

# ABERTURA DA CONTA DE CAPITAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO: QUAIS AS EVIDÊNCIAS PARA O CASO BRASILEIRO?

Paula Virgínia Tófoli  
Doutoranda em Economia pela UFRGS

Ronald Otto Hillbrecht  
Professor do Departamento de Economia da UFRGS

Eduardo Pontual Ribeiro  
Professor do Departamento de Economia da UFRJ

## Resumo

No final dos anos 80 e início dos anos 90, vários países em desenvolvimento adotaram alguma forma de liberalização de sua conta de capital, inclusive o Brasil. Os autores que defendem um impacto positivo da liberalização financeira sobre o crescimento econômico aceitam as previsões do modelo de crescimento neoclássico de redução permanente no custo do capital e aumento temporário no investimento nos mercados emergentes, quando estes liberalizam suas contas de capital. Aplicando-se uma estratégia recente de identificação dos efeitos da abertura da conta de capital com base na teoria do  $q$  de Tobin e utilizando-se dados de uma amostra de empresas brasileiras, encontram-se evidências de um aumento de cerca de 1,7% ao ano na taxa de crescimento do estoque de capital da firma média no período pós-liberalização do mercado de ações brasileiro, devido à queda no custo do capital acionário. Embora as evidências indiquem uma alocação eficiente de recursos do exterior para o Brasil, as mesmas não sugerem eficiência na alocação destes recursos entre os setores da economia brasileira.

**Palavras-chave:** Abertura da conta de capital, Crescimento econômico, Modelo de crescimento neoclássico, Eficiência alocativa, Diversificação do risco.

## Abstract

In the late 1980s and early 1990s, several developing countries implemented some form of capital account liberalization, including Brazil. The authors who defend a positive impact of financial liberalization on economic growth accept the neoclassical growth model's predictions of permanent reduction on the cost of capital and temporary increase in investment in emerging markets when they liberalize their capital account. Applying a new firm-level identification strategy based on Tobin's  $q$  theory to a sample of Brazilian firms, evidences of a 1.7 percent point post-liberalization increase in capital stock growth rate, given a permanent fall in the cost of equity capital, were found. Though evidences suggest an efficient allocation of resources from foreign countries to Brazil, they do not suggest efficiency in the allocation of these resources across the different sectors of the economy.

**Keywords:** Capital account openness, Economic growth, Neoclassical growth model, Allocative efficiency, Risk sharing.

**Área Anpec:** Área 6 - Economia Internacional.

**JEL:** F43, G15, C33.

# ABERTURA DA CONTA DE CAPITAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO: QUAIS AS EVIDÊNCIAS PARA O CASO BRASILEIRO?

## 1. Introdução

Ao longo das duas décadas passadas, dezenas de países em desenvolvimento implementaram alguma forma de liberalização de suas contas de capital.

Existem duas visões com relação à abertura da conta de capital como uma escolha política para as economias emergentes. A primeira, a visão de Eficiência Alocativa, baseia-se no modelo de crescimento neoclássico<sup>1</sup> para fazer previsões com relação ao impacto da liberalização da conta de capital sobre as variáveis reais da economia. Com a abertura, os recursos devem fluir dos países desenvolvidos, que têm capital em abundância e com baixo retorno, para os países em desenvolvimento, em que o capital é escasso e seu retorno é elevado. A entrada de recursos nos países em desenvolvimento reduz permanentemente o custo do seu capital e leva a um aumento temporário no investimento e no crescimento, de acordo com este modelo (FISCHER, 2003; OBSTFELD, 1998; ROGOFF, 1999; SUMMERS, 2000). A segunda visão, no entanto, afirma que as previsões do modelo de crescimento neoclássico são válidas apenas na ausência de outras distorções nas economias, além das barreiras à livre mobilidade do capital. Como existem várias outras distorções nos mercados emergentes, segundo esta visão, as liberalizações geram apenas fluxos de capitais especulativos que não têm nenhum efeito sobre investimento, produto ou qualquer outra variável real (BHAGWHATI, 1998; RODRIK, 1998; STIGLITZ, 2000).

Chari e Henry (2006) baseiam-se na teoria do  $q$  de Tobin para desenvolver um modelo simples de uma pequena economia que passa da condição de autarquia financeira para uma integração completa ao mercado de capitais global, que pode ser utilizado para se testar a ocorrência de um aumento no investimento logo após a abertura do mercado emergente, assim como prevê o modelo neoclássico. Além de testar a previsão de aumento temporário no investimento das empresas, dada a queda no custo do capital devido à abertura, o modelo permite, ainda, tratar da questão da eficiência alocativa dos recursos da liberalização entre os setores da economia.

A idéia que serve de base para este modelo é bastante simples. No final da década de 80 e início da década de 90, vários países em desenvolvimento abriram seus mercados de ações para os investidores estrangeiros pela primeira vez (CLAESSENS; RHEE, 1994), como parte de suas políticas de abertura da conta de capital. De acordo com as evidências encontradas por Chari e Henry (2004), quando estas liberalizações ocorrem, os preços das ações das firmas negociadas publicamente nestes mercados sofrem um grande aumento e os fundamentos específicos das empresas, como o custo do seu capital e o fluxo de caixa futuro, ajudam a explicar a maior parte da variação dos preços entre as mesmas. Assim, dadas as evidências de que os preços das ações das empresas nos mercados emergentes movem-se de acordo com as mudanças em seus fundamentos quando estes países passam por um processo de abertura financeira, se as empresas alocam capital de maneira eficiente, então suas decisões de investimento devem responder a estes sinais contidos nos preços de suas ações. De forma mais específica, o investimento deve aumentar, dada a queda no custo do capital sinalizada pelo aumento nos preços das ações.

Embora Morck, Yeung e Yu (2000) afirmem que os preços das ações nas economias emergentes, em geral, transmitem muito pouca informação específica da firma, este tipo de informação contido nos preços das ações aumenta conforme os países se movem na direção de uma maior abertura de seus mercados de capitais (LI; MORCK; YANG; YEUNG, 2004).

Entre os países emergentes que adotaram políticas de liberalização da conta de capital nas últimas décadas, o Brasil não é uma exceção. Após quase uma década de escassez de fluxos de capitais para o país, de 1983 a 1991, este é reintegrado aos fluxos internacionais de capitais e dá início ao processo de liberalização de sua conta de capital (GOLDFAJN, MINELLA, 2005).

Com base no modelo teórico desenvolvido por Chari e Henry (2006), buscar-se-á tratar, no presente trabalho, das previsões de redução permanente no custo do capital e aumento temporário na taxa de investimento da economia brasileira após a liberalização de um aspecto importante de sua conta de

---

<sup>1</sup> “Neoclássico”, neste caso, como em Henry (2006), é empregado como uma terminologia para se referir ao *Mainstream*.

capital, qual seja, seu mercado de ações, como forma de se testar empiricamente a validade da visão de Eficiência Alocativa neste caso.

Com esta finalidade, o trabalho será organizado em mais outras três seções além desta introdução. Na primeira seção, tratar-se-á da literatura pertinente ao tema de abertura da conta de capital e crescimento econômico. Nela serão discutidas as teorias e evidências acerca desta relação, por meio da apresentação da evolução das metodologias empregadas na captura dos efeitos previstos pelo modelo neoclássico, que constituem a base da visão de Eficiência Alocativa. Na segunda, será apresentada a metodologia empírica utilizada para se testar se a integração do mercado acionário brasileiro ao mercado global teve, de fato, um impacto positivo sobre o crescimento econômico do país na época, bem como os resultados desta investigação. E, finalmente, na terceira seção serão feitas as considerações finais.

## **2. Políticas de Liberalização da Conta de Capital e Crescimento Econômico: Teorias e Evidências Empíricas**

Embora a maior parte da literatura que busca uma relação empírica entre abertura da conta de capital e crescimento econômico nos países emergentes não a encontre, estes trabalhos não permitem que se conteste a validade empírica das previsões do modelo neoclássico sobre os efeitos de crescimento da liberalização, pois, em sua maioria, testam se a política da conta de capital tem efeitos permanentes sobre as diferenças nas taxas de crescimento dos países, estimando regressões com dados puramente em *cross section*. O problema fundamental deste enfoque é que a teoria neoclássica não fornece base para a condução destes testes.

Recentemente, a prática de estudos de eventos em Finanças foi adaptada para se testar, de fato, as previsões do modelo de crescimento neoclássico sobre o impacto real da abertura da conta de capital nos países emergentes. O assim chamado enfoque do experimento de política leva em conta a natureza temporal das previsões do modelo neoclássico. Esta abordagem compara o desempenho das variáveis reais de interesse, custo do capital, investimento e PIB per capita, no período imediatamente após a abertura ao seu desempenho no período pré-liberalização, para determinar se as previsões do modelo neoclássico são confirmadas. Os trabalhos pertencentes a esta literatura encontram maiores evidências de correlação entre a abertura da conta de capital e crescimento econômico do que os estudos em *cross section*.

Para evitar o problema de erros de medida, ao invés de tentar determinar a data em que o país adotou uma política de abertura total de sua conta de capital, como ocorre no caso dos trabalhos que fazem uso de dados puramente em *cross section*, os trabalhos que adotam o enfoque do experimento de política buscam identificar o primeiro ponto no tempo em que o país liberalizou algum aspecto de sua conta de capital. A abertura do mercado acionário doméstico constitui um exemplo de liberalização de um aspecto específico da conta financeira.

O estudo do impacto real da abertura da conta de capital por meio da liberalização dos mercados de ações introduz incerteza no modelo de crescimento neoclássico. A condição de ótimo para o investimento, neste caso, requer que a acumulação de capital ocorra até o ponto em que o produto marginal esperado do capital iguale-se à taxa de juros mais o prêmio de risco devido ao retorno incerto do capital (assumindo-se que a taxa de depreciação do capital é igual a zero). Sob hipóteses que garantem que o modelo mais adequado para a precificação dos ativos neste contexto é o *CAPM (Capital Asset Pricing Model)*, Stulz (1999) sugere que a liberalização do mercado de ações emergente levará a uma queda no custo do capital acionário desde que a covariância entre o retorno do portfólio do mercado doméstico e o retorno do portfólio do mercado mundial seja menor do que a variância do retorno do mercado doméstico, dado que a taxa de juros livre de risco sofre redução com a abertura. Neste caso, a liberalização do mercado acionário induz um aumento temporário no investimento agregado, dada a queda permanente no custo do capital acionário, mais especificamente, no prêmio de risco agregado.

Como o custo do capital acionário não é diretamente observável, costuma-se utilizar o preço ou retorno observado das ações como *proxy* para o mesmo. Uma vez que os preços das ações e o custo do capital movem-se inversamente, se é fato que a liberalização reduz o custo do capital acionário agregado, então, mantendo-se constantes os fluxos de caixa futuros esperados, deve-se observar um aumento no

índice de preços das ações do país quando o mercado toma conhecimento, pela primeira vez, da liberalização futura. Utilizando uma amostra de 12 países emergentes que liberalizaram seus mercados de ações entre 1986 e 1991, Henry (2000a) encontra evidências de um aumento médio de 26% no índice de ações do país representativo no período de oito meses entre o anúncio e a implementação da liberalização do mercado acionário.

As evidências do comportamento do investimento agregado e do PIB per capita logo após a liberalização também dão suporte às previsões do modelo neoclássico. A estimação de um painel com dados de 11 países emergentes no período de 1985 a 1994, cuja variável dependente, a taxa de crescimento do investimento privado, foi regredida contra quatro variáveis *dummies*, uma correspondente ao ano da liberalização e as demais, aos três anos subsequentes, mostrou que a taxa de crescimento média do investimento privado ficou 23% acima da média amostral no primeiro ano após a liberalização, 27% no segundo ano e 17% no terceiro ano (HENRY, 2000b). Bekaert, Harvey e Lundblad (2005) encontram evidências de um aumento de cerca de 1% em média ao ano no PIB per capita após a liberalização.

Embora os trabalhos da literatura do enfoque do experimento de política que fazem uso de dados agregados forneçam evidências empíricas que dão suporte à visão de Eficiência Alocativa no que tange às previsões de redução no custo do capital e aumento no investimento e na taxa de crescimento do PIB per capita, dada a abertura dos mercados de capitais, estes apresentam, pelo menos, duas falhas. Primeiro, não é claro o grau de confiança que se pode ter em um resultado empírico que atribui um *boom* de investimento de uma economia como um todo à liberalização do mercado acionário, uma mudança política que afeta apenas as firmas listadas no mercado de ações. Como a liberalização afeta o crescimento econômico através do investimento, estes resultados agregados da acumulação de capital devem ser analisados com cuidado. Segundo, o aumento no investimento agregado pode sugerir uma realocação eficiente do capital entre os países, mas não permite tratar da eficiência alocativa dentro do país que adotou a política de abertura.

Para contornar estas falhas do uso de dados agregados especificamente, a utilização de dados de firmas, prática recente dentro do enfoque do experimento de política, mostra extrema relevância. O uso do investimento das empresas negociadas no mercado acionário como *proxy* para o investimento daquelas afetadas pela liberalização fornece uma ligação mais forte com a teoria do que o uso de dados de investimento agregado, uma vez que as empresas listadas no mercado de ações sofrem um impacto direto da liberalização. Quanto à alocação eficiente dos recursos provenientes dos países desenvolvidos dentro do país emergente, de forma geral, esta requer que o capital seja alocado para os setores da economia que se espera que tenham os mais altos retornos. Uma teoria popular é que os preços nos mercados de ações ajudam os investidores a identificar os investimentos bons e os ruins através de um mecanismo como o *q* de Tobin (WURGLER, 2000). Assim, de forma específica, a idéia chave com relação à eficiência na alocação dos recursos é que a mudança no preço das ações da empresa que ocorre com a liberalização pode conter sinais sobre como a abertura afetou os fundamentos específicos da mesma e, se os recursos forem alocados de maneira eficiente dentro do país, então as decisões de investimento das firmas devem responder a estes sinais contidos nos preços das ações. Os dados agregados não fornecem graus de liberdade suficientes para que se realize este tipo de análise.

A tentativa de se relacionar mudanças no investimento a mudanças induzidas pela liberalização nos preços das ações segue a idéia de trabalhos anteriores que tentam relacionar mudanças no investimento a mudanças nos preços das ações de um modo geral, atribuindo-se um papel ao mercado acionário nas decisões de investimento das empresas, com base na teoria de que os preços das ações fornecem sinais úteis de oportunidades de investimento (BLANCHARD; RHEE; SUMMERS, 1993; FISCHER; MERTON, 1984; MORCK; SHLEIFER; VISHNY, 1990; TOBIN; BRAINARD, 1977). Este papel está relacionado principalmente à sua capacidade de previsão dos fundamentos futuros das empresas, ou seja, o investimento responde à mudança nos preços das ações desde que estes não se afastem dos fundamentos das firmas (BLANCHARD; RHEE; SUMMERS, 1993; MORCK; SHLEIFER; VISHNY, 1990).

Se a alocação eficiente do capital físico deve responder aos sinais contidos nos preços das ações relativos à mudança nos fundamentos das firmas, dada a liberalização, então uma análise empírica que determine se os preços das ações se movem de acordo com estes fundamentos fornece um primeiro passo

para se entender se o capital físico é realocado de forma eficiente, quando as barreiras ao movimento de capitais são removidas. De forma mais específica, se a eficiência alocativa dos recursos dentro do país, dada a queda no custo do capital devida à liberalização e assumindo-se que os fluxos de caixa futuros não são alterados, requer um aumento maior no investimento das empresas que experimentam uma maior diversificação do risco de sua produção, então é necessário verificar, primeiramente, se os preços das ações refletem as mudanças no risco sistemático.

Estendendo-se a previsão de mudança no custo do capital acionário quando o mercado de ativos de um pequeno país integra-se ao mercado de capitais global, em Stulz (1999), para um contexto de firmas, obtém-se a seguinte equação de mudança no custo do capital da firma  $i$ :

$$\begin{aligned}
 \text{Mudança no custo do capital} &= E(R_i) - E(R_i^*) \\
 &= r + \gamma \text{Cov}(R_i, R_M) - r^* - \gamma \text{Cov}(R_i, R_W) \\
 &= (r - r^*) + \gamma [\text{Cov}(R_i, R_M) - \text{Cov}(R_i, R_W)] \\
 \text{Mudança no custo do capital} &= (r - r^*) - DIFCOV_i
 \end{aligned} \tag{1}$$

Em que  $E(R_i)$  e  $E(R_i^*)$  representam os retornos esperados antes e depois da liberalização, respectivamente,  $DIFCOV_i = \text{Cov}(R_i, R_M) - \text{Cov}(R_i, R_W)$  e  $\gamma$  é o coeficiente de aversão relativa ao risco no contexto do CAPM.  $\gamma$  é constante, pois, neste caso, por hipótese, ele é o mesmo para todos os investidores.  $r$  e  $r^*$  correspondem às taxas de juros doméstica e internacional, respectivamente.

O lado direito da equação (1) destaca os dois canais através dos quais a liberalização do mercado acionário do país emergente muda o custo do capital de uma firma negociada neste mercado. O primeiro termo representa a queda na taxa de juros livre de risco, conforme o país passa da condição de autarquia financeira para uma maior integração ao mercado mundial. É um choque comum ao custo do capital de todas as firmas do país. Já o segundo termo é específico de cada firma e diz respeito à mudança no prêmio de risco que a firma deve pagar ao investidor para que ele mantenha ações desta como parte de seu portfólio. A hipótese, neste caso, é de que as ações que apresentam valores mais elevados para o beta do mercado local relativamente ao beta do mercado global, antes da abertura, devem obter maiores benefícios da diversificação internacional do risco.

Se a liberalização não altera o fluxo de caixa futuro esperado da firma, como é a hipótese do modelo neoclássico, a resposta do preço da ação da firma  $i$  à notícia de liberalização refletirá a mudança no custo do seu capital de acordo com a fórmula fundamental de precificação das ações. O preço da ação da firma  $i$  aumentará se o custo do seu capital diminuir e vice-versa. Mais especificamente, a equação (1) prevê que a avaliação de mercado de cada firma terá um termo de intercepto e um de inclinação. O termo de intercepto deve ser o mesmo para todas as firmas de um país, implicando em um aumento nos preços das ações de todas elas, dada a liberalização. E, com relação à inclinação, se o efeito da diversificação do risco da produção da firma for importante, o aumento no preço de suas ações deve ser uma função crescente da variável  $DIFCOV$ .

A partir de uma amostra de 429 firmas de onze países em desenvolvimento, Chari e Henry (2004) encontram evidências de que a diversificação internacional do risco, dadas as liberalizações destes mercados acionários emergentes, é responsável por um aumento de cerca de 5,94% no preço das ações da empresa típica no mês da abertura. A queda na taxa de juros, por sua vez, tem um efeito comum sobre os preços das ações de todas as empresas de um mesmo país. Levando-se em conta os efeitos fixos específicos de cada país, o efeito comum sobre o preço da ação da empresa média é de um aumento de 5,4%<sup>2</sup>.

Dadas as evidências de que a mudança no risco sistemático da firma, dada a liberalização do mercado acionário, explica parte da queda no custo do seu capital e é refletida na mudança do preço de suas ações, sugerindo que as mudanças induzidas pelas liberalizações nestes preços indicam

<sup>2</sup> Assim como Chari e Henry (2004) encontram uma relação positiva entre os retornos das ações investíveis durante o período de liberalização e a diversificação do risco sistemático, Errunza e Miller (2000) mostram que o impacto das ADRs sobre os retornos será tanto maior quanto maior for a diversificação promovida pelas emissões.

oportunidades reais de investimento, para determinar se o capital físico é realmente alocado de modo eficiente nos países em desenvolvimento, após a remoção das barreiras ao movimento de capitais, resta saber se os investidores respondem a estes sinais contidos nos preços das ações<sup>3</sup>. Uma vez que a abertura reduz o prêmio de risco pago pelas firmas, ela deve encorajar a implementação de alguns projetos considerados muito arriscados para se adotar em autarquia.

Chari e Henry (2006) geram previsões empiricamente testáveis acerca do impacto da liberalização do mercado acionário emergente sobre as decisões de investimento das firmas negociadas publicamente neste mercado, a partir de um modelo simples do  $q$  de Tobin para uma economia aberta. Assumem que os preços das ações refletem os fundamentos das empresas e que estas respondem à mudança em tais fundamentos, sinalizada pela mudança nos preços de suas ações, ao tomar suas decisões de investimento, estabelecendo, assim, uma nova estratégia de identificação dos efeitos da abertura.

Do lado financeiro da economia, Chari e Henry fazem as hipóteses usuais sob as quais o *CAPM* é válido. Do lado real, assumem uma estrutura de produção neoclássica: todas as firmas são tomadoras de preço, a função de produção é linear e homogênea no capital e no trabalho e o custo de instalação do capital é linear e homogêneo no investimento e no capital. Sob estas hipóteses do lado real da economia, o  $q$  marginal e o  $q$  médio são iguais (HAYASHI, 1982). Finalmente, assumem que todos os investidores têm o mesmo coeficiente de aversão relativa ao risco,  $\gamma$ , e que o mercado de capitais não apresenta fricções.

Consideram a seguinte equação de investimento padrão de uma firma, no caso, totalmente financiada por meio de emissão de ações, em um pequeno país em autarquia:

$$\left(\frac{I}{K}\right)_i = \alpha + \beta q_i \quad (2)$$

Uma vez que o  $q$  marginal e o  $q$  médio são iguais por hipótese,  $q_i$  pode ser expresso como  $\frac{V_i}{K_i}$ , em que  $V_i$  é o valor da firma no mercado acionário e  $K_i$  corresponde ao custo de reposição do seu estoque de capital. Como  $V_i$  é o valor presente descontado do fluxo de caixa futuro esperado da firma e  $\tilde{\pi}_i$  denota o fluxo de caixa estocástico da firma, que se espera que cresça exponencialmente à taxa  $g_i$ , definem  $q_i$  da seguinte forma:

$$q_i = \frac{V_i}{K_i} = \frac{\bar{\pi}_i}{K_i (r + \theta_i - g_i)} \quad (3)$$

Em que  $r$  é a taxa de juros livre de risco da economia doméstica,  $\bar{\pi}_i$  é o valor esperado de  $\tilde{\pi}_i$  e  $\theta_i$  é o prêmio de risco que os investidores exigem para manter ações da firma  $i$  no equilíbrio.

Supõem, então, que esta economia liberaliza seu mercado acionário. Como o mercado de capitais não apresenta fricções, a taxa de juros, os prêmios de risco das firmas e suas taxas de crescimento futuras esperadas podem mudar instantaneamente em resposta à notícia da liberalização, assumindo os valores  $r^*$ ,  $\theta_i^*$  e  $g_i^*$ , respectivamente. O estoque de capital,  $K_i$ , demora mais para se ajustar, pois leva tempo para se comprar e instalar novas máquinas. Assim, definem como “de impacto” o período de tempo que é longo o suficiente para que os preços dos ativos se ajustem à liberalização, mas muito curto para que o estoque de capital seja ajustado, e denotam por  $q_i^*$  o valor de impacto de  $q$  para a firma  $i$ . A mudança de

<sup>3</sup> Diz-se que o mercado acionário é eficiente na forma funcional se os preços das ações induzem uma distribuição eficiente dos bens de capital (TOBIN, 1982, *apud* WURGLER, 2000).

impacto em  $q$ , de  $q_i$  para  $q_i^*$ , determinará o ajuste subsequente no estoque de capital da firma. Uma vez que  $q$  mudou, o estoque de capital também deve ajustar-se de modo a reestabelecer o equilíbrio.

A mudança induzida pela liberalização no investimento desejado da firma, denotada por  $\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_i^*$ , é dada por:

$$\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_i^* = \beta \Delta q_i^* \quad (4)$$

Combinando (3) e (4), obtêm a seguinte relação entre a mudança no investimento no período pós-liberalização e a mudança de impacto em  $q$ :

$$\begin{aligned} \Delta\left(\frac{I}{K}\right)_i^* &= \beta \left[ \frac{\bar{\pi}_i}{K_i(r^* + \theta_i^* - g_i^*)} - \frac{\bar{\pi}_i}{K_i(r + \theta_i - g_i)} \right] \\ \Delta\left(\frac{I}{K}\right)_i^* &= \frac{\beta \bar{\pi}_i}{K_i} \left[ \frac{(r + \theta_i - g_i) - (r^* + \theta_i^* - g_i^*)}{(r^* + \theta_i^* - g_i^*)(r + \theta_i - g_i)} \right] \\ \Delta\left(\frac{I}{K}\right)_i^* &= \lambda_i [(r - r^*) + (\theta_i - \theta_i^*) + (g_i^* - g_i)] \end{aligned} \quad (5)$$

Em que  $\lambda_i = \frac{\beta \bar{\pi}_i}{K_i [(r^* + \theta_i^* - g_i^*)(r + \theta_i - g_i)]}$ .

Sob o *CAPM*,  $\theta_i = E(R_i) - r = \gamma \text{Cov}(R_i, R_M)$  e  $\theta_i^* = E(R_i^*) - r^* = \gamma \text{Cov}(R_i, R_W)$ , de modo que a mudança no prêmio de risco devido à liberalização é dada por  $\theta_i - \theta_i^* = \gamma [\text{Cov}(R_i, R_M) - \text{Cov}(R_i, R_W)] = \gamma \text{DIFCOV}_i$ .

Assim, usando a definição de *DIFCOV*<sub>*i*</sub>, reescrevem a equação (5) da seguinte forma<sup>4</sup>:

$$\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_i^* = \lambda_i \left[ \underbrace{(r - r^*) + \gamma \text{DIFCOV}_i}_{\text{mudança no custo do capital}} + \underbrace{(g_i^* - g_i)}_{\text{mudança na taxa de crescimento dos rendimentos}} \right] \quad (6)$$

O termo  $\lambda_i$  do lado direito da equação (6) é um fator escalar específico da firma, enquanto os três termos dentro dos colchetes fornecem previsões testáveis, destacando as forças que determinam a realocação do capital após a liberalização.

O primeiro termo corresponde ao efeito do choque comum sobre a alocação do capital. Mostra que a mudança no investimento no período pós-liberalização depende da mudança na taxa de juros livre de risco. Supondo que a taxa de juros mundial,  $r^*$ , é menor do que a taxa de juros que vigora no país enquanto autarquia,  $r$ , a liberalização leva à redução na taxa de juros livre de risco, implicando que, tudo o mais constante, a taxa de investimento média deve aumentar. O termo referente ao efeito do choque comum não tem subscrito, pois este efeito é o mesmo para todas as firmas do país.

O segundo termo corresponde ao efeito da diversificação internacional do risco, específico da firma. Quando a liberalização ocorre, ela altera o conjunto de riscos sistemáticos com que se depara o

<sup>4</sup> O nível ótimo de investimento após a liberalização, de acordo com este modelo, também depende da mudança no custo do capital da empresa, da mesma forma como prevê o modelo de crescimento neoclássico no contexto de firmas, em que a queda no produto marginal esperado do capital da firma é determinada pela mudança no custo do seu capital, dada a liberalização.

investidor representativo, o que significa que o parâmetro relevante para a precificação do risco das ações individuais muda do índice do mercado doméstico para o índice do mercado mundial. Conseqüentemente, a liberalização reduz o prêmio de risco das firmas cujos retornos são mais correlacionados com o mercado doméstico do que com o mercado mundial no período pré-liberalização e aumenta o seu prêmio caso contrário. Dado o efeito do choque comum, o efeito da diversificação do risco implica que as firmas com um valor elevado da variável *DIFCOV*, ou seja, as firmas que experimentam uma queda maior em seu prêmio de risco, devem apresentar uma queda maior no custo do seu capital do que as firmas com valores mais baixos de *DIFCOV*, que não têm uma redução tão expressiva em seu prêmio de risco, e podem implementar novos projetos de investimento antes considerados muito arriscados. Assim, enquanto a liberalização reduz a taxa de juros livre de risco e todas as firmas devem investir mais na média, deve-se observar aumentos ainda maiores nos investimentos das firmas que apresentam maior diversificação internacional de seu risco, dada a liberalização.

Finalmente, o terceiro termo do lado direito da equação (6) indica que quanto maior for o aumento na taxa de crescimento do fluxo de caixa futuro da empresa, maior será a mudança em seu investimento no período pós-liberalização. De acordo com o modelo neoclássico, a liberalização do mercado acionário afeta a alocação de recursos através do seu impacto sobre o custo do capital apenas. Porém, as liberalizações coincidem com importantes reformas econômicas, como as liberalizações comerciais e os programas de estabilização da inflação (HENRY, 2002).

Desta forma, as mudanças pós-liberalização no investimento podem ser devidas a uma queda no custo do capital (determinada pela liberalização do mercado de ações) ou a um aumento na lucratividade (determinado por outras reformas econômicas).

Chari e Henry (2006) estimam uma regressão com dados em painel de 369 firmas de cinco países que captura todas as características qualitativas presentes na decomposição estrutural da equação (6). São encontradas evidências de que a queda no custo do capital das firmas explica parte do aumento nas taxas de crescimento do investimento após a liberalização. No entanto, o efeito da mudança no custo do capital ocorre, particularmente, através do efeito do choque comum, uma vez que o efeito de diversificação internacional do risco não se mostra significativo em nenhuma das variações da especificação de regressão. Este resultado sugere que o capital físico é alocado eficientemente entre os países, dada a liberalização, porém não se pode afirmar o mesmo com relação à alocação dentro do país, dado que não se pode verificar empiricamente que as empresas que tiveram maior redução em seu prêmio de risco tenham investido mais do que as outras firmas no período pós-abertura. Particularmente importante mostra-se o papel das reformas econômicas que ocorrem simultaneamente à abertura dos mercados de capitais, sendo responsáveis por significativas mudanças nas taxas de crescimento da lucratividade, que induzem maiores investimentos por parte das empresas.

Na seção seguinte, será desenvolvido um modelo empírico para se capturar as previsões do modelo teórico acima no caso da liberalização do mercado acionário brasileiro. O modelo será construído nos mesmos moldes da equação de regressão estimada por Chari e Henry (2006), com a diferença de que agora se trata de um painel de empresas de um único país e que a construção de algumas variáveis foi alterada. Nesta mesma seção serão apresentados os resultados das estimações, bem como a discussão dos mesmos.

### 3. Metodologia e Resultados Empíricos

A partir de uma amostra de 67 empresas brasileiras, não financeiras e não estatais, negociadas na BOVESPA (Bolsa de Valores de São Paulo), será estimada a seguinte regressão em painel que captura todas as características qualitativas da equação (6) acima:

$$\Delta \left( \frac{I}{K} \right)_{it} = \text{CONSTANTE} + \alpha_0 \Delta \text{RECEITA}_{it} + \alpha_1 \sum_{\tau=1}^3 \Delta \text{RECEITA}_{it+\tau} + \beta \text{DIFCOV}_i + \varepsilon_{it}, t \in \{[0], [1], [2], [3]\} \quad (7)$$



Como se trata de um estudo de evento,  $t$  representa o número de anos em relação à data de ocorrência da integração do mercado acionário doméstico.

A variável dependente  $\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_{it}$  é o desvio da taxa de crescimento do estoque de capital da firma  $i$  sediada no Brasil, no ano  $t$ , com relação à média pré-liberalização. Esta média é calculada a partir dos valores assumidos nos três anos imediatamente anteriores à integração. O intercepto, *CONSTANTE*, teoricamente, captura o efeito do choque comum ao custo do capital sobre as decisões de investimento da firma no período pós-liberalização.

A variável  $\Delta RECEITA_{it}$  corresponde ao desvio da taxa de crescimento da receita operacional líquida da firma  $i$  em  $t$  com relação à sua média pré-liberalização. Captura o efeito do crescimento anormal da lucratividade corrente, ou seja, do crescimento anormal do fluxo de caixa corrente, sobre o investimento. Para se levar em conta o efeito do crescimento anormal da lucratividade futura da empresa sobre suas decisões de investimento, usa-se a soma dos desvios da taxa de crescimento da receita até três períodos a frente. Por exemplo, se  $t=[+1]$ , então esta variável assume o valor do crescimento anormal acumulado nos anos  $[+2]$ ,  $[+3]$  e  $[+4]$ . Na teoria, com mercados de capitais perfeitos, apenas o fluxo de caixa futuro esperado deveria exercer influência sobre as decisões de investimento das firmas. Porém, existem evidências de que o fluxo de caixa corrente também exerce uma influência significativa (HUBBARD, 1998).

Por fim, a variável  $DIFCOV_i$ , diferença das covariâncias históricas entre os retornos das ações da empresa  $i$  e os retornos do índice do mercado doméstico e do índice mundial, respectivamente, diz respeito à capacidade de diversificação internacional do risco desta empresa, de modo que, quanto maior for o valor desta variável, maior será a queda no custo do capital da firma, dada a liberalização, e, conseqüentemente, maior será o impacto sobre suas decisões de investimento nos anos imediatamente após a abertura.

O procedimento de estimação da equação (7) requer dados referentes às taxas de crescimento do estoque de capital e dos fluxos de caixa das firmas brasileiras da amostra selecionada, bem como às cotações de suas ações e aos índices dos mercados de ações doméstico e global. Os dados relativos aos demonstrativos financeiros das empresas, assim como as cotações de suas ações e a série do índice do mercado de ações doméstico, o IBOVESPA (Índice da Bolsa de Valores de São Paulo), são obtidos a partir da base de dados *Economática*. Como o *MSCI World Total Return Index* é considerado o índice padrão do mercado mundial, é utilizado no cálculo das covariâncias históricas entre os retornos das ações das firmas e o retorno do mercado global. A série do *MSCI World Total Return Index* é obtida a partir da base de dados da *Bloomberg*.

Para se obter a variável  $\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_{it}$ , é construída, inicialmente, uma série da taxa de crescimento do estoque de capital de cada firma ao longo do período de  $t=[-3]$  a  $t=[+3]$ , como o logaritmo natural da razão do valor do ativo imobilizado líquido da empresa no ano  $t$  pelo seu valor no ano  $t-1$ . Os valores da série do ativo imobilizado líquido correspondem aos valores no exercício, no quarto trimestre do ano fiscal, em dólares norte-americanos. Para cada empresa da amostra, é calculada a média das taxas de crescimento ao longo dos três anos imediatamente anteriores ao ano da abertura e esta é subtraída dos valores das taxas de crescimento do seu estoque de capital de  $t=[0]$  a  $t=[+3]$ , obtendo-se a variável dependente.

A variável explicativa que representa o desvio da taxa de crescimento da lucratividade corrente é construída através de um procedimento similar. É criada uma série da taxa de crescimento da receita operacional líquida de cada firma, como o logaritmo natural da razão entre o valor desta receita em  $t$  pelo seu valor em  $t-1$ . Novamente, são utilizados os valores no exercício, no quarto trimestre do ano fiscal, em dólares norte-americanos. Em seguida, calcula-se a média dos valores desta série nos três anos anteriores à liberalização e a subtrai dos valores no período de  $t=[0]$  a  $t=[+3]$ , para se obter a variável  $\Delta RECEITA_{it}$ . Para se construir as medidas dos desvios das taxas de crescimento futuras, por sua vez,

somam-se os desvios das taxas de crescimento da receita operacional líquida até três períodos a frente.

$$\text{Por exemplo, } \sum_{\tau=1}^3 \Delta RECEITA_{i[t+1]+\tau} = \Delta RECEITA_{i[t+2]} + \Delta RECEITA_{i[t+3]} + \Delta RECEITA_{i[t+4]}.$$

Resta, ainda, descrever a construção de  $DIFCOV_i = Cov(R_i, R_M) - Cov(R_i, R_W)$ . Neste caso, é necessário obter os retornos anuais das ações de cada empresa da amostra para o período pré-liberalização, de 1986 a  $t=[-1]$ , além dos retornos anuais do IBOVESPA e do *MSCI World Total Return Index* para o mesmo período. Assim, a série dos retornos anuais das ações da firma  $i$  é dada por  $R_i = \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right)$ , em que  $P_{it}$  é o preço de fechamento das suas ações em dólares norte-americanos, ajustado por proventos, inclusive dividendos, no último dia de negociações do mercado doméstico, no ano  $t$ ;  $R_M = \ln\left(\frac{IBV_{it}}{IBV_{it-1}}\right)$  é a série de retornos anuais do IBOVESPA, em que  $IBV_{it}$  é o valor de fechamento do índice BOVESPA em dólares norte-americanos, ajustado por proventos, inclusive dividendos, no último dia de negociações do mercado, no ano  $t$ ; e, finalmente,  $R_W = \ln\left(\frac{WTRI_{it}}{WTRI_{it-1}}\right)$  é a série de retornos anuais do *MSCI World Total Return Index*, em que  $WTRI_{it}$  é o valor do índice da *Morgan Stanley* em dólares norte-americanos, ajustado por proventos, inclusive dividendos, no último dia de negociações dos mercados globais em  $t$ . São calculadas, então, as covariâncias históricas para cada firma da amostra e, após se efetuar a subtração das mesmas, tem-se a medida do potencial de diversificação internacional do risco de cada empresa.

Para se estimar o modelo empírico, é necessário, ainda, determinar a data da primeira liberalização e integração do mercado acionário doméstico ao mercado mundial. De acordo com Bekaert, Harvey e Lumsdaine (1998), é improvável que as datas de reformas do mercado de capitais correspondam à verdadeira data de integração deste mercado. Neste caso, ao invés de se ater apenas à análise das datas de mudanças regulatórias como *proxies* para as datas de abertura e integração do mercado de ações, o procedimento mais adequado é considerar, adicionalmente, datas de quebras estruturais endógenas no processo gerador dos dados de séries de tempo financeiras e econômicas que, teoricamente, sofrem os impactos da integração do mercado acionário, de modo a se contemplar as possibilidades de adiantamento ou atraso na integração do mercado relativamente às datas de implementação de medidas regulatórias.

Desta forma, para se estimar os efeitos da primeira liberalização do mercado de ações no Brasil sobre o crescimento econômico do país, serão consideradas datas de abertura exógenas, bem como datas determinadas endogenamente, de modo a se assegurar a maior confiabilidade dos resultados. Com relação às datas exógenas, foram selecionadas duas para a realização dos testes empíricos: maio de 1991<sup>5</sup>, data de abertura oficial, e janeiro de 1992<sup>6</sup>, data da introdução da primeira *ADR*. Poderia ser utilizada também a data de introdução do primeiro *country fund*, março de 1988, porém os dados da amostra de firmas considerada são insuficientes para garantir bons resultados da metodologia empregada. Já as datas endógenas são as mesmas de Bekaert *et al.* (1998), que analisam quebras estruturais em um conjunto de séries de tempo financeiras e econômicas de 20 economias emergentes: abril de 1990 e janeiro de 1993, significativas a um nível crítico de 1%.

Uma das previsões centrais do modelo teórico que fornece a base para as investigações empíricas desta seção é o aumento nos preços das ações das empresas negociadas publicamente no mercado doméstico, no ano da abertura e integração financeira deste, dada a queda no custo do capital. Calculando-se as mudanças nos preços de fechamento das ações, no último dia de negociações do mercado, nos anos de abertura ou potencial integração, com relação ao preço médio nos três anos anteriores, observa-se uma queda de 63,36% no preço das ações da firma média em  $t=[0]=1990$ , de 45,78% em 1991 e 20,25% em 1992, e um aumento de 59,49% no ano de 1993.

<sup>5</sup> Bekaert e Harvey (2000) e Kim e Singal (2000) também adotam maio de 1991 como a data oficial de liberalização do mercado de ações brasileiro.

<sup>6</sup> Bekaert, Harvey e Lumsdaine (1998).

Tais resultados classificariam apenas janeiro de 1993 como possível data de integração do mercado acionário brasileiro ao mercado global, sob a hipótese de que os preços das ações refletem os fundamentos das empresas, uma vez que, neste caso, a queda nos preços das ações no ano denominado  $t=[0]$  não condiz com a hipótese de queda no custo do capital. Como a taxa de crescimento média da receita operacional líquida das firmas, *proxy* da taxa de crescimento da lucratividade da firma média, encontra-se, em geral, acima da média anterior a  $t=[0]$ , em  $t=\{[+1],[+2]e[+3]\}$ , quando  $t=[0]=1990$ ,  $t=[0]=1991$  e  $t=[0]=1992$  (ver FIG. A.1 do APÊNDICE A em TÓFOLI, 2008), a queda no preço da ação da firma média nestes anos deve-se, então, ao aumento no custo do seu capital, implicando, neste caso, que não pode ter havido uma integração do mercado de ações brasileiro ao mercado mundial em nenhum destes anos, de acordo com as previsões do modelo teórico. Porém, é importante lembrar que os preços das ações podem desviar-se dos fundamentos (SHILLER, 1981). Neste caso, a integração financeira poderia ter ocorrido em qualquer uma das datas acima, mas os preços das ações não estariam refletindo a queda no custo do capital das empresas<sup>7</sup>.

No presente trabalho, a análise dos anos de 1990, 1991 e 1992 como datas de potencial integração resume-se às seguintes assertivas: se os preços das ações nestes anos refletem os fundamentos das firmas, as evidências empíricas indicam que a integração do mercado acionário brasileiro teria ocorrido, de fato, apenas no ano de 1993, apesar dos esforços de abertura anteriores. Se, por outro lado, os preços das ações não se moveram de acordo com os fundamentos das empresas nos três primeiros anos da década de 90, então também não se pode descartar a possibilidade de um processo de integração gradual ao longo deste início de década. Neste caso, é necessário que se determine uma nova estratégia de identificação da ocorrência de integração e dos seus efeitos sobre o crescimento econômico, uma vez que o mercado acionário não transmite informações sobre o comportamento do custo do capital neste período.

O aumento de 59,49% no preço das ações da firma média, em 1993, é acompanhado por um aumento da taxa média do retorno *ex-post* do capital<sup>8</sup> de -1,47% nos dois anos anteriores à data de potencial integração para uma média de 1,29% nos dois anos posteriores. Este resultado sugere que o aumento no preço das ações em 1993 pode realmente estar sinalizando uma queda no custo do capital da firma média e ter incentivado o investimento eficiente após a integração financeira do mercado.

Para se determinar rigorosamente se o aumento no preço das ações da firma média em  $t=[0]=1993$  é explicado pela mudança nos fundamentos desta empresa, dada a integração financeira ao mercado de capitais global, estima-se a seguinte regressão em *cross section*, adaptada a partir do modelo empírico de Chari e Henry (2004):

$$\Delta \text{PreçoAção}_i[0] = \text{CONSTANTE} + \gamma \text{DIFCOV}_i + \Delta \text{RECEITA}_i[0] + \Delta \text{RECEITA}_i[+1] + \Delta \text{RECEITA}_i[+2] + \Delta \text{RECEITA}_i[+3] + \varepsilon_i \quad (8)$$

A idéia é a mesma já discutida anteriormente, de que a mudança no preço das ações da empresa  $i$ , no ano da integração ao mercado mundial, é explicada pela queda no custo do seu capital, determinada por um choque comum mais o efeito da mudança no prêmio de risco pago, e pelo aumento na lucratividade futura da empresa, dadas as reformas econômicas contemporâneas.

A variável dependente denota a mudança no preço das ações da empresa  $i$ , no ano de integração, relativamente ao preço médio no período anterior. É construída como o logaritmo natural da razão entre o

<sup>7</sup> Tófoli (2008) encontra indícios de que os preços das ações nos anos de 1990, 1991 e 1992 desviam-se dos fundamentos das firmas, de forma que é possível que o processo de integração do mercado acionário brasileiro ao mercado global tenha ocorrido de forma gradual ao longo do início da década de 90. Entretanto, é necessário que se teste tal hipótese com maior rigor e, se esta for realmente verdadeira, que se desenvolva uma nova estratégia de identificação dos efeitos da liberalização, uma vez que o mercado de ações não desempenha a função de sinalizar as mudanças no custo do capital e na taxa de crescimento da lucratividade neste caso, ou seja, os preços das ações deixam de sinalizar as boas oportunidades de investimento.

<sup>8</sup> Para cada firma, o fluxo de retorno pelo estoque de capital é calculado como a razão entre seu lucro EBIT (*earnings before interest and taxes*) e o valor do ativo imobilizado líquido. A taxa de retorno *ex-post* do capital é obtida a partir da média dos valores destas razões para cada ano (TÓFOLI, 2008).

preço de fechamento das ações da firma  $i$ , em dólares norte-americanos, no último dia de negociações do mercado, no ano de 1993, pela média destes preços nos anos de 1990, 1991 e 1992.

O termo constante, teoricamente, captura o efeito do choque comum ao custo do capital sobre o preço das ações da firma, enquanto a diferença das covariâncias históricas mede o efeito da redução no prêmio de risco pago pela empresa. Ambas as variáveis dizem respeito ao efeito da mudança no custo do capital, dada a integração.

Finalmente, são adicionadas à equação, variáveis que capturam os efeitos dos desvios das taxas de crescimento da receita operacional líquida nos anos de 1993, 1994, 1995 e 1996,  $t=[0]$ ,  $t=[+1]$ ,  $t=[+2]$  e  $t=[+3]$ , respectivamente, com relação à média desta série no período pré-integração, como *proxy* para a mudança na lucratividade futura esperada. Os choques às taxas de crescimento futuras podem ser explicados pelas reformas econômicas que ocorreram ao longo do mesmo período de integração do mercado de ações doméstico e que estão resumidas no QUADRO 1 do APÊNDICE A.

Estimando-se a equação (8) para a amostra de empresas brasileiras selecionadas, obtém-se:

$$\Delta \text{PreçoAção}_i [0] = 1,094 - 0,0407 \text{DIFCOV}_i + 0,1207 \Delta \text{RECEITA}_i [0] - 0,1235 \Delta \text{RECEITA}_i [+1] + 0,4873 \Delta \text{RECEITA}_i [+2] + 0,1913 \Delta \text{RECEITA}_i [+3] \quad (9)$$

(0,2642)      (0,2791)      (0,3973)      (0,3166)  
(0,2412)      (0,4864)

Em que os valores entre parênteses correspondem aos desvios-padrões robustos à heterocedasticidade. Apenas o intercepto estimado é significativo ao nível crítico de 1% e o coeficiente estimado da variável de desvio da taxa de crescimento da receita operacional líquida em  $t=[+2]$  é significativo a 10%.

Este resultado sugere que o choque comum ao custo do capital da firma explica parte do aumento no preço das ações da empresa média no ano da integração do mercado acionário, mas este aumento não reflete o potencial de diversificação internacional do risco da empresa, como pode ser observado no GRAF. 1, abaixo, da variável de mudança no preço da ação da firma  $i$  em  $t=[0]$  contra a variável  $\text{DIFCOV}_i$ .

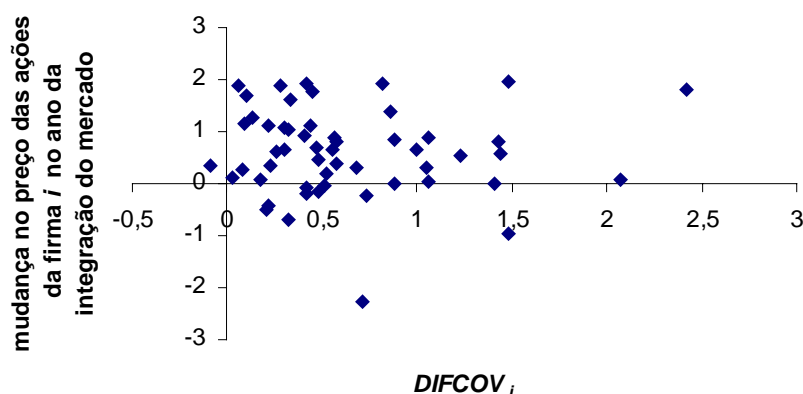


GRÁFICO 1 – Mudança no preço das ações da firma  $i$  no ano da integração do mercado acionário brasileiro contra o potencial de diversificação internacional do risco desta empresa.

Fonte: Dados retirados da *Economática*.

O aumento na taxa de crescimento da lucratividade futura também é responsável pelo aumento no preço das ações em  $t=[0]$ , embora seu efeito seja economicamente insignificante. Dado que o desvio médio das taxas de crescimento da receita operacional das empresas em  $t=[+2]$  é de 0,356%, o efeito do choque à taxa de lucratividade futura é de um aumento de cerca de 0,17% ( $0,4873 \times 0,00356$ ) no preço das ações da firma média no ano da integração.

Uma vez que as evidências empíricas indicam que o aumento no preço das ações no ano da integração do mercado acionário doméstico reflete a mudança nos fundamentos da firma, como previsto pelo modelo teórico, resta saber se as decisões de investimento das empresas respondem a este aumento nos preços das ações, mais especificamente, às mudanças nos fundamentos sinalizadas por este aumento, promovendo uma expansão do investimento eficiente no período após a integração. Isto levanta duas questões. A primeira é se é observado um aumento na taxa de investimento média das firmas da amostra após a integração, em resposta à queda no custo do capital e aumento na taxa de lucratividade futura. A segunda questão refere-se às diferenças nas decisões de investimento entre as firmas, de acordo com a forma como respondem à mudança em seus fundamentos, em particular, com a mudança em seus riscos sistemáticos, se a lucratividade não for alterada pela globalização.

O GRAF. 2 fornece uma resposta preliminar à questão temporal. Nele está plotado o desvio da taxa de crescimento média do estoque de capital das 67 firmas da amostra em relação à média destas taxas de crescimento em 1990, 1991 e 1992, em anos relativos à data de integração do mercado de ações brasileiro, para o período de  $t = [-3]$  a  $t = [+3]$ .

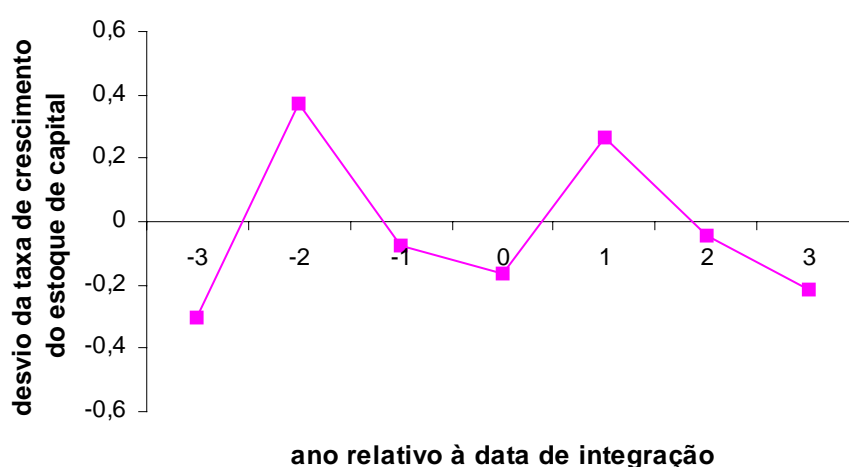


GRÁFICO 2 – Desvio da taxa de crescimento média do estoque de capital das 67 firmas da amostra em anos relativos à data de integração do mercado acionário doméstico.

Fonte: Dados retirados da *Economática*.

A taxa de crescimento média do estoque de capital aumentou 26,27% no primeiro ano após a integração, relativamente à média nos três anos imediatamente anteriores, e, em média, 10,79% ao ano nos dois anos posteriores a  $t = [0]$ .

Multiplicando-se o desvio da taxa de crescimento média do estoque de capital pela elasticidade do produto com relação ao capital, igual a 1/3, tem-se que o produto da firma média aumentou cerca de 8,75% no ano seguinte à integração, com relação à média nos três anos anteriores, e 3,59% ao ano nos dois anos seguintes a este evento.

A evidência temporal sugere que a integração foi seguida por um aumento na taxa de investimento média das empresas nos anos imediatamente posteriores a 1993 e que se tratou de investimento eficiente, dado o aumento na taxa de retorno *ex-post* do capital, visto no início da seção. Mas, para que as firmas invistam eficientemente, é necessário não apenas que elas tenham um bom julgamento intertemporal na tomada de suas decisões de investimento, mas que estas decisões também reflitam os sinais a respeito dos fundamentos das empresas, incorporados aos preços de suas ações.

Para se verificar se as mudanças nas taxas de investimento das firmas brasileiras negociadas publicamente no mercado de ações doméstico refletiram as mudanças em seus fundamentos, dada a integração, estima-se a equação (7) para a amostra de firmas selecionadas, obtendo-se:

$$\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = -0,1508 + 0,476 \Delta RECEITA_{it} + 0,005 \sum_{\tau=1}^3 \Delta RECEITA_{it+\tau} + 0,024 DIFCOV_i \quad (10)$$

(0,015)                      (0,029)                      (0,009)                      (0,018)

Em que apenas o termo de intercepto e o coeficiente estimado da variável do desvio da taxa de crescimento corrente da receita operacional líquida são estatisticamente significativos a 1%, enquanto os demais coeficientes estimados são não significativos nem mesmo ao nível crítico de 10%. Os termos entre parênteses correspondem aos desvios-padrões robustos à heterocedasticidade.

Assim, a mudança no investimento da firma média, no período imediatamente após a integração do mercado de ações doméstico, é explicada, em parte, pelos lucros correntes anormais, que podem estar associados à implementação de reformas econômicas contemporâneas a esta integração financeira. O governo do presidente Itamar Franco, que teve início em setembro de 1992, deu continuidade ao processo de privatizações do governo Collor. Além disto, o ano de 1993 foi marcado pelo anúncio do plano de estabilização de Fernando Henrique Cardoso, então Ministro da Fazenda, e pela finalização do acordo de renegociação da dívida externa brasileira, o *Brady Plan*<sup>9</sup> brasileiro. A estimativa das mudanças no crescimento da receita operacional líquida corrente indica que um desvio de 10% desta taxa em relação à sua média no período anterior à integração prevê que a taxa de crescimento do estoque de capital no período posterior à integração excederá a sua média no período anterior em 4,76%.

O coeficiente estimado da mudança na diversificação do risco, 0,024, é positivo, como previsto pela teoria, mas estatisticamente não significativo e de pouca importância econômica. Multiplicando-se este valor do coeficiente estimado pelo valor médio da capacidade de diversificação do risco das firmas, 0,0088, este cálculo mostra que o efeito anual médio da diversificação do risco sobre o crescimento do estoque de capital da firma típica é de 0,021%, que implica que o efeito sobre o crescimento do produto da firma é de 0,007% ao ano. Pode-se afirmar que tal resultado era esperado, uma vez que os preços das ações das firmas da amostra não contêm informações específicas da capacidade de diversificação do risco das empresas.

Teoricamente, o termo constante da regressão acima captura o efeito do choque comum sobre a mudança na taxa de crescimento do estoque de capital da firma, porém, na prática, pode estar capturando outros efeitos, como uma mudança de regime. Para se determinar o efeito do choque comum, adiciona-se a variável  $\Delta PreçoAção_i[0]$ , referente à mudança no preço das ações da firma  $i$  no ano da integração, ao conjunto de variáveis explicativas da equação (7). Como a mudança na lucratividade é representada pelas variáveis  $\Delta RECEITA_{it}$  e  $\sum_{\tau=1}^3 \Delta RECEITA_{it+\tau}$ , a variável  $\Delta PreçoAção_i[0]$  deve capturar o efeito da mudança no custo do capital sobre as decisões de investimento da empresa. Adicionalmente, como a diversificação internacional do risco não se mostrou estatisticamente significativa na explicação da mudança na taxa de investimento, a variável de mudança no preço das ações deve capturar apenas o efeito do choque comum. Neste caso, o termo constante deve permanecer estatisticamente significativo, se não estiver relacionado a este choque.

Reestimando-se a equação (7) com a incorporação da variável explicativa de mudança no preço das ações da empresa no ano da integração, tem-se:

$$\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = -0,165 + 0,475 \Delta RECEITA_{it} + 0,0068 \sum_{\tau=1}^3 \Delta RECEITA_{it+\tau} + 0,027 DIFCOV_i + 0,029 \Delta PreçoAção_i[0] \quad (11)$$

(0,016)                      (0,027)                      (0,009)                      (0,018)                      (0,011)

Em que apenas o termo constante e os coeficientes estimados das variáveis representativas do crescimento anormal do lucro corrente da firma  $i$  e da mudança no preço das ações no ano da integração são significativos ao nível crítico de 1%.

<sup>9</sup> Ver QUADRO 1 do APÊNDICE A, referente às reformas contemporâneas às datas de potencial integração.

A inclusão da variável de mudança nos preços das ações em  $t=[0]$  não altera a significância estatística do termo de intercepto, o que significa que este não captura o efeito do choque comum ao custo do capital. Na verdade, o efeito do choque comum é dado pelo coeficiente estimado da variável  $\Delta \text{PreçoAção}_i[0]$ , 0,029. Como o preço das ações da firma média aumentou em cerca de 59,49% no ano da integração, o efeito do choque comum sobre a taxa de investimento desta é de um aumento médio de 1,725% ao ano ( $0,029 \times 0,5949$ ) no período após a integração relativamente à média do período anterior.

Embora a queda na taxa de juros, dada a integração, sugira que tenha havido uma alocação eficiente de capitais mundiais para o Brasil, não se pode afirmar que o capital tenha sido alocado de forma eficiente entre as empresas brasileiras, uma vez que suas decisões de investimento falharam em responder à mudança em sua capacidade de diversificação internacional do risco. A condição de primeira ordem para o investimento, de acordo com o modelo teórico, não foi obedecida.

No entanto, estes resultados empíricos devem ser analisados com reservas. É possível, por exemplo, que a significância estatística do coeficiente referente ao efeito da diversificação do risco seja influenciada por erros de medida na variável  $DIFCOV_i$ . Os resultados da estimação da equação (7) permanecem robustos a diferentes especificações da variável  $DIFCOV_i$  em Tófoli (2008).

A falha em se encontrar uma relação entre as decisões de investimento da empresa e sua capacidade de diversificação do risco pode dever-se, também, ao fato de que é pouco provável que as empresas nos países emergentes aloquem seu capital físico de acordo com o *CAPM*, uma vez que existem poucas evidências a partir dos mercados desenvolvidos que sugerem que os retornos esperados das ações são determinados pela covariância entre os retornos das ações individuais e os retornos do índice do mercado local (FAMA; FRENCH, 2004). Ou, ainda, as empresas brasileiras podiam estar enfrentando restrições financeiras, que impediam que elas alocassem seu capital de acordo com o modelo neoclássico de investimento. Evidências empíricas sugerem, entretanto, que este não era o caso brasileiro (TÓFOLI, 2008), mesmo porque o volume de entrada de capitais no Brasil entre 1993 e 1996 foi bastante expressivo (GOLDFAJN; MINELLA, 2005).

Se o problema não for erro de medida, mas o fato das decisões de investimento das firmas serem realmente insensíveis ao risco, então, a evidência de sincronia nos movimentos dos preços das ações nos mercados emergentes, em Morck, Yeung e Yu (2000), pode estender-se para a sincronia nos investimentos das empresas brasileiras, sugerindo ter havido uma alocação ineficiente dos recursos provenientes da integração do mercado acionário doméstico no ano de 1993 entre os diferentes setores da economia.

#### 4. Considerações Finais

A análise dos dados das empresas brasileiras da amostra selecionada sugere diferentes naturezas possíveis para o processo de integração do mercado de ações brasileiro ao mercado global. Se os preços das ações nos anos de 1990, 1991 e 1992 refletiam os fundamentos das firmas, as evidências empíricas indicam que a integração do mercado acionário doméstico teria ocorrido, de fato, apenas no ano de 1993. No entanto, se os preços das ações não se moveram de acordo com os fundamentos das empresas nos três primeiros anos da década de 90, então também não se pode descartar a possibilidade de um processo de integração gradual ao longo deste início de década. Como o modelo teórico que serve de base para as investigações a respeito dos efeitos da liberalização do mercado acionário brasileiro pressupõe que os preços neste mercado não se afastam dos fundamentos das firmas, então é necessário, neste segundo caso, que se determine uma nova estratégia de identificação da ocorrência de integração e dos seus efeitos sobre o crescimento econômico que não seja por meio do mercado de ações doméstico.

As evidências de integração do mercado de ações brasileiro em janeiro de 1993 e de seu impacto sobre o investimento nos anos seguintes estão de acordo com a cronologia de mudanças regulatórias na conta de capital brasileira entre 1990 e 2004 e a análise dos fluxos de capitais para o Brasil encontradas em Goldfajn e Minella (2005). De acordo com este trabalho, somente a partir do ano de 1992 o Brasil passa a participar novamente dos fluxos de capitais internacionais, depois de quase uma década, de 1983 a 1991, recebendo apenas escassos recursos oriundos da renegociação da dívida. Os fluxos de capitais

iniciais foram dominados pelos investimentos em portfólio, embora, a partir da segunda metade da década de 90, o investimento direto estrangeiro tenha passado a desempenhar um papel importante. Estes fluxos foram usados basicamente para financiar os déficits em conta corrente, principalmente durante o ciclo de 1995 a 2002, destacando-se o fato de que a expansão do déficit em conta corrente de 1995 a 1997 representou um aumento no investimento e no consumo neste período (GOLDFAJN; MINELLA, 2005).

O aumento na taxa de crescimento do estoque de capital da firma típica negociada no mercado de ações doméstico, após a integração financeira em 1993, está de acordo com as previsões do modelo neoclássico. A queda no custo do capital, dada a integração, leva a um aumento de 1,725% ao ano na taxa de crescimento do investimento da firma, nos três anos após  $t=0$ , relativamente à taxa média nos anos de 1990, 1991 e 1992. Conseqüentemente, esta queda implica em um aumento de cerca de 0,575% na taxa de crescimento anual do produto da firma no mesmo período.

Embora as evidências indiquem eficiência na alocação temporal do capital físico após a integração em 1993, as mesmas não permitem concluir em favor da eficiência alocativa dos recursos entre as empresas, uma vez que as decisões de investimento destas não respondem à mudança no prêmio de risco pago, dada a integração. Esta descoberta de que as decisões de investimento das empresas não são sensíveis a mudanças específicas da firma no custo de seu capital abala a visão de Eficiência Alocativa da abertura da conta de capital.

É importante destacar, entretanto, que se o choque comum ao custo do capital domina o choque específico da firma, então, para se detectar a relação entre investimento e diversificação do risco da empresa, as mudanças nas covariâncias devem ser medidas precisamente. Como isto não ocorre, os resultados obtidos podem ser explicados pelo problema de erro de medida.

Embora possa afirmar-se que a metodologia desenvolvida por Chari e Henry (2006) consiste na estratégia de identificação mais adequada dos efeitos da abertura do mercado de ações doméstico de acordo com as previsões do modelo de crescimento neoclássico e que, portanto, trata-se da metodologia mais apropriada para o teste da validade empírica da visão de Eficiência Alocativa, esta metodologia apresenta limitações que se refletem nos resultados das investigações dos efeitos econômicos da abertura financeira nos países emergentes e, especificamente, no caso brasileiro investigado no presente trabalho. Entre suas maiores desvantagens, destaca-se a incapacidade de capturar os efeitos de possíveis integrações no caso em que os preços das ações não refletem os fundamentos das firmas e a análise do caso brasileiro foi comprometida por este fato: não se pode rejeitar a hipótese de ocorrência de um processo de integração gradual, com efeitos de crescimento maiores do que os encontrados. Além disto, como esta metodologia testa os efeitos da abertura do mercado acionário doméstico sobre o crescimento da economia por meio da acumulação de capital, ao adotá-la somente, deixa-se de explorar os efeitos da abertura de outros aspectos da conta de capital e outros canais de impacto da liberalização financeira sobre o crescimento econômico, como, por exemplo, o impacto da liberalização sobre o desenvolvimento financeiro do país (LEVINE, 2001), aumentando a eficiência na alocação dos recursos e a taxa de crescimento econômico.

Este artigo explora um aspecto importante da relação entre abertura da conta de capital e crescimento econômico, com base nas previsões do modelo de crescimento neoclássico, por meio da adoção da estratégia de identificação desenvolvida por Chari e Henry (2006), embora se reconheça que esta apresenta limitações e que existem outros aspectos da liberalização financeira que esta metodologia não explora. Torna-se necessário, portanto, aprofundar as pesquisas relacionadas a este tema, de modo a se obter resultados mais abrangentes e confiáveis a respeito dos efeitos da abertura da conta de capital, em particular, para a economia brasileira.

## Referências

BEKAERT, G.; HARVEY, C. R. Foreign Speculators and Emerging Equity Markets. *The Journal of Finance*, v. 55, n. 2, p. 565-613, 2000.

BEKAERT, G.; HARVEY, C. R.; LUMSDAINE, R. L. Dating the Integration of World Capital Markets. *NBER Working Paper*, n. 6724, 1998.



- BEKAERT, G.; HARVEY, C. R.; LUNDBLAD, C. Does Financial Liberalization Spur Growth? *Journal of Financial Economics*, v. 77, n. 1, p. 3-55, 2005.
- BHAGWATI, J. The Capital Myth. *Foreign Affairs*, v. 77, p. 7-12, 1998.
- BLANCHARD, O.; RHEE, C.; SUMMERS, L. The Stock Market, Profit, and Investment. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 108, n. 1, p. 115-136, 1993.
- CHARI, A.; HENRY, P. B. Risk Sharing and Asset Prices: Evidence from a Natural Experiment. *NBER Working Paper*, n. 8988, 2004.
- CHARI, A.; HENRY, P. B. Firm-Specific Information and the Efficiency of the Investment. *NBER Working Paper*, n. 12186, 2006.
- CLAESSENS, S.; RHEE, M. The Effect of Barriers to Equity Investment in Developing Countries. *The World Bank Policy Research Working Paper Series*, n. 1263, 1994.
- ERRUNZA, V. R.; MILLER, D. P. Market Segmentation and the Cost of Capital in International Equity Markets. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 35, n. 4, p. 577-600, 2000.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *Journal of Economic Perspectives*, v. 18, n. 3, p. 25-46, 2004.
- FISCHER, S. Globalization and Its Challenges. *The American Economic Review*, v. 93, n. 2, p. 1-30, 2003.
- FISCHER, S.; MERTON, R. C. Macroeconomics and Finance: The Role of the Stock Market. *NBER Working Paper*, n. 1291, 1984.
- GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. Capital Flows and Controls in Brazil: What Have We Learned? *NBER Working Paper*, n. 11640, 2005.
- HAYASHI, F. Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation. *Econometrica*, v. 50, n. 1, p. 213-224, 1982.
- HENRY, P. B. *Chronological Listing of Major Policy Events in Developing Countries*. Stanford University Graduate School of Business, 1999. Disponível em: <<https://faculty-gsb.stanford.edu/henry/Homepage/Homepage.htm>>. Acesso em: 18 dez. 2007.
- HENRY, P. B. Stock Market Liberalization, Economic Reform, and Emerging Market Equity Prices. *The Journal of Finance*, v. 55, n. 2, p. 529-564, 2000a.
- HENRY, P. B. Do Stock Market Liberalizations Cause Investment Booms? *Journal of Financial Economics*, v. 58, n.2, p. 301-334, 2000b.
- HENRY, P. B. H. Is Disinflation Good for the Stock Market? *Journal of Finance*, v. 57, p. 1617-1648, 2002.
- HENRY, P. B. Capital Account Liberalization: Theory, Evidence and Speculation. *NBER Working Paper*, n. 12698, 2006.

- HUBBARD, R. G. Capital Market Imperfections and Investment. *Journal of Economic Literature*, v. 36, p. 193-225, 1998.
- KIM, E. H.; SINGAL, V. Stock Markets Openings: Experience of Emerging Economies. *The Journal of Business*, v. 73, n. 1, p. 25-66, 2000.
- LEVINE, R. International Financial Liberalization and Economic Growth. *Review of International Economics*, v. 9, n. 4, p. 688-702, 2001.
- LI, K.; MORCK, R.; YANG, F.; YEUNG, B. Firm-Specific Variation and Openness in Emerging Markets. *Social Science Research Network*, William Davidson Institute Working Paper n. 623, 2004.
- MORCK, R.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. The Stock Market and Investment: Is the Market a Sideshow? *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 2, p. 157-215, 1990.
- MORCK, R.; YEUNG, B.; YU, W. The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements? *Journal of Financial Economics*, v. 58, p. 215-238, 2000.
- OBSTFELD, M. The Global Capital Market: Benefactor or Menace? *Journal of Economic Perspectives*, v. 12, n. 4, p. 9-30, 1998.
- RODRIG, D. Who Needs Capital Account Convertibility? *Princeton Essays in International Finance*, v. 207, p. 55-65, 1998.
- ROGOFF, K. International Institutions for Reducing Global Financial Instability. *Journal of Economic Perspectives*, v. 13, n. 4, p. 21-42, 1999.
- SHILLER, R. Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? *The American Economic Review*, v. 71, n. 3, p. 421-436, 1981.
- STIGLITZ, J. Capital Market Liberalization, Economic Growth, and Instability. *World Development*, v. 28, n. 6, p. 1075-1086, 2000.
- STULZ, R. M. Globalization of Equity Markets and the Cost of Capital. *New York Stock Exchange Working Paper*, p. 99-102, 1999.
- SUMMERS, L. International Financial Crises: Causes, Prevention, and Cures. *The American Economic Review*, v. 90, n. 2, p. 1-16, 2000.
- TOBIN, J. On the Efficiency of the Financial System. *Lloyds Bank Review*, 1982.
- TOBIN, J; BRAINARD, W. R. Asset Prices and the Cost of Capital. In: BALASSA, B.; NELSON, R. (eds.). *Economic Progress, Private Value, and Public Policy*, New York: North Holland, 1977.
- TÓFOLI, P. V. *Abertura da Conta de Capital e Crescimento Econômico nos Países Emergentes: Teorias, Evidências Empíricas e um Estudo do Caso Brasileiro*. 2008. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2008.
- WURGLER, J. Financial Markets and the Allocation of Capital. *Journal of Financial Economics*, v. 58, n.1,p.187-214,2000.

**APÊNDICE A – Reformas Econômicas e Eventos Políticos Contemporâneos às Datas de Potencial Integração Financeira do Mercado  
Acionário Brasileiro ao Mercado Global**

QUADRO 1

Reformas econômicas e eventos políticos de destaque contemporâneos às datas de potencial integração do mercado acionário brasileiro ao mercado mundial. As datas das reformas e eventos são apresentadas em termos de anos em relação à potencial data de integração,  $T^*$ .

(Continua)

DATAS DE POTENCIAL INTEGRAÇÃO FINANCEIRA, $T^* = [0]$	REFORMAS ECONÔMICAS E EVENTOS POLÍTICOS				
	$T^* - 12$	$T^* - 10$	$T^* - 8$	$T^* - 6$	$T^* - 4$
Abril de 1990	Retomam-se as conversas com o FMI	..	..	..	..
Maio de 1991	..	Programa de privatização em massa do governo Collor	..	..	Plano Collor II
Janeiro de 1992	Plano Collor II	..	..	..	Quatro privatizações de sucesso (valor total de \$276 milhões)
Janeiro de 1993	..	..	Seis privatizações de sucesso (valor total de \$6 bilhões)	Concluído o plano de redução da dívida brasileira, <i>Brady Plan</i>	<i>Impeachment</i> do presidente Collor

Fonte: Henry (1999).

## QUADRO 1

Reformas econômicas e eventos políticos de destaque contemporâneos às datas de potencial integração do mercado acionário brasileiro ao mercado mundial. As datas das reformas e eventos são apresentadas em termos de anos em relação à potencial data de integração, T\*.

(Conclusão)

DATAS DE POTENCIAL INTEGRAÇÃO FINANCEIRA	REFORMAS ECONÔMICAS E EVENTOS POLÍTICOS								
	T*	T* + 3	T* + 4	T* + 5	T* + 6	T* + 7	T* + 8	T* + 9	T* + 12
Abril de 1990	Plano Collor I e abertura comercial.	Programa de privatização em massa	..	..	..	..	..	..	..
Maio de 1991	..	..	Quatro privatizações de sucesso (valor total de \$276 milhões)	..	..	..	..	..	..
Janeiro de 1992	..	..	Seis privatizações de sucesso (valor total de \$6 bilhões)	..	Brasil conclui <i>Brady Plan</i> com seus credores	..	<i>Impeachment</i> do presidente Collor	..	..
Janeiro de 1993	..	..	..	Anunciado o plano de estabilização de Fernando H. Cardoso	Brasil retoma negociações com o FMI	Mais duas companhias de aço privatizadas	..	..	Petroquímica privatizada (valor de \$271,5 milhões)

Fonte: Henry (1999).