o grupo de países desenvolvidos e o de países em desenvolvimento. Aquele grupo apresenta um nível de investimento superior ao obtido para o grupo de países em desenvolvimento. O coeficiente estimado de D foi positivo e significativo ao nível de 1% para todos os modelos, exceto para PCSE AR2 EQ3.

Ademais, os resultados dos coeficientes estimados para LI e DLI confirmam a hipótese pós-keynesiana, de que o coeficiente estimado da variável de liquidez internacional é mais elevado para as economias em desenvolvimento em relação às desenvolvidas. A elasticidade estimada da FBKF em relação à liquidez internacional dos países em desenvolvimento (modelos PCSE AR) é 0,15%. Um incremento de 10% no volume de liquidez internacional gera impacto positivo de cerca de 1,5% na FBKF destes países. Para países desenvolvidos, tal elasticidade é 0,15 - 0,066 = 0,085% (PCSE AR1 e PCSE AR2 EQ1), ou seja, um incremento de 10% na liquidez internacional afeta a FBKF destes países em 0.85%. A diferença de 0.065% é estatisticamente significante. Para as equações PCSE AR2 EQ2 e EQ3 tal diferença é ainda maior. Dessa forma, corrobora-se a tese de que o efeito da liquidez internacional sobre o investimento não é o mesmo para países desenvolvidos e em desenvolvimento, sendo inclusive maior para os últimos.

A estatística F de  $H_0$ :  $\alpha_D = 0$ ;  $\alpha_{DLI} = 0$ , é F = 34,75 e o p-valor é zero. Logo, ao rejeitarmos a hipótese nula, concluímos que as oscilações da LI são mais relevantes para explicar a FBKF nos países em desenvolvimento do que nos países desenvolvidos. Corrobora-se, então, a hipótese de que os ciclos das economias em desenvolvimento são mais aderentes aos ciclos da liquidez internacional do que os ciclos das economias desenvolvidas. Esta hipótese já havia sido apresentada em outros autores, tais como Amado (2003) e Resende (2005), sem, contudo, haver comprovação empírica. Argumentou-se neste trabalho que o baixo desenvolvimento relativo do SI das economias em desenvolvimento produz efeitos deletérios sobre sua competitividade, elevando sua vulnerabilidade externa. O pequeno desenvolvimento relativo do SI associa-se,

<sup>&</sup>lt;sup>35</sup> O resultado obtido é compatível com os estudos de Sundararajan e Thakur (1980), Blejer e Khan (1984), Garcia (1987), Left e Sato (1988), Studart (1992), Jacinto e Ribeiro (1998) e Ribeiro e Teixeira (2001) apud Alves e Luporini (2007), que incluem variáveis financeiras nos estudos empíricos e indicam que a disponibilidade de crédito é uma das variáveis relevantes para o investimento privado nos países em desenvolvimento.

também, a deficiências do sistema financeiro doméstico. Portanto, as economias em desenvolvimento sofrem não apenas de recorrência de escassez de divisas externas e de restrição de balanço de pagamentos ao seu crescimento, como também de ausência de mecanismos adequados de *finance* e de *funding* para o investimento e para a sustentação de seu crescimento. Entretanto, nos períodos de aumento cíclico da liquidez mundial a restrição de divisa externas é aliviada, a oferta de *finance* eleva-se e a incerteza dos agentes quanto à escassez de divisas externas e ao crescimento econômico é mitigada. Sendo assim, a preferência pela liquidez se retrai e a eficiência marginal do capital eleva-se, estimulando o investimento nestas economias. O oposto se verifica nas fases descendentes do ciclo da liquidez internacional. Este mesmo processo também ocorre para as economias desenvolvidas, porém, com menor intensidade.

Nos modelos PCSE AR2 EQ2 e EQ3, foram incluídas, respectivamente, as interações DSI e DCRED. Essas variáveis são conjuntamente significativas ao nível de 1%, com estatística de F = 43,37 para a PCSE AR2 EQ2 e F = 38,78 para a equação PCSE AR2 EQ3.

O coeficiente estimado de SI dos países em desenvolvimento é de 0,021. Para países desenvolvidos, o coeficiente estimado, dado pela soma das elasticidades de SI e de DSI na EQ2, é 0,021 + 0,018 = 0,039. A diferença de 0,018 indica que em países cujo SI é mais desenvolvido, a exemplo das economias desenvolvidas, o efeito sobre a FBKF é superior comparado ao caso dos países em desenvolvimento, cujo SI é menos desenvolvido. Entretanto, essa diferença não é grande e nem é estaticamente significativa.

O coeficiente estimado do CRED dos países desenvolvidos, dado pela soma entre as elasticidades de CRED e DCRED na EQ 3 (0,061 + 0,125 = 0,186), é superior ao coeficiente de CRED dos países em desenvolvimento (0,061) e estatisticamente significativo, embora este último (coeficiente de CRED) não apresente significância estatística. Esse resultado confirma a importância da disponibilidade de crédito para a FBKF, especialmente para países desenvolvidos, bem como confirma a existência de racionamento de crédito e de um mercado de capitais pouco desenvolvidos no caso dos países em desenvolvimento.

Ademais, a estatística F de  $H_0$ :  $\alpha_D = 0$ ;  $\alpha_{DSI} = 0$ , é F = 26,09 para a PCSE AR2 EQ2, e F de  $H_0$ :  $\alpha_D = 0$ ;  $\alpha_{DCRED} = 0$  é F = 27,95 para a PCSE AR2 EQ3. Então, ao rejeitarmos a hipótese nula, também concluímos pelo modelo acima que considera um diferencial na FBKF entre os países desenvolvidos e em desenvolvimento no tocante ao grau de desenvolvimento relativo do SI e CRED.

TABELA 3 - Modelo econométrico para o Investimento corrigido para heterocedasticidade e autocorrelação

Variável Dependente Log Formação Bruta de Capital Fixo (FBKF) PCSE AR2 Variáveis PCSE r PCSE WLS PCSE AR1 PCSE Independente **(v)** (ii) (iii) (i) (iv) EQ2 EQ3 EQ1 13.46\*\*\* 5.89 \*\*\* 13.24\*\*\* Constante 5.89 \*\* 9.46\*\*\* 13.24\*\*\* 13.24\*\*\* (1.44)(2.76)(1.20)(1.07).(1.07)(1.07)(1.08).INV 0.44 \*\*\* 0.44\*\*\* 1.30\*\*\* 1.31 \*\*\* 1.31\*\*\* 1.31\*\*\* 1.31\*\*\* (0.13)(0.56)(0.08)(0.03).(0.03).(0.03)(0.03)**VGDP** 1.48\*\*\* 1.48 1.46\*\*\* 1.44 \*\*\* 1.45 \*\*\* 1.45\*\*\* 1.45\*\*\* (0.79)(1.04)(0.18)(0.10).(0.10).(0.10)(0.10)0.02\*\*\* SI 0.10\*\*\* 0.10 0.16\*\*\* 0.02\*\*\* 0.02\*\*\* 0.02\*\* (0.03)(0.10)(0.03).(0.008).(0.008).(0.009)(0.009).LI 0.22\*\*\* 0.22\*\*\* 0.28\*\*\* 0.15 \*\*\* 0.15\*\*\* 0.15\*\*\* 0.15\*\*\* (0.05)(0.08)(0.03).(0.02)(0.02)(0.02)(0.02).0.07\*\* **CRED** 0.38\*\*\* 0.38\*\*\* 0.07\*\* 0.07\*\* 0.07 0.06 (0.04).(0.01)(0.07)(0.04).(0.03)(0.03)(0.03)CR<sub>-1</sub> -0.26\*\*\* -0.26\*\* 0.0004 -0.02\*\* -0.02\*\* -0.02\*\* -0.02\*\* (0.01)(0.10)(0.008).(0.01).(0.01).(0.01)(0.01).TRJ<sub>-1</sub> 0.0002 0.0002 -0.0004 -0.0002\*\* -0.0002\*\* -0.0002\*\* -0.0002\*\* (0.001)(0.002)(0.0004).(0.0001).(0.0001)(0.0001).(0.0001).DLI -0.16\*\* -0.16\*\* -0.09\*\* -0.06\*\* -0.06 \*\*\* -0.06\*\*\* -0.08\*\*\* (0.07)(0.081)(0.03)(0.02).(0.02).(0.02)(0.02).0.09\*\*\* 0.04\*\* D85 -0.03 0.04\*\* 0.04 \*\* 0.04\*\* -0.038 (0.08)(0.02)(0.18)(0.01)(0.01)(0.01)(0.01)4.67\*\*\* 6.18\*\*\* 6.18\*\*\* 4.76\*\*\* 4.68\*\*\* 4.68\*\*\* D 1.49 (0.96)(0.96)(2.23)(2.59)(1.01)(0.96)(1.51)**DCRED** 0.12\*\* (0.04)DSI 0.018 (0.01)Teste de 3087.42 498.85 608.16 2514.072 2063.55 2216.08 2169.66 Wald chi2(10) Observações 628 628 628 489 489 489 489

Notas: 1. PCSE = Panel Corrected Standard Errors; PCSE r= Panel Corrected Standard Errors robusto; PCSE AR1= Panel Corrected Standard Errors com a transformação de Prais-Winstem para correções AR(1); PCSE AR2= Panel Corrected Standard Errors com a transformação de Prais-Winstem para correções AR(2). 2. Valores entre parênteses representam o desvio padrão. 3. \* representa 10% de significância; \*\* representa 5% de significância e \*\*\* representa 1% de significância. 4. O teste Wald testa se todos os coeficientes são nulos.

#### 5. Conclusões

Este artigo procurou identificar os pontos de contato entre a esfera financeira e a esfera real (produtiva e tecnológica) de uma economia, no intuito de desenvolver elementos para analisar a relação entre liquidez internacional e investimento.

Suas principais conclusões são: os resultados das estimações do modelo de investimento confirmaram a relevância das variáveis contempladas na equação (11) para explicar a FBKF. Este resultado sugere a adequação do modelo desenvolvido e estimado neste trabalho.

Ademais, os resultados das estimações do modelo de investimento em geral corroboram a hipótese central deste trabalho, ou seja, a elasticidade do investimento (FBKF) em relação à liquidez internacional é mais elevada para o conjunto de países em desenvolvimento em relação aos países desenvolvidos. Os resultados das estimações atestam, também, a relevância do desenvolvimento relativo do SI para a FBKF, quer para economias desenvolvidas, quer para economias em desenvolvimento.

Finalmente, encontramos fortes evidências da existência de restrições de crédito para as economias em desenvolvimento, cujo SI é pouco desenvolvido. A discussão teórica e as evidências empíricas desse ponto sugerem o sistema financeiro como parte integrante do sistema nacional de inovações. Ou seja, ter desenvolvimento científico e tecnológico implica em ter um sistema financeiro desenvolvido e vice-versa.

### REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALBUQUERQUE, E. M. Notas sobre a Contribuição de Kenneth Arrow para a Fundamentação Teórica dos Sistemas Nacionais de Inovações. *Revista Brasileira de Economia*, abr./Jun, 1996.

ALVES, J.D.O.E.; LUPORINI, V. Evolução da teoria do investimento e análise empírica para o Brasil. Recife, *Anais do XXXV ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA-ANPEC*, 2007.

ALVES, J.D.O.E; LUPORINI, V. Determinantes do investimento privado no Brasil: uma análise de painel setorial. Salvador, *Anais XXXVI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA-ANPEC*, 2008.

ARELLANO, M. E.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies*, Oxford, v. 58, n. 2, p.277-297, Apr. 1991.

AMADO, A.M. Minsky e o ciclo econômico: uma análise para economias periféricas. Florianópolis, *Anais VIII ENCONTRO DE ECONOMIA POLÍTICA*, 2003.

- AMADO, A.M.; RESENDE, M.F.C.; JAYME JR, F.G. Economic growth cycles in Latin America and developed countries. Recife, *Anais XXXV ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA-ANPEC*, 2007.
- BALTAGI, B. H. Econometric Analysis of Panel Data. New York: Wiley. 2001.
- BANERJEE, A. Panel data unit roots and cointegration: an overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, v. 61, p.607-630, Nov. 1999. Suplement 1
- BECK, N. E; KATZ, J. What to do (and not to do) with time series cross-section data. *American Political Science Review*, Baltimore, v.89, n.3, p.634-647, Sep. 1995
- BERNARDES, A.T. & ALBUQUERQUE, E.M. Cross-over, thresholds, and interactions Between science and technology: lessons for less-developed countries. *Research Policy*, 32, 865 885; 2003.
- CASTRO, A.S.; CAVALCANTI, M.A.F.H. *Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil: 1955/95*. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão 469, 1997.
- CHIRINKO, R. S. Business fixed investment spending: modeling strategies, empirical results, and policy implications. *Journal of Economic Literature*. Nashville, v. 31, p.1875-1911, Jul. 1993.
- CRUZ, B. O.; TEIXEIRA, J. R. The impact of public investment on private investment in Brazil, 1947-1990. *Cepal Review*, Santiago de Chile, v.67, p.75-84, abr. 1999.
- DOW, S.C. Money and the economic process. Aldershot: Edward Elgar, 1993. Cap 11.
- DOW, S.C. Post Keynesian monetary theory for an open economy. *Journal of Post Keynesian Economics*, Armonk, v.9, n.2, p.237-257, Winter, 1986/87.
- FAGERBERG, J. Technology and international differences in growth rates. *Journal of Economic Literature*, v. 32, September, 1994.
- FREEMAN, C. The National System of Innovation in historical perspective. *Cambridge Journal of Economics*, 19, p.5-24, 1995.
- FRISCHTAK, C. R.; CAVALCANTI, M. A. F. H. *Incentivos fiscais e investimentos no Brasil:* uma análise das mudanças recentes. São Paulo, Iedi, 2005.
- GRENNE, J.; VILLANUEVA, D. Private investment in developing countries: an empirical analysis. *IMF Staff Papers*, Washington, v.38, n. 1, p. 33-58, Mar. 1991.
- HADRI, K. Testing for stationary in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, Oxford, v. 3, n. 2, p.148-161, Dec. 2000.
- IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, Amsterdan, v.115, n.1, p.53-74, Jul. 2003.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. *International financial statistics (IFS) database*. Data and statistic, 2007.www.imfstatistics.org/imf/about.asp.

KEYNES, J.M. (1937) *A teoria geral do emprego*. In: SZMRECSÁIYI, T (Org.) Keynes, Sao Paulo, Àtica, 1999.

KEYNES, J.M. A teoria geral do emprego, do juro e da moeda. São Paulo, Nova Cultural, 1983.

LEVIN, A.; LIN, C.; CHIA-SHANG, JAMES CHU. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*, Amsterdan, v.108, n. 1, p.1-24, May. 2002.

MACKINNON, JAMES G. Critical values for cointegration tests. Oxford: Oxford University. 1991. Chapter 13. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. (Eds.), *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. Oxford University. 1991.

MADDALA, G.S.; WU, S. A Comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 61, n. S1, p.631-652, Nov. 1999.

MÁTYÁS, LÁZLÓ. Generalized method of moments. Cambridge: Cambridge University, 1999.

McCOMBIE, J.S.L.; THIRLWALL, A.P. Economic growth and the balance-of payments constraints. New York, ST. Martin's, 1994.

MELO, G. M.; RODRIGUES JR, W. Determinantes do investimento privado no Brasil: 1970-1995. Brasília, IPEA, Texto para discussão 605. 1998.

MINSKY, H. P. Integração financeira e política monetária. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 3, n.3, p.21-36, dez. 1994.

PAULA, L. F R.; ALVES JÚNIOR, A.J. Fragilidade financeira externa e os limites da política cambial no real. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v.19, n.1, p.72-93, jan./mar. 1999.

PELICIONI, L. A.; RESENDE, M. F. C. Metas de inflação, política monetária, investimento: um estudo para dezessete países. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 29, n. 3, p. 71-92, jul./set. 2009.

RAPOSO, D.A.T. Liquidez Internacional e Crescimento Econômico: Uma Análise Pós-Keynesiana Da Experiência Mundial. 2009. *Tese (Doutorado em Economia)*, Universidade Federal de Minas Gerais (Cedepar), Belo Horizonte, 2009.

RESENDE, M.F.C. O Padrão dos ciclos de crescimento da economia brasileira: 1947-2003. *Economia e Sociedade*, Campinas, v.14, n.1, p.109-129, jan./jun. 2005.

RESENDE, M.F.C.; AMADO, M.A. Liquidez internacional e ciclo reflexo: algumas observações para a América Latina. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v.27, n. 1, p. 41-59, jan./mar. 2007.

RIBEIRO, M.B; TEIXEIRA, J. R. Na econometric analysis of private-sector investment in Brazil. *Cepal Review*, Santiago de Chile, v. 74, 2001.

RONCI, M. V. Uma nota sobre a especificação da função de investimento agregado para países em desenvolvimento. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v.42, n 2, p.179-194, abr./jun. 1988.

SACHS, J; LARRAIN B.F. Macroeconomia: São Paulo: Pearson Makron Books, 2000.

SANTOS, C. H.; PIRES, M. C. C. Qual a sensibilidade dos investimentos privados a aumentos na carga tributária brasileira? Uma investigação econométrica.Brasília: Coordenação de Finanças Públicas (DIRUR/IPEA), 2007.

SERVEN, L.; SOLIMANO, A. Private investment and macroeconomic adjustment: a survey. In: SERVÉN, L.; SOLIMANO, A. (Eds.) *Striving for growth after adjustment*. Washington: The World Bank, 1993.

SIMONSEN, M.H.; CYSNE, R.P. Macroeconomia. 2. ed. São Paulo: Atlas, 1995.

UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT, (UNCTAD) database, 2007. www.unctad.org/Templates/Page.asp?intItemID=1584&lang=1.

UNITED STATES PATENT AND TRADEMARK OFFICE. *United States Patent and Trademark Office (USPTO)* database, 2007. www.uspto.gov/main/patents.htm.

WOOLDRIDGE, J.M. *Introdução à econometria*: uma abordagem moderna. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006. 684 p.

WORLD BANK. World Bank Indicadors Online. Washington: Data and statistic, 2006. www.publications.worldbank.org.