

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

PAULA VIRGÍNIA TÓFOLI

**ABERTURA DA CONTA DE CAPITAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS
PAÍSES EMERGENTES: TEORIAS, EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS E UM ESTUDO DO
CASO BRASILEIRO**

Porto Alegre

2008

PAULA VIRGÍNIA TÓFOLI

**ABERTURA DA CONTA DE CAPITAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS
PAÍSES EMERGENTES: TEORIAS, EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS E UM ESTUDO DO
CASO BRASILEIRO**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia com ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht
Co-orientador: Prof. Dr. Eduardo Pontual Ribeiro

Porto Alegre

2008

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)
Responsável: Biblioteca Gládis W. do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas da
UFRGS

T644a

Tófoli, Paula Virgínia

Abertura da conta de capital e crescimento econômico nos países emergentes : teorias, evidências empíricas e um estudo do caso brasileiro / Paula Virgínia Tófoli. – Porto Alegre, 2008.

136 f.

Orientador: Ronald Otto Hillbrecht ; co-orientador: Eduardo Pontual Ribeiro.

Ênfase em Economia Aplicada.

Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2008.

1. Crescimento econômico: Brasil. 2. Crescimento econômico : Países em desenvolvimento. 3. Mercado de ações : Liberalização : Brasil. I. Hillbrecht, Ronald Otto. II. Ribeiro, Eduardo Pontual. III. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Faculdade de Ciências Econômicas. Programa de Pós-Graduação em Economia. IV. Título.

CDU 339.727

PAULA VIRGÍNIA TÓFOLI

**ABERTURA DA CONTA DE CAPITAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS
PAÍSES EMERGENTES: TEORIAS, EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS E UM ESTUDO DO
CASO BRASILEIRO**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia com ênfase em Economia Aplicada.

Aprovada em: Porto Alegre, _____ de _____ de 2008.

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

UFRGS

Prof. Dr. Roberto Meurer

UFSC

Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Júnior

UFRGS

Aos meus amados pais e irmãs

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus, acima de tudo, por ter conduzido-me até aqui e por todos aqueles que Ele colocou em meu caminho. Aos meus pais, por todo o amor e dedicação de uma vida. Às minhas irmãs, companheiras e tão amadas. Ao meu namorado, pelo cuidado, compreensão e amor dispensados. Aos meus amigos, próximos ou tão distantes, espero poder agradecê-los com um forte abraço e me desculpar sinceramente, pois estive sempre tão ausente. Ao meu orientador, pelo apoio nesta fase de amadurecimento como acadêmica. Ao meu co-orientador, pela dedicação imensa. Aos professores do PPGE-UFRGS, pela competência, e à secretaria deste Centro, pela eficiência. À CAPES (Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior) pelo apoio financeiro. Enfim, a todos aqueles que tiveram participação direta ou indireta na elaboração deste trabalho, meus sinceros agradecimentos!

RESUMO

A maioria dos trabalhos sobre o impacto macroeconômico da abertura da conta de capital não encontra nenhum efeito da liberalização sobre as variáveis reais. No entanto, uma leitura cuidadosa desta literatura revela que a maioria destes estudos não trata realmente da teoria que se propõe a testar. Aqueles 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. A maior parte dos artigos que não encontram efeitos da liberalização sobre as variáveis reais não testa estas previsões. Uma ramificação pequena, mas crescente, desta literatura sobre a relação entre liberalização da conta de capital e crescimento econômico, que leva em conta a natureza temporal das previsões do modelo neoclássico (os artigos que adotam o chamado enfoque do experimento de política), encontra evidências de que a abertura da conta de capital em um país emergente gera efeitos significativos sobre o investimento e crescimento econômico. A desagregação dos dados, ou seja, a aplicação do enfoque do experimento de política a dados de firmas, fornece uma ligação mais forte com a teoria e graus de liberdade suficientes para se adotar uma nova estratégia de identificação que permite testar a eficiência na alocação dos recursos dentro do país em desenvolvimento que abriu sua conta de capital. O objetivo desta dissertação é tratar das teorias e evidências do impacto da liberalização da conta de capital nos países emergentes sobre o crescimento de suas economias, analisando-se as metodologias empíricas existentes aplicadas no teste desta relação, enfatizando as teorias que dão suporte a seus testes empíricos, bem como suas principais descobertas. Os efeitos da abertura da conta de capital no Brasil, na década de 90, serão analisados, utilizando-se uma estratégia de identificação recente a partir de dados de firmas, para se checar a validade empírica das previsões do modelo de crescimento neoclássico nesta situação.

Palavras-chaves: Abertura da conta de capital; Crescimento econômico; Modelo de crescimento neoclássico; Enfoque do experimento de política; Eficiência alocativa; Diversificação do risco.

ABSTRACT

Most writings on the macroeconomic impact of capital account openness find no effects of liberalization on real variables. However, a critical reading of this literature reveals that most of these studies do not really address the theory they set out to test. Those 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. The lion's share of papers that find no effect of liberalization on real variables do not test these predictions. A small but growing branch of this literature on the relationship between capital account liberalization and economic growth that takes the time series nature of the neoclassical model's predictions seriously (papers that adopt the policy-experiment approach) find that opening the capital account within an emerging country generates significant effects on investment and economic growth. Disaggregating the data, that is to say, applying the policy-experiment approach to firm-level data, provides a tighter link to the theory than aggregate data and enough degrees of freedom to adopt a new identification strategy that allows of the test on the efficiency of capital allocation within the developing country that opened its capital account. The objective of this dissertation is to address the theories and evidences of the impact of capital account liberalization in emerging countries on their economic growth, analyzing the existing empirical methodologies applied to test this relationship, emphasizing the theories that support their empirical tests as well as their main findings. The effects of capital account opening in Brazil, in the 90's, will be analyzed, using the recent firm-level data identification strategy, to check the empirical validity of the neoclassical growth model's predictions in this situation.

Key words: Capital account openness; Economic growth; Neoclassical growth model; Policy-experiment approach; Allocative efficiency; Risk diversification.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	9
2 POLÍTICAS DE LIBERALIZAÇÃO DA CONTA DE CAPITAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO: TEORIAS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS.....	13
2.1 PREVISÕES DO MODELO DE CRESCIMENTO NEOCLÁSSICO SOBRE O IMPACTO DA ABERTURA DA CONTA DE CAPITAL.....	15
2.2 O ENFOQUE AO IMPACTO DA ABERTURA DA CONTA DE CAPITAL COM O USO DE DADOS EM <i>CROSS SECTION</i>	18
2.3 O ENFOQUE DO EXPERIMENTO DE POLÍTICA AO IMPACTO DA LIBERALIZAÇÃO DA CONTA DE CAPITAL.....	24
2.3.1 Previsão Teórica e Evidências Empíricas do Impacto da Liberalização sobre o Custo do Capital.....	27
2.3.2 Previsão Teórica e Evidências Empíricas do Impacto da Liberalização sobre as Taxas de Crescimento do Estoque de Capital e do PIB per Capita.....	35
2.3.3 Vantagens e Falhas do Enfoque do Experimento de Política.....	45
2.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	50
3 O ENFOQUE DO EXPERIMENTO DE POLÍTICA APLICADO A DADOS DE FIRMAS E A ANÁLISE DA EFICIÊNCIA ALOCATIVA DOS RECURSOS DA LIBERALIZAÇÃO.....	52
3.1 INVESTIMENTO E MERCADO ACIONÁRIO.....	55
3.2 PREVISÕES ACERCA DO IMPACTO DA LIBERALIZAÇÃO DO MERCADO ACIONÁRIO SOBRE O CUSTO DO CAPITAL E AS DECISÕES DE INVESTIMENTO DAS FIRMAS.....	62
3.3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DO IMPACTO DA LIBERALIZAÇÃO SOBRE O CUSTO DO CAPITAL DA FIRMA.....	70
3.4 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DO IMPACTO DA LIBERALIZAÇÃO SOBRE AS DECISÕES DE INVESTIMENTO DAS FIRMAS.....	77
3.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	83
4 O EFEITO DA POLÍTICA DE ABERTURA DA CONTA DE CAPITAL BRASILEIRA SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO DO PAÍS.....	84
4.1 METODOLOGIA EMPÍRICA.....	86
4.2 RESULTADOS EMPÍRICOS.....	92

4.2.1 A Integração do Mercado de Ações Brasileiro ao Mercado Global em 1993 e o Impacto sobre o Crescimento da Economia.....	94
4.2.2 Evidências a respeito das Decisões de Investimento das Firms e a Possibilidade de Integração do Mercado de Ações Doméstico ao Mercado Global em 1990, 1991 e 1992.....	101
4.3 DISCUSSÃO E INTERPRETAÇÃO DOS RESULTADOS EMPÍRICOS.....	106
4.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	111
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	113
REFERÊNCIAS.....	118
APÊNDICE A – Gráficos do Crescimento da Lucratividade.....	128
APÊNDICE B – Reformas Econômicas e Eventos Políticos Contemporâneos às Datas de Potencial Integração do Mercado Acionário Brasileiro ao Mercado Global.....	130
ANEXO A – Modelo de Investimento com Custos de Ajustamento: a Teoria q.....	132

1 INTRODUÇÃO

Ao longo dos últimos vinte anos, vários países emergentes passaram a permitir que investidores estrangeiros comprassem ações em seus mercados domésticos pela primeira vez, como parte de suas políticas de abertura da conta de capital.

“*Who needs capital account convertibility?*”¹ é o título provocativo do trabalho de Rodrik (1998), no qual o autor conclui, com base em evidências empíricas, que os benefícios de uma conta de capital aberta não são aparentes, mas que os custos são evidentes na forma de crises recorrentes nos mercados em desenvolvimento. Entretanto, sua opinião sobre a abertura dos mercados de capitais emergentes não é unânime. Rogoff (1999) faz a seguinte afirmação: “O comércio internacional de ativos não apenas aumenta a diversificação do risco como também leva a uma alocação mais eficiente do investimento e a trajetórias de crescimento potencialmente mais elevadas”.

Os trabalhos relacionados à liberalização da conta de capital nos países em desenvolvimento, de modo geral, expressam duas visões. A primeira afirma, com base no modelo de crescimento neoclássico², que a liberalização da conta de capital facilita uma alocação internacional mais eficiente dos recursos e tem um impacto positivo sobre a trajetória de crescimento da economia emergente, pobre em capital. A visão alternativa à de Eficiência Alocativa argumenta que as previsões do modelo neoclássico afastam-se da realidade das políticas da conta de capital e que as liberalizações geram apenas fluxos de capitais especulativos.

A maior parte desta literatura não encontra uma relação entre abertura e crescimento econômico. Mas, ao mesmo tempo, estes artigos 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.

¹ “Quem precisa de conversibilidade da conta de capital?”.

² “Neoclássico”, neste caso, como em Henry (2006), é empregado como uma terminologia do *Mainstream*.

O modelo neoclássico prevê que a abertura da conta de capital de um país pobre em capital leva ao aumento temporário nas taxas de crescimento do seu investimento e PIB per capita. Estes aumentos temporários no crescimento implicam em um aumento permanente no nível do PIB per capita e, portanto, no padrão de vida do país. A acumulação de capital, que está sujeita a retornos marginais decrescentes, é o único canal através do qual a abertura da conta de capital afeta o crescimento, de acordo com esta teoria, de modo que os testes de efeitos de crescimento permanentes não fazem sentido.

Um novo enfoque no estudo dos efeitos da liberalização da conta de capital permite que se testem as previsões do modelo neoclássico. O chamado enfoque do experimento de política testa se as taxas de crescimento do estoque de capital e do PIB per capita do país que adotou a política de abertura apresentam um aumento logo após a liberalização do seu mercado de ações, retornando, em seguida, a seus valores anteriores. Este enfoque não trata da abertura total da conta de capital, mas de apenas um aspecto desta, para evitar erros de medida.

O número de artigos pertencentes a esta literatura recente ainda é bem menor do que o número de trabalhos empíricos com dados em *cross section*, mas as evidências que dão suporte à visão que sustenta um efeito de crescimento para a abertura da conta de capital das economias emergentes são maiores nos trabalhos que adotam o primeiro enfoque.

Embora os trabalhos do enfoque do experimento de política confirmem os efeitos reais da liberalização da conta de capital sobre a economia, suas descobertas ainda merecem uma análise mais cuidadosa. As magnitudes dos efeitos sobre o custo do capital e as taxas de crescimento do investimento e do PIB per capita encontradas pelos artigos deste enfoque, em geral, não estão de acordo com as magnitudes previstas pelo modelo neoclássico. A dúvida que surge neste ponto é se os mecanismos de transmissão enfatizados pela teoria determinam, de fato, os resultados ou se existiriam outras forças influenciando as mudanças na trajetória econômica.

Os dados agregados não apresentam graus de liberdade suficientes para que se esclareça tal dúvida. Por isso, tem-se recorrido, recentemente, à aplicação do enfoque do experimento de política a dados de empresas, para se resolver esta e outras questões importantes.

O uso de dados de firmas permite separar os efeitos de crescimento da abertura da conta de capital dos efeitos de outras reformas econômicas contemporâneas, tornando mais críveis suas magnitudes estimadas, além de tratar da questão de eficiência na alocação dos recursos não apenas entre os países, mas também dentro do país que adotou a política de

liberalização. A alocação eficiente dos recursos entre os setores da economia possibilita que, dada a diversificação internacional do risco, o país obtenha mais vantagens do comércio internacional de bens e serviços e adote tecnologias mais produtivas, *a lá* Obstfeld (1994), expandindo o crescimento da sua economia. A verificação da validade empírica das previsões do modelo neoclássico no contexto de firmas também é importante para se testar a robustez da visão de Eficiência Alocativa.

Uma nova estratégia de identificação dos efeitos da abertura é desenvolvida por Chari e Henry (2006) a partir do mecanismo do q de Tobin e testada através da aplicação do enfoque do experimento de política a dados de firmas. A idéia central é que a mudança nos preços das ações que ocorre com a liberalização do mercado acionário do país contém sinais sobre a mudança nos fundamentos específicos das empresas, dada a liberalização, como o custo do seu capital, afetado diretamente pela abertura, e o fluxo de caixa futuro, afetado por outras reformas econômicas contemporâneas. Se os recursos forem alocados de forma eficiente dentro do país, então as decisões de investimento das firmas devem responder a estes sinais contidos nos preços das ações.

O objetivo do presente trabalho é tratar das teorias e evidências empíricas acerca da relação entre abertura da conta de capital e crescimento econômico nos países emergentes. Para tal, serão apresentados os principais enfoques aplicados no estudo empírico desta relação, as teorias que dão suporte a seus testes, os resultados de alguns trabalhos de destaque, além de suas vantagens e falhas no tratamento desta questão. Após realizada a revisão da literatura pertinente, será determinado o enfoque mais apropriado para o teste da validade empírica da visão de Eficiência Alocativa e este será empregado no estudo do caso da abertura da conta de capital brasileira.

Este trabalho está organizado em três capítulos, além desta introdução e da conclusão. No primeiro capítulo, serão apresentados os dois principais enfoques utilizados na investigação empírica dos efeitos da abertura da conta de capital sobre o crescimento econômico, baseados na análise de dados agregados, destacando-se as teorias que servem de base para seus testes empíricos, suas falhas e vantagens no tratamento da relação entre abertura e crescimento, bem como os resultados de alguns trabalhos de cada literatura. No capítulo seguinte, tratar-se-á da reformulação da base teórica para a aplicação do enfoque do experimento de política a dados de empresas, dos resultados de trabalhos que utilizam este método na investigação do impacto da liberalização sobre o crescimento econômico e de suas vantagens relativamente aos enfoques que fazem uso de dados agregados no teste da validade empírica da visão de Eficiência Alocativa. Finalmente, no terceiro capítulo, o modelo

empírico desenvolvido em Chari e Henry (2006) será adaptado para se testar os efeitos da abertura da conta de capital brasileira, de acordo com as previsões do modelo neoclássico, em um contexto de firmas.

2 POLÍTICAS DE LIBERALIZAÇÃO DA CONTA DE CAPITAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO: TEORIAS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

No final da década de 80 e início dos anos 90, dezenas de países em desenvolvimento implementaram alguma forma de liberalização da sua conta de capital. A abertura da conta de capital é uma decisão política tomada pelo governo de um país de se passar de um regime de conta de capital fechada, em que o capital não pode se mover livremente para dentro ou para fora do país, para um regime aberto, de livre mobilidade do capital em qualquer direção (HENRY, 2006).

Existem duas visões com relação à liberalização 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 para fazer previsões com relação ao impacto da liberalização da conta de capital sobre as variáveis reais da economia. Com a abertura, os recursos fluem 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, 1998, 2003; GOLDFAJN; MINELLA, 2005; 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, 1999, 2000).

Desde a publicação de Rodrik (1998), que foi um dos primeiros trabalhos empíricos a dar suporte à segunda visão descrita acima, vários outros trabalhos apresentaram evidências de que a abertura da conta de capital não tem qualquer impacto sobre o lado real das economias. Eichengreen (2001) conclui que a literatura sobre a liberalização da conta de capital encontra, no máximo, evidências ambíguas com relação a seu efeito sobre as variáveis

reais. Edison, Klein, Ricci e Słó k (2004) encontram um efeito positivo da liberalização sobre o crescimento em apenas três entre dez estudos selecionados.

Uma análise mais cuidadosa destes trabalhos, no entanto, mostra que estes não testam a validade empírica das previsões do modelo de crescimento neoclássico (HENRY, 2006). Como, em sua maioria, realizam regressões a partir de dados em *cross section* para analisar a correlação entre abertura da conta de capital e crescimento econômico, estes trabalhos testam, na verdade, se a abertura da conta de capital tem efeitos permanentes sobre as taxas de crescimento de longo prazo dos países, o que não corresponde às previsões do modelo que sustenta a visão de Eficiência Alocativa. Prasad, Rogoff, Wei e Kose (2003) destacam quatorze estudos sobre liberalização da conta de capital e crescimento, dos quais doze realizam regressões usando apenas dados em *cross section*. Os números correspondentes de outras pesquisas são nove entre dez no trabalho de Edison, Klein, Ricci e Słó k (2004) e onze entre doze na pesquisa de Calderon, Loayza e Schmidt-Hebbel (2004). A maioria destes estudos não encontra nenhuma correlação entre liberalização da conta de capital e crescimento econômico. A busca de um efeito permanente da liberalização sobre o crescimento caracteriza uma das razões pelas quais tais estudos falham em encontrar uma relação significativa entre a abertura da conta de capital e variáveis reais da economia.

Recentemente, adaptou-se a prática de estudos de eventos em Finanças 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. Compara o desempenho das variáveis reais de interesse no período imediatamente anterior à data da abertura ao seu desempenho no período pós-liberalização, para determinar se a previsão de aumento temporário nestas variáveis é confirmada. 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*.

O objetivo deste capítulo é tratar das teorias e evidências empíricas a respeito do impacto da abertura da conta de capital sobre o crescimento econômico, apresentando os dois principais enfoques aplicados nos estudos empíricos desta relação, os resultados de alguns dos trabalhos pertencentes a estas literaturas e as vantagens e falhas de cada metodologia, destacando-se que o enfoque do experimento de política permite que se testem as previsões do modelo de crescimento neoclássico acerca da relação entre abertura e crescimento, ao contrário dos estudos que testam esta relação através do uso de dados puramente em *cross*

section, o que implica que, na realidade, este último enfoque não testa a validade empírica da visão de Eficiência Alocativa.

A seguir, serão apresentadas as previsões do modelo de crescimento neoclássico sobre o impacto da liberalização da conta de capital em um país em desenvolvimento. Esta estrutura será utilizada para mostrar, em uma próxima seção, por que as análises da abertura da conta de capital baseadas em dados puramente em *cross section* não encontram nenhum efeito da abertura sobre as variáveis reais, investimento e crescimento do produto. Será realizada, ainda, uma revisão da literatura que usa esta metodologia para tratar dos efeitos macroeconômicos da abertura da conta de capital, buscando-se interpretar seus resultados e destacando-se as principais falhas deste enfoque ao estudo da liberalização. Em seguida, será apresentado o enfoque do experimento de política, as evidências empíricas encontradas pelos trabalhos desta literatura, bem como suas vantagens relativas ao enfoque anterior e as falhas e pontos deixados em aberto por esta metodologia. Finalmente, serão feitas as considerações finais a respeito das vantagens e limitações de cada enfoque e sobre os novos avanços nesta literatura, que serão abordados no próximo capítulo.

2.1 PREVISÕES DO MODELO DE CRESCIMENTO NEOCLÁSSICO SOBRE O IMPACTO DA ABERTURA DA CONTA DE CAPITAL

Assumindo-se que a função de produção da economia é uma função do tipo Cobb-Douglas, homogênea de grau um nos fatores capital e trabalho e com progresso tecnológico ampliador do trabalho:

$$Y = F(K, AL) = K^\alpha (AL)^{1-\alpha} \quad (1)$$

E denotando-se por k a quantidade de capital por unidade de trabalho efetivo, K/AL , e por y a quantidade de produto por unidade de trabalho efetivo, Y/AL , pode-se reescrever (1) da seguinte forma:

$$y = f(k) = k^\alpha \quad (2)$$

Seja s a fração da renda nacional que é poupada a cada período, δ a taxa de depreciação do capital agregado, n a taxa de crescimento da força de trabalho e g a taxa de

crescimento da produtividade total do fator, a evolução do capital por unidade de trabalho efetivo é dada por:

$$\dot{k}(t) = sf(k(t)) - (n + g + \delta)k(t) \quad (3)$$

Quando $\dot{k}(t) = 0$, a economia encontra-se no *steady state* e a razão do capital por unidade de trabalho efetivo está constante. Por outro lado, o nível de capital agregado, K , no *steady state*, está crescendo a uma taxa $(n+g)$ e o produto por trabalhador, a uma taxa g .

A condição de equilíbrio para o investimento antes da liberalização da conta de capital, no contexto do modelo neoclássico determinístico, é dada por:

$$f'(k_{ss}) = r_k = r + \delta \quad (4)$$

Em que r_k é a taxa de aluguel do capital, k_{ss} corresponde ao nível de capital por unidade de trabalho efetivo no *steady state* e r é a taxa de juros doméstica. A condição ótima para o investimento determina que o país deve investir até o ponto em que o produto marginal de seu capital no nível de *steady state* iguale-se à taxa de aluguel do capital³.

Como o capital por unidade de trabalho efetivo é mais abundante a nível mundial do que no país em desenvolvimento, assume-se que $r > r^*$, em que r^* é a taxa de juros internacional. Costuma-se assumir, ainda, que o país em desenvolvimento é pequeno, de tal forma que ele é um tomador de preços no mercado de capitais mundial. Sob estas hipóteses, quando o país em desenvolvimento liberaliza sua conta de capital, o capital flui para este país, de modo a explorar a diferença entre a taxa doméstica de retorno do capital e a taxa de juros internacional. A razão do capital por trabalho efetivo aumenta imediatamente para o seu nível de *steady state* pós-liberalização, de k_{ss} para k_{ss}^* . O nível ótimo de investimento após a abertura da conta de capital é determinado, então, pela seguinte condição de equilíbrio:

$$f'(k_{ss}^*) = r^* + \delta \quad (5)$$

³ A taxa de retorno do capital corresponde à taxa de aluguel, r_k , mais quaisquer ganhos de capital menos a depreciação, tudo expresso em relação ao preço do capital:

$$\text{taxa de retorno} = r_k + \left(\frac{dp_k}{dt} \right) - \frac{\delta p_k}{p_k} \cdot \text{Considerando-se um modelo de um único bem, } p_k = 1 \text{ e } r_k = \text{taxa de retorno} + \delta \text{ (BLANCHARD; FISCHER, 1993).}$$

O nível de capital por unidade de trabalho efetivo aumenta até o ponto em que o produto marginal do capital no nível de *steady state* iguala-se ao novo custo do capital.

A dinâmica de transição de um nível de *steady state* para outro, no entanto, deve compreender um período durante o qual o estoque de capital cresce mais rápido do que crescia antes da liberalização e mais rápido do que crescerá depois. Ocorre, portanto, um aumento temporário na taxa de crescimento do capital, que passa a crescer a uma taxa maior do que $(n + g)$. Como a taxa de crescimento do produto por trabalhador é dada pela fórmula

$$\gamma_{\frac{Y}{L}} = \alpha \frac{\dot{k}}{k} + g \quad \text{e o capital cresce, temporariamente, a uma taxa maior do que } (n+g),$$

implicando que, durante este mesmo período, $\frac{\dot{k}}{k}$ deve ser maior do que zero, a taxa de crescimento do produto por trabalhador também deve aumentar temporariamente, após a liberalização.

Assim, o que o modelo de crescimento neoclássico prevê é que a liberalização da conta de capital de um país que tem capital escasso aumentará temporariamente a taxa de crescimento de seu capital, o investimento e a taxa de crescimento de seu PIB per capita. As mudanças permanentes ocorrem no custo do capital, que se reduz, e no nível do PIB per capita, que passa para um patamar mais elevado. Desta forma, os trabalhos empíricos que tratam do impacto real das liberalizações das contas de capital devem testar a ocorrência de um aumento temporário nas taxas de crescimento do PIB per capita e do capital ou um aumento permanente no nível do PIB per capita.

O aumento permanente na taxa de crescimento do PIB per capita, no contexto do modelo neoclássico, ocorre apenas quando há um aumento na taxa de produtividade total do fator. Como o impacto da abertura da conta de capital se dá através da acumulação de capital, não tendo qualquer efeito direto sobre esta taxa, não existe um embasamento teórico para os testes de efeitos permanentes da liberalização sobre as taxas de crescimento⁴, como são realizados pelos estudos empíricos que fazem uso de dados puramente em *cross section*.

Na seção seguinte, será apresentada a estrutura geral dos trabalhos empíricos com dados em *cross section*, evidenciando-se sua incapacidade de captar os efeitos econômicos da liberalização da conta de capital, de acordo com o modelo neoclássico. Serão apresentados alguns trabalhos importantes dentro desta literatura, destacando-se as tentativas de melhorias

⁴ Na seção 2.3.3, serão discutidas algumas circunstâncias nas quais a liberalização pode ser acompanhada por um aumento na taxa de crescimento da produtividade total do fator.

no modelo empírico para se captar o impacto da abertura sobre o crescimento econômico. Conclui-se a seção com a descrição das principais falhas desta metodologia.

2.2 O ENFOQUE AO IMPACTO DA ABERTURA DA CONTA DE CAPITAL COM O USO DE DADOS EM *CROSS SECTION*

Os estudos típicos deste enfoque estimam a seguinte regressão ou uma variante da mesma:

$$CRESCIMENTO_i = \alpha + \beta ABERTURA_i + CONTROLES_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

Em que $CRESCIMENTO_i$ é a taxa de crescimento média do PIB real per capita no país i , durante o período considerado no estudo, e $CONTROLES_i$ corresponde ao conjunto de variáveis de controle utilizadas nas regressões de crescimento tradicionais com dados em *cross section*, de acordo com Barro (1991)⁵. A variável $ABERTURA_i$ é a fração de anos ao longo do período do estudo em que o Fundo Monetário Internacional (FMI) considera que o país i esteja livre de restrições a pagamentos das transações da conta de capital. Para obter informações sobre as políticas referentes à conta de capital, costuma-se recorrer ao “Relatório Anual sobre Acordos e Restrições de Câmbio” do FMI (*AREAER*), que fornece uma lista de regras e regulamentações que norteiam as transações da conta de capital entre residentes e não residentes de cada país, uma tabela que resume a presença de restrições e um julgamento qualitativo sobre se o país mantém um regime aberto ou fechado da conta de capital. A tabela de resumo apresenta uma linha intitulada “Restrições sobre os pagamentos das transações de capital” para as edições publicadas de 1967 a 1996. A presença de um ponto nesta linha indica que o país adotou alguma das formas de restrições sobre as transações da conta de capital. Esta informação permite que se construa uma medida de abertura da conta de capital, $ABERTURA_i$: calcula-se o número de anos em que o FMI julgou que determinado país

⁵ Para acomodar a hipótese de convergência dos modelos de crescimento neoclássicos (SOLOW, 1956; CASS, 1965; KOOPMANS, 1965), Barro (1991) utiliza o nível inicial do PIB per capita e a participação no Ensino Fundamental e Ensino Médio, sendo estas duas últimas variáveis *proxies* para o estoque de capital humano, como variáveis explicativas em sua estimação de um painel com dados para 98 países no período de 1960-1985 e cuja variável dependente corresponde à taxa de crescimento do PIB real per capita. Também inclui em sua equação de regressão variáveis que capturam os efeitos do investimento, da fertilidade, da participação do governo, da instabilidade política e da paridade do poder de compra (*proxy* para distorção do mercado) sobre o crescimento. Adiciona, ainda, variáveis *dummies* para a América Latina e África, para levar em conta as diferenças regionais.

manteve sua conta de capital aberta e, em seguida, divide-se este número pelo número total de anos considerados, obtendo-se a proporção de anos, ao longo do período em estudo, em que o país esteve livre de restrições à sua conta de capital (HENRY, 2006). O problema desta variável é que ela trata os países como completamente abertos ou completamente fechados, não capturando diferentes graus de intensidade da abertura, nem discriminando entre os diferentes tipos de liberalização, como, por exemplo, a liberalização da entrada ou da saída de capitais. De acordo com esta medida, Brasil, Chile e México estavam sujeitos ao mesmo grau de controle de capitais no período de 1992 a 1994. Porém, na verdade, os três casos eram extremamente diferentes: enquanto o Brasil mantinha um conjunto complexo de restrições, o Chile restringia a entrada de capitais e o México tinha livre mobilidade de capitais (EDWARDS, 2001).

A estimação da equação (6) desconsidera a mudança temporal nas variáveis dentro de cada país, levando-se em conta apenas as variações entre países. Testa se os países com um regime aberto da conta de capital apresentam taxas de crescimento de longo prazo maiores do que aqueles que mantêm suas contas de capital fechadas. A realização desta estimação parte do pressuposto de que as liberalizações das contas de capital são responsáveis pelas diferenças nas taxas de crescimento de longo prazo entre os países, o que não é previsto pelo modelo neoclássico.

Em um dos estudos que melhor representam este enfoque ao impacto da liberalização da conta de capital, Rodrik (1998) estima regressões do tipo representado pela equação (6) para uma amostra de 100 países desenvolvidos e em desenvolvimento no período de 1975 a 1989, usando, como variáveis de controle, a renda per capita inicial, a participação no Ensino Médio, a qualidade do governo e *dummies* regionais para a Ásia Oriental, América Latina e África Subsaariana. Em suas regressões, não encontra uma correlação significativa entre as variáveis de crescimento e de abertura.

Como a liberalização afeta crescimento através da acumulação de capital, realiza também uma regressão da razão média entre investimento e PIB contra a variável de abertura, não encontrando nenhuma correlação significativa.

Sendo assim, conclui que não existem evidências de que países com menores restrições sobre os movimentos de capitais invistam mais ou cresçam mais rápido do que aqueles com maiores restrições, mas deixa claro que os custos da abertura são evidentes na forma de crises recorrentes dos mercados emergentes.

Um dos problemas deste trabalho, além de não testar as previsões do modelo neoclássico, refere-se ao fato de seus dados não abrangerem o período de maior liberalização

das contas de capitais nos países emergentes, que corresponde ao final da década de 80 e início da década de 90. Certamente este fator tem sua parcela de contribuição para a falha na captação dos impactos da abertura da conta de capital.

Para levar em conta os diferentes níveis de intensidade de abertura da conta de capital, Quinn (1997) cria uma nova medida usando o *AREAER*. Classifica as transações da conta de capital em duas categorias, receitas e pagamentos, e atribui uma pontuação a cada uma delas, de acordo com o grau de restrições existentes sobre as mesmas. Uma pontuação zero está associada ao regime mais restritivo, enquanto a pontuação dois indica que o capital está completamente livre de restrições e da cobrança de impostos. Os níveis intermediários são representados por incrementos de meio ponto entre os valores de zero e dois. Soma, então, as pontuações de ambas as categorias, para obter a variável *CAPITAL*.

As regressões com dados em *cross section* das taxas de crescimento anuais médias contra este indicador resultam em uma correlação positiva e significativa entre estas variáveis. É um dos poucos trabalhos desta literatura que encontram uma relação significativa entre abertura e crescimento. Porém, assim como em Rodrik (1998), os dados deste trabalho não abrangem o período de maior liberalização das contas de capitais entre os países emergentes, uma vez que os dados para os países não pertencentes à *OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development)* terminam em 1989. Desta forma, os resultados das regressões podem refletir o impacto das liberalizações das contas de capitais nos países desenvolvidos.

Alguns artigos desta literatura defendem a hipótese de efeitos condicionais da liberalização da conta de capital sobre o crescimento econômico, ou seja, a existência de uma correlação condicional entre abertura da conta de capital e crescimento de longo prazo. Assim, em certa medida, o teste de uma relação não condicional poderia explicar o fato de a maioria dos trabalhos com dados em *cross section* não encontrar resultados estatisticamente significativos para a relação entre abertura e crescimento.

O impacto da liberalização sobre o desempenho econômico de um país pode depender, entre outros fatores, da solidez das instituições deste. Dado que os intermediários financeiros podem reduzir os problemas de seleção adversa e de risco moral, levando a uma melhor distribuição da poupança, o desenvolvimento financeiro pode ter um efeito positivo sobre a acumulação de capital e crescimento. Klein e Olivei (2000) testam a existência de uma relação causal entre a abertura da conta de capital e o desenvolvimento financeiro local e, através deste canal, uma relação positiva entre abertura e crescimento econômico. Para isto, usam dados de 67 países, compreendendo membros e não membros da *OECD*, para o período

de 1976 a 1995. Primeiramente, estimam uma regressão da mudança nos indicadores de desenvolvimento financeiro entre 1986 e 1995 contra a variável *ABERTURA*, que denominam *KALIB*. Esta variável se mostra estatisticamente significativa, considerando-se um intervalo de confiança maior do que 95%. Pode-se afirmar, portanto, que quanto maior a abertura da conta de capital de um país, segundo os critérios do FMI, maior é seu desenvolvimento financeiro. A partir desta mesma estimação, encontram-se evidências da existência de uma convergência financeira condicional entre os países. Todavia, estes resultados são determinados pela experiência dos países desenvolvidos da amostra. Em seguida, estimam a relação entre o crescimento econômico e a diferença no desenvolvimento financeiro dos países ao longo do período de 1976 a 1995. Os resultados confirmam a relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, mas apenas para a sub-amostra de países desenvolvidos. Uma interpretação possível destes resultados, segundo Klein *et al.* (2000), é a de que os países devem apresentar instituições sociais, econômicas e legais consolidadas, presentes nos países desenvolvidos, porém menos comuns nos países em desenvolvimento, para que as liberalizações de suas contas de capital traduzam-se em desenvolvimento financeiro e, através deste canal, em crescimento econômico.

Ainda buscando uma relação condicional entre abertura da conta de capital e crescimento de longo prazo e com base na idéia de que as nações pobres não têm as instituições necessárias para lidar efetivamente com grandes movimentos de capitais, Edwards (2001) investiga se os efeitos da liberalização da conta de capital sobre crescimento dependem do nível de desenvolvimento do país.

Estima duas equações com dados em *cross section*: uma, em que a variável dependente é a taxa de crescimento média do PIB real e, outra, em que a variável dependente é a taxa de crescimento média da produtividade. Além do índice de mobilidade de capital de Quinn, ou seja, além da variável *CAPITAL*, descrita anteriormente, também usa, como variável explicativa, um termo interativo desta variável de abertura e do PIB per capita em 1980. A significância do coeficiente do termo interativo é que determina se os efeitos da abertura diferem entre países com diferentes graus de desenvolvimento, indicando que este efeito aumenta com o nível de desenvolvimento.

O valor estimado do coeficiente interativo, para uma amostra de 20 países industriais e em desenvolvimento durante a década de 80, é positivo e estatisticamente significativo, enquanto que o coeficiente estimado do índice de Quinn é negativo. Pode-se concluir que, além do efeito de crescimento de uma maior liberalização aumentar com o nível de desenvolvimento inicial do país, uma conta de capital mais aberta pode resultar em um

efeito negativo sobre o crescimento para países com níveis mais baixos de desenvolvimento. Uma interpretação plausível destes resultados é a de que os países só obtêm um benefício líquido da livre mobilidade de capitais uma vez que tenham desenvolvido um mercado financeiro doméstico avançado.

Edwards explora este ponto, adicionando um termo de interação do índice de Quinn com medidas de desenvolvimento financeiro doméstico às equações de regressão das taxas de crescimento contra a variável de abertura e as demais variáveis de controle. Conclui, como esperado, que, enquanto para países financeiramente sofisticados uma abertura da conta de capital leva ao aumento do crescimento, a níveis muito baixos de desenvolvimento financeiro local, uma conta de capital mais aberta pode ter um efeito negativo sobre o desempenho econômico do país.

Arteta, Eichengreen e Wyplosz (2001) encontram evidências de que os efeitos da liberalização são maiores em países com instituições fortes, tomando indicadores do princípio de soberania das leis (*Rule of Law*) como medidas da solidez das instituições. A evidência de que os benefícios da abertura da conta de capital aumentam com o desenvolvimento financeiro do país é fraca, sendo mais importante para o sucesso da abertura da conta de capital um conjunto de reformas que garantam a estabilidade macroeconômica do país.

Criticam o trabalho de Edwards (2001) em quatro aspectos. Primeiro, por usar a medida de abertura de Quinn apenas para os anos de 1973 e 1988. O ano de 1973 está muito aquém do período de liberalização dos países em desenvolvimento, enquanto o ano de 1988 está além, de forma que é pouco provável que tenham algum efeito de primeira ordem sobre o crescimento na década de 80. Segundo, por ponderar as observações pelo PIB per capita em 1980. Atribuindo-se maior peso aos países com instituições mais desenvolvidas, pode-se viesar os resultados em favor de uma relação positiva entre abertura e crescimento econômico. Terceiro, pela inapropriação dos instrumentos usados. Por exemplo, não acreditam que variáveis geográficas estejam correlacionadas com a abertura. Finalmente, pelo fato de Edwards não levar em conta medidas de abertura econômica e o regime de política macroeconômica.

Desta forma, Arteta *et al.* (2001) procedem à estimação do modelo de Edwards através de diferentes métodos de estimação e adotando diferentes medidas de abertura e conjuntos de instrumentos, para testar a robustez dos resultados. As evidências mostram-se extremamente sensíveis à estimação e à especificação. Por exemplo, os resultados são mais favoráveis à associação entre abertura da conta de capital e crescimento quando adotam o índice de Quinn como medida da mobilidade do capital, ao invés da variável *ABERTURA*,

tendo este mesmo resultado sido obtido por Edwards. Adicionalmente, utilizando três subamostras, com dados de 1973 a 1981, de 1982 a 1987 e 1988 a 1992, obtêm resultados que implicam que o efeito da abertura sobre o crescimento é mais robusto quando se considera o período mais recente, ou seja, os anos pós *Brady Plan*, acordos de renegociação da dívida dos bancos comerciais dos países menos desenvolvidos na década de 80. Finalmente, quando adotam o método de Mínimos Quadrados Ponderados, os coeficientes estimados sugerem um efeito menor da liberalização sobre o crescimento nos países desenvolvidos.

Concluem que são frágeis as evidências de que a liberalização da conta de capital tem um impacto positivo sobre o crescimento econômico do país e que este efeito é maior no caso de países desenvolvidos.

Por fim, dada a ampla literatura que destaca a importância da abertura da conta corrente (McKINNON, 1991), assim como da eliminação dos desequilíbrios macroeconômicos, antes da liberalização da conta de capital, testam a importância de ambos os fatores para a magnitude do efeito de crescimento desta abertura. São encontradas evidências de que a liberalização comercial tem um impacto positivo sobre crescimento, mas o efeito da abertura da conta de capital não é contingente à abertura comercial. Por outro lado, o efeito de crescimento depende da ausência de desequilíbrios macroeconômicos. Vale destacar, no entanto, que este resultado pode ser específico de um período, uma vez que esta evidência é mais forte para a década de 80 do que para os anos 70 e 90.

Independentemente do fato dos testes serem realizados condicionalmente a aspectos de desenvolvimento institucional e econômico ou não, a falha desta literatura em encontrar um impacto econômico positivo e significativo da liberalização deve-se a questões mais básicas, comuns aos trabalhos que adotam este enfoque. Destacam-se três problemas da metodologia com dados em *cross section*, tratados separadamente, a seguir.

Primeiro, as variáveis de abertura comumente empregadas, *ABERTURA* e *CAPITAL*, contêm fontes de erros de medida, que reduzem o poder estatístico das regressões. Como os dados do *AREAER* não fornecem informações sobre que aspecto da conta de capital de cada país foi liberalizado, as variáveis criadas a partir destes também não são capazes de capturar tais diferenças, que têm impactos importantes sobre os resultados obtidos.

Segundo, vários dos estudos desta literatura incluem países desenvolvidos e em desenvolvimento em suas amostras, quando, na verdade, o modelo neoclássico prevê que a liberalização terá impactos diferentes sobre cada um deles. Os países em desenvolvimento, pobres em capital, devem experimentar uma entrada líquida de capitais, uma queda permanente no custo de seu capital e um aumento temporário no investimento e no

crescimento do PIB per capita, enquanto os países ricos devem experimentar os efeitos opostos.

Além disso, pode-se observar que seus processos de liberalização ocorreram em períodos distintos. Os países desenvolvidos liberalizaram suas contas de capital no final da década de 70 e início da década de 80, enquanto a maior parte dos países em desenvolvimento só implementou algum tipo de liberalização desta conta no final da década de 80 e início da década de 90 (MATHIESON; ROJAS-SUÁREZ, 1993).

Terceiro, esta metodologia não testa a validade empírica das previsões do modelo neoclássico a respeito do impacto da abertura da conta de capital. Como já destacado anteriormente, os trabalhos empíricos que usam apenas dados em *cross section* para estimar o efeito da liberalização da conta de capital sobre o crescimento econômico testam se países que mantêm regimes abertos da conta de capital experimentam maiores taxas de crescimento de longo prazo do que aqueles que mantêm suas contas de capital fechadas. Porém, de acordo com o modelo de crescimento neoclássico, o impacto da abertura sobre o crescimento se dá através da acumulação de capital, que tem efeitos apenas temporários sobre investimento e crescimento do produto per capita.

As mudanças nas taxas de crescimento de longo prazo são determinadas por mudanças na taxa de crescimento da produtividade total do fator. Como o modelo neoclássico não prevê um impacto da liberalização sobre esta taxa de crescimento, não existe uma base teórica para os testes de efeitos de crescimento permanentes da abertura da conta de capital.

Para se testar as previsões do modelo neoclássico, desenvolveu-se, recentemente, uma nova metodologia, com base no estudo de eventos: o enfoque do experimento de política. Na seção seguinte, será apresentada a estrutura geral dos trabalhos que adotam este enfoque, o embasamento teórico de seus testes empíricos, bem como os resultados de alguns estudos de destaque e, por fim, será tratado das vantagens e falhas desta metodologia.

2.3 O ENFOQUE DO EXPERIMENTO DE POLÍTICA AO IMPACTO DA LIBERALIZAÇÃO DA CONTA DE CAPITAL

De acordo com as previsões do modelo neoclássico, ao remover as barreiras à entrada de capital no país, as economias em desenvolvimento devem experimentar uma queda permanente no custo do seu capital e um aumento temporário nas taxas de crescimento do estoque de capital e do produto per capita. Assim, a melhor forma de se testar empiricamente

estas previsões é através da análise do comportamento do custo do capital, do investimento e do crescimento após o advento da liberalização, relativamente a seu comportamento no período anterior. O método de análise do comportamento das variáveis de interesse antes e depois da mudança discreta na política da conta de capital é conhecido como enfoque do experimento de política (HENRY, 2006), adaptado a partir do método de estudos de eventos aplicado em Finanças.

Para se examinar o comportamento das variáveis reais antes e depois da remoção das barreiras à entrada de capital nos países em desenvolvimento, é necessário, primeiramente, determinar-se a data da ocorrência de tal mudança política. 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 do enfoque apresentado na seção anterior, 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 de capital. 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).

A forma de determinação das datas da primeira liberalização dos mercados de ações nas economias emergentes é motivo de controvérsias dentro desta literatura. Henry (2000a, b) determina estas datas com base na ocorrência de um dos eventos descritos a seguir. Quando disponíveis, utiliza as datas dos decretos políticos oficiais como *proxy* para a data da primeira liberalização do mercado acionário. Porém, quando não há uma declaração explícita por parte do governo, recorre a duas alternativas. Primeira, como vários países permitiram a participação acionária estrangeira, inicialmente, através do estabelecimento de *closed-end country funds*⁶, usa a data do estabelecimento do primeiro *country fund* como *proxy* para a data oficial de liberalização do mercado acionário. Segunda, o monitoramento do Índice de Investibilidade da *International Finance Corporation (IFC)* permite que se determine a provável data da liberalização (CLAESSENS; RHEE, 1994). Como este índice é a razão da capitalização de mercado das ações que os investidores estrangeiros podem manter legalmente pela capitalização total do mercado, um grande aumento neste índice corresponde a uma evidência indireta de uma liberalização oficial. Sendo assim, adota a data em que o Índice de Investibilidade apresenta um aumento de, pelo menos, 10% como *proxy* para a data da

⁶ *Closed-end country funds* são fundos que emitem um número fixo de ações em um país (mercado anfitrião) e utilizam os recursos para investir em ações de firmas de um outro país (mercado doméstico).

primeira liberalização. Bekaert e Harvey (2000), por sua vez, baseiam-se na cronologia em Bekaert, Harvey e Lumsdaine (1998) para determinar as datas oficiais da primeira liberalização dos países de sua amostra. Bekaert *et al.* (1998) analisam quebras estruturais em um conjunto de séries de tempo financeiras e econômicas de 20 economias emergentes, aplicando uma metodologia que permite determinar as datas de quebras em grupos destas variáveis, com 90% de confiança. A significância estatística das datas encontradas para os países emergentes é surpreendentemente alta, dado que o processo de abertura é, geralmente, complexo e gradual. Considerando-se três medidas alternativas de uma data de quebra, sendo elas uma data baseada principalmente em reformas regulatórias liberalizando o investimento estrangeiro em ações, a data do anúncio da primeira emissão de uma *American Depositary Receipt*⁷ e a data da implementação do primeiro *country fund*, as datas de quebras estruturais endógenas encontradas ficam, no máximo, três anos em torno de qualquer uma destas datas. Vale destacar, ainda, que as datas endógenas ocorrem depois das exógenas e estão mais associadas às emissões de *ADRs*.

Comparativamente aos indicadores mais amplos de abertura da conta de capital usados no enfoque com dados em *cross section*, a análise das variáveis reais em torno da data de liberalização do mercado de ações de um determinado país evita o problema de se incorrer em erros de medida, pois se trata de um episódio de grande mudança na conta de capital. Como a análise se dá em torno de um experimento político em que a verdadeira variação nos dados é grande relativamente ao ruído, o poder estatístico das regressões do enfoque do experimento de política é maior que o da literatura em *cross section*.

Uma outra vantagem desta forma de se medir o efeito da abertura sobre o crescimento é que a mesma não resulta em ambigüidade deste. No enfoque com dados em *cross section*, a variável de abertura da conta de capital não especifica o tipo de liberalização adotada, podendo apresentar diferentes efeitos sobre as taxas de crescimento de longo prazo. A remoção de barreiras à entrada de capital no mercado de ações dos países em desenvolvimento, por sua vez, não implica em ambigüidade do impacto esperado sobre o crescimento econômico.

No entanto, como relativamente poucos países em desenvolvimento têm um mercado acionário, publicam dados confiáveis e, ao mesmo tempo, adotaram uma política de liberalização de seus mercados de ações, o número de países que podem ser incluídos nas

⁷ *ADRs* são certificados de ações, emitidos por bancos norte-americanos, com lastro em papéis de empresas brasileiras.

amostras dos estudos da literatura do experimento de política é bem menor do que o dos trabalhos em *cross section*.

A seguir, serão apresentados os embasamentos teóricos dos testes empíricos deste enfoque acerca dos impactos da abertura da conta de capital e os resultados de alguns trabalhos importantes desta literatura.

2.3.1 Previsão Teórica e Evidências Empíricas do Impacto da Liberalização sobre o Custo do Capital

O estudo do impacto real da abertura da conta de capital através da liberalização dos mercados de ações introduz incerteza no modelo de crescimento neoclássico. Os economistas financeiros clássicos argumentam que o custo do capital acionário é simplesmente a taxa de desconto do fluxo de caixa que os acionistas esperam receber pelo seu investimento nas ações da firma e está relacionado ao risco de se manter estas ações como parte de seu portfólio de investimento.

Stulz (1999b) analisa o impacto da remoção de barreiras ao movimento de capitais sobre o custo do capital acionário. Supõe que os investidores em cada país são avessos ao risco e se preocupam apenas com o retorno esperado de sua riqueza investida e com a variância deste retorno. Assume, ainda, que os investidores são iguais dentro de cada país, o que implica que as estimativas individuais da distribuição de probabilidade dos fluxos de caixa futuros dos investimentos nas ações disponíveis são as mesmas, de modo que, para qualquer conjunto de preços de ações, todos os investidores derivam as mesmas estimativas dos retornos esperados e das variâncias e covariâncias dos retornos. Neste cenário, vale o modelo de precificação de ativos *CAPM* (*Capital Asset Pricing Model*). Faz uma hipótese ainda mais forte com relação ao coeficiente de aversão relativa ao risco, assumindo que este é o mesmo para todos os investidores dentro de um mesmo país. Por fim, toma as atividades econômicas dos países como dadas, ou seja, assume que o valor esperado e a variância dos lucros de cada atividade não são afetados pela globalização.

Considera um pequeno país cujos mercados de ativos são completamente segmentados dos mercados estrangeiros inicialmente. Ao assumir que todos os investidores deste país são iguais, de acordo com o *CAPM*, estes manterão o mesmo portfólio de risco ótimo e este deve ser o portfólio de mercado, ou seja, um portfólio que inclua todas as ações de risco do país, sendo que a proporção de cada ação é igual ao valor de mercado desta ação

dividido pela soma dos valores de mercado de todas as ações. Além disso, como os investidores são avessos ao risco, medem este pela variância do retorno do seu portfólio. Para manter o portfólio do mercado doméstico, os investidores têm que ser compensados pelo risco de fazê-lo, recebendo o prêmio de risco do portfólio do mercado. Dada a hipótese de que todos os investidores têm o mesmo coeficiente de aversão relativa ao risco, γ , que corresponde à razão entre o prêmio de risco do portfólio de mercado e a variância de seu retorno, o prêmio de risco do mercado local ou prêmio de risco agregado antes da liberalização do mercado de ações é dado por:

$$E(R_M) - r = \gamma \sigma^2(R_M) \quad (7)$$

Em que $E(R_M)$ é o retorno esperado do portfólio do mercado local, r é a taxa de juros doméstica livre de risco e $\sigma^2(R_M)$ é a variância do retorno do portfólio do mercado local.

Depois da globalização, o mercado de ações do pequeno país torna-se parte do mercado de ações global. Mantendo-se a hipótese de que todos os investidores são iguais, estes apresentam o mesmo coeficiente de aversão relativa ao risco e mantêm o mesmo portfólio ótimo de ativos de risco, que corresponde, agora, ao portfólio do mercado mundial. A fonte de risco sistemático para a precificação de ativos deixa de ser o índice do mercado acionário doméstico e passa a ser o índice do mercado global. O *CAPM* é válido para todos os mercados integrados, de modo que o prêmio de risco de uma ação depende, agora, de seu coeficiente beta com relação ao portfólio do mercado mundial. Se a relação retorno esperado-beta é válida para qualquer ação individual, ela deve ser válida para qualquer combinação de ações. Desta forma, o prêmio de risco agregado depois da liberalização é:

$$\begin{aligned} E(R_M) - r^* &= \beta [E(R_W) - r^*] \\ E(R_M) - r^* &= \frac{Cov(R_M, R_W)}{\sigma^2(R_W)} [E(R_W) - r^*] \\ E(R_M) - r^* &= Cov(R_M, R_W) \gamma = \rho \sigma(R_M) \sigma(R_W) \gamma \end{aligned} \quad (8)$$

Em que $E(R_W)$ é o retorno esperado do portfólio do mercado mundial e r^* é a taxa de juros internacional. $Cov(R_M, R_W)$ é a covariância entre o retorno do mercado local e o retorno do mercado mundial e $\sigma(R_W)$ e $\sigma(R_M)$ correspondem à volatilidade do retorno do portfólio do mercado mundial e do retorno do portfólio do mercado doméstico, respectivamente.

Finalmente, ρ é o coeficiente de correlação entre estes dois retornos e β é o beta do portfólio do mercado local com respeito ao portfólio do mercado mundial.

A mudança no prêmio de risco devida à liberalização é, portanto, dada por:

$$\sigma^2(R_M)\gamma - \rho\sigma(R_M)\sigma(R_W)\gamma = \sigma(R_M)\gamma [\sigma(R_M) - \rho\sigma(R_W)] \quad (9)$$

Para que haja uma queda no prêmio de risco agregado, dada a liberalização, o termo entre colchetes nesta última expressão deve ser maior do que zero. Isto resulta na seguinte condição necessária e suficiente para que a globalização reduza o prêmio de risco do pequeno país:

$$\left[\frac{\sigma(R_M)}{\sigma(R_W)} \right] > \rho \quad (10)$$

Assim, desde que a correlação entre o retorno do portfólio do mercado local e o retorno do portfólio do mercado mundial não seja muito elevada ou a volatilidade do portfólio do mercado local não seja muito baixa, o prêmio de risco do portfólio do pequeno país cai quando ele adere ao mercado de ações global. Um caso que é geralmente relevante é aquele em que a volatilidade do portfólio do mercado mundial é menor do que a volatilidade do mercado local. Neste caso, independentemente do coeficiente de correlação, a globalização necessariamente reduz o custo do capital do pequeno país.

Retornos históricos de ações mostram que esta condição é válida para os mercados acionários emergentes. A tabela I em Stulz fornece evidência sobre esta condição para 37 países durante 10 anos, de 1988 a 1998. Não existe nenhum país da amostra no qual esta condição para a queda no custo do capital não seja atendida.

Portanto, sob hipóteses razoáveis, a teoria prevê que a liberalização do mercado de ações emergente levará a uma queda no custo do capital acionário do país.

Como o custo do capital acionário não é diretamente observável, é necessário encontrar uma *proxy* para sua mudança devida à liberalização. Considerando-se a fórmula geral do preço de uma ação:

$$P_t = E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \frac{D_{t+i}}{(1 + rc_{t+i})^i} \right\} \quad (11)$$

Em que E_t é o operador de esperança condicional, D_{t+i} é o fluxo de caixa disponível para distribuição aos acionistas no período $(t + i)$ e $(1 + rc_{t+i})$ é a taxa de desconto (possivelmente

estocástica) aplicada a tais fluxos, pode-se afirmar que os aumentos nos preços das ações são determinados por mudanças nas taxas de desconto ou nos fluxos de caixa futuros esperados. Assumindo-se que o crescimento dos lucros não é alterado pela liberalização, mudanças inesperadas nos preços das ações são uma *proxy* razoável para a mudança na taxa de retorno requerida do investimento ou custo do capital acionário.

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.

Se a abertura não for antecipada pelos participantes do mercado, o aumento no índice de ações ocorre uma única vez, quando implementada a política. Por outro lado, se a liberalização for anunciada antes de sua implementação, deve ocorrer um salto no índice de ações, dado o anúncio, que é seguido por uma apreciação menos acentuada dos preços até que a liberalização seja implementada. O aumento nos preços das ações não ocorre de uma única vez, pois a diversificação de risco só ocorrerá a partir da implementação da liberalização. Na data de implementação, atinge-se o preço de equilíbrio do mercado de capital integrado e, portanto, nenhum aumento nos preços das ações devido à primeira liberalização do mercado acionário deve ocorrer a partir deste ponto. Se houver incerteza com relação à implementação, no entanto, podem ocorrer apreciações significativas no índice, à medida que informações que confirmem a liberalização vão chegando ao conhecimento do público.

De modo geral, os retornos das ações devem exibir o seguinte padrão, consistente com a redução no custo do capital:

a) No período pré-liberalização, os retornos esperados de equilíbrio são elevados, indicando o alto custo do capital.

b) Durante a liberalização, ou seja, no período em que o mercado toma conhecimento da abertura, os retornos são positivos e elevados, refletindo o aumento nos preços das ações, conforme o custo do capital cai. A este aumento nos preços das ações denomina-se efeito de reavaliação.

c) No período pós-liberalização, os retornos esperados de equilíbrio são normais, sendo a diferença entre os retornos no período pré e no período pós-liberalização (ou seja, a mudança no custo do capital) relacionada à diversificação do risco.

Uma vez que é difícil medir precisamente os retornos *ex-ante* ou custo do capital acionário, costuma-se usar os retornos observados (*ex-post*) como *proxy* para os retornos

esperados de equilíbrio (*ex-ante*). Mas esta prática apresenta dificuldades. Durante a liberalização, a taxa de desconto cai, enquanto o preço da ação aumenta, implicando que o retorno esperado ou custo do capital relaciona-se inversamente com o retorno observado da ação durante este período, como demonstrado acima. Nos períodos pré e pós-liberalização, no entanto, a relação entre os retornos observado e esperado é direta. Por isso, ao se medir as mudanças no custo do capital usando-se retornos observados, é importante separar estes períodos de tempo. Esta dificuldade de medida dos retornos esperados motiva, muitas vezes, o uso do pagamento de dividendos como *proxy* para o custo do capital.

Utilizando uma amostra de 12 países emergentes que liberalizaram seus mercados de ações entre 1986 e 1991, Henry (2000a) investiga se existem evidências empíricas da ocorrência de aumentos no índice de preços das ações de um país no período entre o anúncio e a implementação da liberalização, indicando uma queda no custo do capital.

Uma busca pelas datas dos anúncios correspondentes à primeira liberalização destes países permitiu que se concluísse que, para sete deles, a primeira notícia da liberalização do mercado acionário foi dada na data da implementação ou posteriormente e, dos cinco países para os quais as datas do anúncio precederam a data de implementação, três tiveram o anúncio apenas um mês antes da liberalização. Como as datas dos anúncios mostraram-se pouco críveis, concluiu-se que se tratavam de *proxies* muito ruins para as datas em que a primeira informação sobre a liberalização chegou aos participantes do mercado. Somando-se à ausência de datas confiáveis dos anúncios a hipótese de que o processo de aprendizagem sobre a futura liberalização é gradual, ou seja, os participantes do mercado recebem a notícia em diferentes momentos, a única maneira confiável encontrada para se capturar todas as mudanças nos preços das ações associadas à liberalização foi estimar os retornos anormais ao longo de um grande período que precedesse sua implementação. Assim, foi escolhido um período de oito meses até a implementação da abertura do mercado de ações, denominado janela de liberalização, para se testar o efeito de aumentos nos preços das ações.

Para avaliar a magnitude e significância estatística dos retornos anormais durante a janela de liberalização, Henry estimou a seguinte regressão em painel:

$$R_{it} = \alpha_i + \gamma Liberalize_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Em que os α_i s são *dummies* específicas de cada país da amostra e $Liberalize_{it}$ é uma variável *dummy* que assume o valor um nos sete meses anteriores ao mês de implementação da liberalização no país i e neste mês inclusive. Assim, o coeficiente γ mede o retorno médio

mensal anormal dos doze países durante a janela de oito meses da liberalização do mercado de ações.

Dado que o principal objetivo era estimar o efeito médio da liberalização sobre o índice de preços das ações, mantendo-se os fluxos de caixa futuros esperados constantes, a especificação do modelo de acordo com o enfoque do estudo de eventos foi complementada com um conjunto de variáveis *dummies* para capturar a contribuição das reformas econômicas que, em geral, ocorrem concomitantemente ao processo de abertura dos mercados de capitais, além de variáveis representando os co-movimentos com os mercados acionários estrangeiros e os fundamentos macroeconômicos. A estimação do modelo simples, sem que qualquer variável de controle fosse considerada, resultou em um retorno mensal anormal médio de 4,7%, implicando em um aumento total de 38% no índice de preços das ações, ao longo do período de oito meses. Levando-se em conta os efeitos das reformas econômicas e o co-movimento com o mercado mundial, o valor estimado do retorno médio foi muito pouco alterado. Contudo, ao se considerar o modelo completo, incluindo também as variáveis referentes aos princípios macroeconômicos, o resultado mudou substancialmente: o retorno anormal estimado foi de 3,3% ao mês, ou seja, o aumento total no período foi de 26% ou dois terços do aumento total implicado pelo modelo original. Uma vez que os efeitos da liberalização sofreram uma redução significativa após se ter levado em conta o efeito dos princípios macroeconômicos sobre os preços das ações, pode-se afirmar que os formuladores de políticas estabelecem a data de liberalização de forma a coincidir com boas condições econômicas.

Kim e Singal (2000) também encontram evidências de que as economias emergentes experimentam retornos anormais positivos nos meses em torno da data de liberalização do mercado acionário, mas reconhecem que existem eventos coincidentes com a abertura do mercado de capitais que podem estar exercendo alguma influência sobre o desempenho do índice de ações, mas que não são levados em conta em sua análise. De uma amostra de quinze países, oito, entre os quais, o Brasil, apresentam retornos mais elevados logo após a liberalização. Quanto aos demais países, não há uma mudança discernível nos retornos em torno da data de abertura. Analisando o retorno médio de todos os países da amostra, encontram evidências de um aumento no retorno logo em seguida à abertura: o retorno aumenta por cerca de doze meses e, então, começa a cair. Estas evidências estão de acordo com a hipótese de queda no custo do capital, dada a liberalização: se os retornos esperados sofrem uma queda como resultado da integração do mercado, então os retornos médios de longo prazo devem ser menores após a abertura do mercado.

Em alguns trabalhos empíricos, os autores optam pelo uso dos pagamentos de dividendos como medida do custo do capital acionário. A justificativa teórica para a interpretação de uma queda nestes pagamentos como uma possível redução no custo do capital vem do modelo de Gordon (1962, *apud* BODENHORN, 1962). Neste modelo, o pagamento de dividendos iguala-se ao custo do capital menos a taxa de crescimento futura esperada dos dividendos. Assim, uma queda no pagamento de dividendos pode refletir um menor custo do capital ou melhores oportunidades de crescimento. Se a liberalização não altera a taxa de crescimento esperada dos dividendos, então uma queda em seus pagamentos implica em uma queda no custo do capital. A vantagem da adoção da mudança nos pagamentos de dividendos como *proxy* para a mudança no custo do capital, relativamente à adoção da mudança nos retornos observados das ações, é que, ao contrário destes últimos, os pagamentos de dividendos apresentam uma relação direta com o custo do capital o tempo todo.

A relação entre a mudança no pagamento de dividendos e a mudança no custo do capital é explorada por Bekaert e Harvey (2000) que, assim como Henry (2000a), utilizam a metodologia do estudo de evento para avaliar o impacto de uma liberalização antecipada pelos participantes do mercado sobre o custo do capital acionário do país.

Excluem nove meses em torno da data de liberalização para que o procedimento seja robusto a pequenos erros na determinação da data de abertura, sendo este intervalo de tempo denominado período durante a liberalização. O período de 36 a 7 meses antes da liberalização é denominado período pré-liberalização e de 4 a 34 meses após a liberalização, período pós. Para encontrar o efeito médio da abertura sobre o custo do capital, calculam a mudança estimada no pagamento de dividendos entre os períodos pré e pós-liberalização.

A estimação dos modelos sem a inclusão de variáveis de controle resultou nas seguintes estimativas do efeito da liberalização sobre o pagamento de dividendos. Para as datas oficiais de liberalização, o modelo implicou em uma queda de 31 pontos no pagamento de dividendos, comparando-se o período pré com o período pós-liberalização. Para a data da primeira sinalização de abertura (a primeira entre a data da implementação do primeiro *country fund*, da emissão da primeira *ADR* e a data oficial da primeira liberalização), a queda foi de 72 pontos. Finalmente, para a data de quebra estrutural na série de fluxos de capitais norte-americanos para dentro do país emergente, a queda estimada foi de apenas 17 pontos, porém não significativa nem a 10%. A presença de variáveis de controle reduziu o efeito da liberalização, porém não muito. Em termos de significância estatística dos coeficientes estimados, apenas os modelos que usam medidas de liberalizações oficiais como *proxy* para a

primeira abertura é que registraram uma alteração. A mudança no custo do capital, neste caso, deixou de ser significativa a 5%, mas permaneceu significativa ao nível de 10%.

A interação da variável de liberalização com uma variável específica do país, no caso, uma variável correspondente ao índice de correlação entre o excesso de retorno do mercado local e do mercado mundial no período pré-liberalização, permitiu que se estimassem as diferentes respostas de cada país à abertura de seus mercados. Neste caso, a diferença pós-pré encontrada foi muito maior em valor absoluto. Encontraram-se evidências de que quanto menor é a correlação entre o excesso de retorno local e o excesso de retorno no mercado mundial antes da liberalização, maiores os efeitos sobre o mercado acionário. Os países com menores correlações antes da liberalização experimentaram maiores reduções no custo do capital, indicando que quanto maior for a diversificação do risco fornecida pelo país aos investidores estrangeiros, maior será a redução no custo do seu capital agregado, dada a liberalização do seu mercado de ações.

Enquanto foi encontrada uma queda consistente no pagamento de dividendos, os excessos de retornos aumentaram ou reduziram do período pré para o período pós-liberalização. Embora o ruído dos retornos possa ter sido a causa destes resultados, existe uma outra possibilidade: a queda no pagamento de dividendos pode refletir principalmente uma melhora nas oportunidades de crescimento, sendo muito pouco explicada pela queda no custo do capital.

Na tentativa de separar os efeitos da mudança no custo do capital dos efeitos da mudança na taxa de crescimento esperada dos dividendos sobre o pagamento de dividendos, Bekaert e Harvey conduziram três exercícios. Primeiro, tentaram levar em conta as expectativas de crescimento, checando, primeiramente, se as variáveis de controle iniciais capturavam oportunidades de crescimento. De todas as variáveis de controle, apenas o tamanho do setor externo mostrou uma associação significativa com o crescimento futuro do PIB. Como forma de medir o crescimento econômico esperado de maneira mais direta, foi usada também uma medida de risco-país como variável de controle, refletindo perspectivas de crescimento futuro. Reestimando-se as equações de pagamentos de dividendos, incluindo esta variável extra, os resultados foram similares aos das regressões com as variáveis de controle iniciais. Segundo, tentaram medir diretamente a mudança nas taxas de crescimento depois da liberalização, encontrando um aumento médio de 1,26% no crescimento. Subtraindo este aumento nas oportunidades de crescimento das estimativas de mudança total no pagamento de dividendos, a queda estimada no custo do capital foi economicamente muito pequena ou não existente. Por fim, a estimação de um modelo estrutural calibrado resultou em um aumento de

61 pontos na taxa de crescimento do dividendo e uma queda de 75 pontos no pagamento de dividendos. Em simulações conduzidas anteriormente, isto sugeriria uma queda no custo do capital de cerca de 10 a 15 pontos.

Vale destacar, ainda, que, de acordo com evidências recentes (BEKAERT; URIAS, 1996), os resultados indicam que as correlações dos retornos do mercado doméstico com o mercado global aumentam depois das liberalizações. Para as datas oficiais de abertura, a correlação aumenta em 4,2% do período pré para o período pós-liberalização. Com correlações mais elevadas, os benefícios da diversificação podem ser reduzidos e o aumento correspondente nos preços das ações e redução no custo do capital podem ser menores. No entanto, economicamente, o aumento na correlação é muito pequeno para reduzir quaisquer benefícios da diversificação.

O aumento nas correlações pode ocorrer devido aos efeitos sobre os fluxos de caixa futuros ou sobre as taxas de desconto. No segundo caso, pode-se esperar um aumento no beta do mercado global. Os resultados das estimações indicam um aumento de 0,06 a 0,105 no beta do período pré para o período pós-abertura, significativo ao nível de 1%. Mesmo que o beta do mercado mundial aumente, isto não implica que o custo do capital também aumenta.

Os resultados do trabalho de Bekaert e Harvey permitem concluir, enfim, que os pagamentos de dividendos caem, mas não mais do que 75 pontos. A análise destes resultados sugere, ainda, que parte desta queda pode ser atribuída às melhores oportunidades de crescimento, tornando a verdadeira queda no custo do capital ainda menor. Na verdade, existem várias razões para se acreditar que os efeitos medidos têm um viés positivo, entre as quais se destaca o fato de que a endogeneidade da política de liberalização pode viesar as estimativas para cima, além do que, um efeito positivo da liberalização sobre o crescimento potencial do país também deve reduzir os pagamentos de dividendos, uma vez que as firmas podem preferir aumentar seu investimento e reduzir o pagamento de dividendos, como previsto pela nova teoria econômica.

2.3.2 Previsão Teórica e Evidências Empíricas do Impacto da Liberalização sobre as Taxas de Crescimento do Estoque de Capital e do PIB per Capita

Se a liberalização reduz o custo do capital, como mostram as evidências empíricas, alguns projetos que tinham valor presente líquido negativo antes da ocorrência da

abertura tornam-se lucrativos uma vez que o governo permita que os estrangeiros mantenham ações domésticas. Conseqüentemente, a taxa de acumulação de capital deve aumentar.

A partir da equação do prêmio de risco do portfólio do mercado doméstico antes da liberalização, equação (7), pode-se obter a taxa de retorno requerida para se manter o portfólio do mercado no equilíbrio, que corresponde ao custo do capital do país pequeno antes da liberalização:

$$E(R_M) = r + \gamma \sigma^2(R_M) \quad (13)$$

Assim, a condição ótima para o investimento antes da liberalização, de acordo com o modelo neoclássico com incerteza, é dada por:

$$f'(k_{SS})^e = r + \gamma \sigma^2(R_M) + \delta \quad (14)$$

O produto marginal esperado do capital agregado no *steady state* deve ser igual ao custo do capital mais a taxa de depreciação.

Após a liberalização, a taxa de retorno requerida para se manter o portfólio do mercado doméstico passa a ser:

$$E(R_M) = r^* + \gamma \text{Cov}(R_M, R_W) \quad (15)$$

E a condição ótima para o investimento depois da liberalização assume a seguinte forma:

$$f'(k_{SS}^*)^e = r^* + \gamma \text{Cov}(R_M, R_W) + \delta \quad (16)$$

O produto marginal esperado do capital no *steady state* iguala-se, agora, ao novo custo do capital mais a taxa de depreciação.

Assumindo-se, mais uma vez, que o capital é escasso no país pequeno relativamente ao resto do mundo, então $r > r^*$. Como a taxa de juros livre de risco sofre uma queda, dada a liberalização, o custo do capital deve diminuir se a variância do retorno do mercado doméstico for maior do que sua covariância com o retorno do mercado mundial, como já demonstrado anteriormente, ou seja, se houver um aumento na diversificação do risco. Desta forma, a liberalização leva a um aumento temporário na taxa de crescimento do estoque de capital e, conseqüentemente, na taxa de crescimento do PIB per capita, conforme a

economia passa de um equilíbrio a outro, assim como ocorria no modelo neoclássico determinístico.

Artigos do enfoque do experimento de política testam as previsões sobre investimento e crescimento após a abertura, através da estimação de regressões com dados em painel da seguinte forma:

$$CRESCIMENTO_{it} = a_0 + a_1 LIBERALIZA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

Em que a variável dependente denota a taxa de crescimento do estoque de capital do país i em t , quando se testam as previsões sobre investimento, ou a taxa de crescimento do seu PIB per capita. A variável $LIBERALIZA$, por sua vez, é uma variável *dummy* específica do país, que assume o valor um no ano em que o país i liberalizou seu mercado acionário e em cada um dos anos subseqüentes, em geral, nos cinco anos após a liberalização.

Esta equação destaca duas dimensões importantes nas quais o enfoque do experimento de política difere do enfoque tradicional com dados em *cross section*. Primeiro, ela usa todas as observações anuais da taxa de crescimento de cada país, para explorar a variação nas taxas de crescimento dentro dos países ao longo do tempo. Segundo, a definição da variável $LIBERALIZA$ garante que esta equação testa um efeito temporário da liberalização sobre o crescimento e não um efeito permanente como no caso da equação (6). O coeficiente da variável de liberalização mede o crescimento anormal temporário associado a episódios de abertura.

Costuma-se complementar o modelo básico com a inclusão de variáveis explicativas que permitam capturar os efeitos das reformas econômicas que coincidem com o processo de abertura do mercado de capitais, de forma a se isolar o efeito da liberalização sobre as taxas de crescimento. Uma vez que a abertura do mercado de capitais é parte de um processo geral que envolve reformas macroeconômicas substanciais, existe a possibilidade de que grandes mudanças nas taxas de crescimento futuras esperadas ocorram ao mesmo tempo em que os países liberalizam seus mercados de ações.

A estabilização da inflação leva ao aumento dos preços dos ativos, do investimento e do crescimento (BRUNO; EASTERLY, 1998; HENRY, 2000b, 2002). A liberalização comercial é benéfica ao crescimento, pois, à medida que a produção doméstica se volta para os produtos em que o país tem vantagem comparativa, há um aumento em seu produto para um dado estoque de capital e trabalho (KRUEGER, 1997, 1998). Finalmente, a

privatização aumenta a eficiência e o valor de empresas que, anteriormente, pertenciam ao governo (MEGGINSON, 2001).

Alguns artigos tratam as reformas e as liberalizações simetricamente, construindo variáveis *dummies*. Outros usam *proxies* contínuas como o nível de inflação e abertura comercial.

A forma de se pensar sobre a decisão de investimento de acordo com Tobin (1969) constitui uma outra base teórica para os testes empíricos deste enfoque com relação ao impacto da abertura sobre o investimento.

De acordo com a teoria q de Tobin, o investimento é uma função crescente apenas de q_t , o preço sombra de uma unidade de capital instalada. O aumento de uma unidade no estoque de capital da firma aumenta o valor presente dos lucros da mesma em q e, portanto, aumenta o valor da firma em q . Assim, q é o valor de mercado de uma unidade de capital. Como se assume que o preço de compra do bem de capital está fixo em 1, q também é a razão do valor de mercado de uma unidade de capital pelo seu custo de reposição, razão conhecida como q de Tobin (1969). O modelo de investimento com custo de ajustamento do estoque de capital, ou teoria q de Tobin, é desenvolvido no ANEXO A. De forma mais geral, por exemplo, com uma tecnologia *time-to build* para o estoque de capital, a taxa de crescimento do investimento está relacionada a valores correntes e defasados de mudanças proporcionais em q (HAYASHI, 1982; ABEL; BLANCHARD, 1986).

O equilíbrio de longo prazo neste modelo de investimento é caracterizado por $q = 1$, que significa que o valor de mercado do capital iguala-se a seu valor de reposição, de forma que as firmas não têm incentivos para aumentar ou reduzir seus estoques de capitais, ou seja, a mudança no estoque de capital é zero. Fora do equilíbrio de *steady state*, q pode assumir um valor diferente de 1. Neste caso, como o custo marginal de ajustamento do estoque de capital da firma é uma função crescente do investimento e a condição de primeira ordem para o investimento da firma implica que esta deve investir até o ponto em que o custo de adquirir capital iguale-se ao valor do capital, a firma deve aumentar seu estoque de capital se o valor de mercado do capital exceder o que custa para adquiri-lo ($q > 1$) e reduzir seu estoque de capital se o seu valor de mercado for menor do que o custo de sua aquisição ($q < 1$).

Ainda com relação ao equilíbrio de *steady state*, o fato de q ser constante e igual a 1 juntamente com a condição de primeira ordem para o capital implicam que o produto marginal do capital no equilíbrio de longo prazo deve ser igual a taxa real de juros. Isto significa que os lucros de se manter uma unidade de capital apenas compensam a taxa de

juros de que se abre mão e, assim, os investidores estão contentes em manter capital sem a perspectiva de ganhos ou perdas deste.

A teoria q , no entanto, não é operacional, uma vez que o q *marginal*, valor sombra do capital adicional, não é observável. Trabalhos empíricos usam, então, o q *médio*, que corresponde à razão do valor de mercado do capital existente pelo seu custo de reposição, como *proxy* para o q *marginal*⁸. Desta forma, ao se assumir que q *marginal* = q *médio* e que o capital é alocado de forma eficiente de acordo com a teoria q , um aumento na perspectiva de retorno do capital ou uma queda na taxa de desconto do mercado leva ao aumento de q *médio* e, conseqüentemente, ao aumento do investimento. Considerando-se uma situação inicial de equilíbrio de longo prazo, esta mudança leva a um aumento temporário de q acima de 1 e a um diferencial entre o produto marginal do capital e sua taxa de aluguel e, portanto, a um aumento temporário na taxa de acumulação de capital até que se alcance o novo equilíbrio de *steady state*.

Estendendo-se a análise em Tobin e Brainard (1977) para uma economia aberta (HENRY, 2000b), assumamos que, inicialmente, tanto o mercado de ações como o mercado monetário domésticos estejam fechados para os investidores estrangeiros. Seja $\bar{\Pi}_t$ o lucro agregado esperado por unidade de capital, V_t o valor presente esperado do lucro agregado por unidade de capital e assumamos que todos os lucros são distribuídos como dividendos. Seja r_t a taxa de juros real doméstica em autarquia, θ_t o prêmio de risco em autarquia e assumamos que a taxa de juros livre de risco mundial r_t^* é menor do que a taxa de juros livre de risco doméstica. Ignore a depreciação do estoque de capital e, por simplicidade, assumamos que as firmas esperam que as taxas de juros, os prêmios de risco e o lucro por unidade de capital futuros permaneçam constantes. Finalmente, assumamos que a liberalização não tem nenhum efeito sobre a taxa de poupança doméstica e nem sobre $\bar{\Pi}_t$.

Dadas estas hipóteses, na ausência de bolhas, o valor do capital existente em autarquia é dado por:

$$V_t = \frac{\bar{\Pi}}{r + \theta} \quad (18)$$

⁸ Na verdade, q *médio* e q *marginal* igualam-se se a firma for tomadora de preços, com retornos constantes de escala na produção e no custo de ajustamento. Se a firma for fixadora de preços, por exemplo, o q *médio* será maior do que o q *marginal* (HAYASHI, 1982).

Em que $r + \theta$ é a taxa de desconto usada na avaliação de projetos já existentes dentro do país, constituída pela taxa de juros livre de risco mais o prêmio de risco.

Denotando-se o preço de uma unidade de capital físico por P_k e assumindo-se que a economia se encontra inicialmente, no *steady state*, com $q=1$:

$$V_t = \frac{\bar{\Pi}}{r + \theta} = P_k \quad (19)$$

O mercado de capital está em equilíbrio e as firmas estão indiferentes quanto ao investimento.

Partindo-se deste equilíbrio, suponha que o mercado acionário seja liberalizado para os investidores estrangeiros, mas que o mercado monetário permaneça fechado. Neste caso, dada a maior diversificação do risco, o prêmio de risco que prevalecerá após a liberalização, θ^* , é menor do que o prêmio de risco do mercado doméstico em autarquia, θ . Como foi assumido que a taxa de poupança doméstica é constante, a entrada de capital gerada pela liberalização aumenta o estoque total de fundos emprestáveis, que pode levar a taxa de juros doméstica a cair. Seja $\tilde{r} < r$ a taxa de juros livre de risco pós-liberalização. Portanto, depois que o mercado de ações é liberalizado, lembrando que $\bar{\Pi}$ é constante por hipótese, a avaliação agregada do mercado acionário é dada por:

$$V_t^* = \frac{\bar{\Pi}}{\tilde{r} + \theta^*} > P_k \quad (20)$$

Neste caso, $q > 1$. A liberalização do mercado de ações estabelece uma diferença entre o valor de mercado e o preço de um equipamento novo, gerando um incentivo para que as firmas invistam em capital físico, de acordo com a teoria de investimento de Tobin.

Uma fonte importante de variação no numerador de q , ou seja, no valor de mercado do capital, é a mudança nos preços do mercado de ações. Portanto, a teoria q pode achar uma explicação para a relação positiva entre investimento e mudanças correntes e defasadas nos preços do mercado de ações, como estimado por Fama (1981) e Barro (1989), entre outros.

A visão empírica estabelecida a partir dos resultados de von Furstenberg (1977), Clark (1979) e Summers (1981), entre outros, é que as medidas do valor de mercado do capital (variáveis do tipo q) têm um poder explicativo limitado do investimento. Esta

conclusão parece conflitar com relações fortes entre investimento (e outras variáveis macroeconômicas, como PNB) e retornos dos mercados de ações, como encontradas em Fama (1981) e Barro (1989). Segundo Barro (1990), o mercado de ações tem um melhor desempenho do que as medidas de q , conceitualmente mais apropriadas, usadas em alguns estudos empíricos de investimento. Blanchard, Rhee e Summers (1993) destacam três explicações potenciais para o pior desempenho de q nos trabalhos empíricos. Primeira, o erro de medida na construção de q pode tornar o preço da ação uma *proxy* melhor para a avaliação do mercado. Segunda, movimentos exógenos no investimento, capturados pelo termo do erro da equação de estimação, podem afetar a demanda agregada e as taxas de juros, induzindo, tudo o mais constante, uma correlação negativa entre a avaliação do mercado de títulos e os choques favoráveis ao investimento, o que leva a um viés negativo na avaliação do mercado de títulos e, portanto, em q . A terceira explicação é que as firmas podem reagir de maneira mais acentuada a mudanças nos preços das ações do que a mudanças nos preços dos títulos.

Desta forma, alguns trabalhos do enfoque do experimento de política utilizam o aumento nos preços das ações, dada a liberalização do mercado acionário, como *proxy* para o aumento em q , que leva ao aumento temporário no investimento no período pós-liberalização.

Henry (2000b) testa se as liberalizações são acompanhadas por taxas de crescimento extraordinariamente elevadas do investimento privado, com base na relação teórica entre investimento privado e valor sombra do capital no mercado acionário. Como a liberalização altera o investimento através de seu efeito intermediário sobre os preços das ações, uma vez que o aumento destes preços implica em aumento em q , testa a correlação entre a taxa de crescimento do investimento privado⁹ e o episódio de liberalização e, também, a existência de uma ligação intermediária entre o investimento privado e os preços das ações. Em uma segunda etapa, busca determinar se estas correlações têm uma interpretação causal.

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.

⁹ Um aumento temporário na taxa de crescimento do estoque de capital implica em um aumento temporário na taxa de crescimento do investimento. Como não havia dados disponíveis do estoque de capital para a amostra utilizada, Henry analisou a taxa de crescimento do investimento.

Foi encontrada uma relação positiva entre a mudança na avaliação do mercado financeiro e o aumento no investimento privado, mas o investimento mostrou-se mais fortemente correlacionado com aumentos na avaliação induzidos pela liberalização do que com os aumentos genéricos. Este fato está relacionado a duas possíveis interpretações. Primeira, a liberalização do mercado acionário ajuda as firmas a distinguirem entre os aumentos na avaliação determinados pela notícia da liberalização e aumentos determinados por ruídos. Segunda, existe um problema de variáveis omitidas.

O modelo usado para testar a correlação entre investimento e liberalização foi complementado com outras variáveis explicativas que permitissem capturar os impactos do ciclo de negócios mundial, das reformas econômicas e dos princípios macroeconômicos sobre a taxa de crescimento do investimento, isolando-se, assim, o efeito da liberalização. A correlação positiva entre a taxa de crescimento do investimento privado e a liberalização do mercado acionário mostrou-se robusta às diferentes combinações de possíveis variáveis omitidas. A estimação da especificação completa, com todas as variáveis de controle inclusas, indicou taxas de crescimento acima do normal nos três anos pós-liberalização, de 10%, 31% e 18%, respectivamente.

Embora tenha ficado evidente que os episódios de liberalização são seguidos por aumentos extraordinários do investimento, não se pode afirmar que as liberalizações causam *booms* de investimento, porque a causalidade reversa não pôde ser descartada.

Existem, pelo menos, dois fatos que implicariam em uma causalidade reversa, neste caso. Primeiro, os governos poderiam ter decidido pela liberalização de seus mercados acionários, dada a demanda por investimento acima do normal nos anos anteriores. Segundo, os formuladores de política econômica poderiam ter liberalizado os mercados acionários de seus países ao antecipar choques futuros positivos ao produto marginal do capital.

Na ausência de variáveis instrumentais adequadas para a liberalização do mercado de ações, foi utilizada a evidência temporal para testar a plausibilidade destes dois fatos. Como não se encontraram evidências de liberalizações ocorridas após grandes aumentos do investimento, o primeiro fato consistente com a hipótese de causalidade reversa foi descartado. Porém, se houvesse ocorrido o segundo fato, a taxa de crescimento do investimento privado teria aumentado após a liberalização, mas as liberalizações não teriam causado o aumento. O aumento futuro na produtividade marginal do capital é o que causa a liberalização e o aumento no investimento. A evidência temporal é consistente com este fato e, por isso, não se pode descartar a hipótese de causalidade reversa.

Analisando o comportamento do estoque de capital agregado e do PIB per capita de 18 países emergentes antes e depois da liberalização de seus mercados de ações, Henry (2003) encontra mais evidências que dão suporte às previsões do modelo neoclássico sobre o crescimento do investimento e do PIB per capita no período pós-liberalização.

De acordo com os dados, a taxa de crescimento do estoque de capital apresentou um aumento de 1,1 ponto percentual no período logo após as liberalizações, de uma média de 5,4% ao ano no período pré-liberalização para uma média de 6,5% no período pós-liberalização. Como se faz apenas uma análise direta dos dados observados, não se levando em conta a possibilidade de que os resultados sofram a influência de outros fatores além da abertura do mercado de capitais, como a ocorrência de reformas econômicas concomitantes, não se pode afirmar se o aumento no investimento é determinado de fato pela queda no custo do capital, dada a liberalização, ou se o aumento na taxa de crescimento futura esperada, dadas as reformas, constitui o principal determinante dos resultados. Com relação ao comportamento do PIB per capita, a análise dos dados indicou um aumento de 2,3 pontos percentuais em sua taxa de crescimento, de uma média de 1,4% ao ano antes da liberalização para uma média de 3,7% ao ano no período pós-liberalização.

Bekaert, Harvey e Lundblad (2005) estimam uma regressão de crescimento tradicional *a lá* Barro (1997)¹⁰ à qual adicionam uma variável indicadora da liberalização financeira, para testar o efeito da abertura do mercado acionário sobre a taxa de crescimento do PIB real anual per capita. Utilizam quatro amostras diferentes de países, determinadas pela disponibilidade de dados, e adotam três medidas alternativas de liberalização financeira para testar a robustez do efeito da liberalização. Duas destas medidas são variáveis *dummies*, uma correspondente à data oficial de liberalização, de acordo com a cronologia em Bekaert e Harvey (2002), e outra correspondente à data do primeiro sinal de liberalização, como em Bekaert e Harvey (2000). A terceira é uma variável contínua que mede a intensidade de liberalização.

Estimando por *GMM* a especificação completa do modelo, usando uma amostra com 95 países, o coeficiente do indicador da primeira sinalização foi 1,22%, comparado com

¹⁰ Bekaert, Harvey e Lundblad (2005) estimam uma regressão da taxa de crescimento do PIB real per capita contra uma constante, o nível inicial do PIB, a razão entre consumo do governo e o PIB, a participação no Ensino Médio e expectativa de vida, além da variável indicadora da abertura do mercado de ações. Barro (1997) encontra evidências empíricas a partir de um painel de cerca de 100 países que dão suporte à noção geral de convergência condicional. Para um dado nível inicial de PIB, a taxa de crescimento é incrementada por níveis de expectativa de vida e escolaridade iniciais mais elevados, menor fertilidade, menor consumo do governo, melhor manutenção da soberania das leis, menor inflação e melhoras nos termos de troca. Para valores dados destas e de outras variáveis, o crescimento é negativamente relacionado ao nível inicial do PIB real per capita. O modelo também inclui variáveis *dummies* regionais.

0,97% para o indicador da liberalização oficial. A magnitude, 1,07%, e significância do coeficiente da variável contínua de liberalização foram similares às das outras duas *proxies* de liberalização. Com exceção do coeficiente não significativo da variável de participação no Ensino Médio, os sinais e magnitudes dos coeficientes das variáveis de controle permaneceram estáveis entre as diferentes definições de liberalização do mercado acionário.

O efeito de crescimento da liberalização do mercado acionário mostrou-se robusto à inclusão de medidas de abertura da conta de capital. Enquanto o coeficiente da variável de abertura de Quinn (1997) foi significativo, não reduziu o impacto da liberalização do mercado acionário. O coeficiente do indicador de liberalização do mercado acionário foi 1,02% e estava mais de 3,5 desvios-padrões acima de zero, mesmo quando competia diretamente com o indicador de liberalização da conta de capital.

Pode-se afirmar, portanto, com base nos resultados obtidos até então por Bekaert *et al.* (2005), que a liberalização do mercado acionário é acompanhada por um efeito de crescimento significativo, que é robusto a datas de liberalização alternativas e distinto dos efeitos da liberalização da conta de capital.

Tratar de endogeneidade neste contexto, como já destacado anteriormente, é difícil, porque é quase impossível encontrar uma variável instrumental apropriada para a liberalização. Ao invés disso, tentou-se, então, levar em conta diretamente as oportunidades de crescimento, incluindo no modelo uma variável que capturasse as oportunidades de crescimento exógenas. O resultado obtido sugere que esta variável prevê o crescimento, mas não elimina o efeito da liberalização, que permaneceu praticamente inalterado. Embora esta análise não tenha resolvido o problema da presença de variável endógena no modelo, ela transmite uma maior segurança de que os resultados não foram determinados pela questão da endogeneidade.

Finalmente, foram introduzidas *proxies* para outras reformas macroeconômicas contemporâneas nas principais regressões. As variáveis utilizadas para capturar os efeitos destas reformas sobre o crescimento são contínuas e medem os efeitos diretos das mesmas. Foram consideradas três variáveis: a abertura comercial, o nível de inflação e o prêmio cambial do mercado negro. Apenas o nível de inflação não apresentou um papel importante na explicação do crescimento do PIB per capita, de acordo com as amostras analisadas. O coeficiente de liberalização caiu em torno de 25%, mas permaneceu significativamente diferente de zero. Assim, os resultados indicam que parte do efeito da liberalização do mercado acionário é explicada por estas *proxies* das reformas macroeconômicas.

As evidências empíricas obtidas a partir do enfoque do experimento de política indicam, portanto, que a liberalização do mercado acionário nos países emergentes é seguida por uma queda no custo do capital e aumento temporário no investimento e na taxa de crescimento do PIB per capita. Os resultados dos trabalhos desta literatura mostram que o impacto real da liberalização da conta de capital é consistente com a visão de Eficiência Alocativa, ao contrário dos estudos com dados em *cross section*.

Após tratar das bases teóricas e das estruturas e evidências empíricas dos estudos do enfoque do experimento de política, pode-se passar à análise de suas vantagens e falhas na investigação dos efeitos da abertura da conta de capital sobre o crescimento econômico.

2.3.3 Vantagens e Falhas do Enfoque do Experimento de Política

O enfoque do experimento de política tem a vantagem de fornecer uma descrição clara do que acontece com o país em desenvolvimento quando este liberaliza seu mercado de capitais, além de evitar o problema de erros de medida na variável de abertura e não implicar em efeitos ambíguos da liberalização, como ocorre no caso do enfoque que faz uso de dados em *cross section*. Mas vale destacar que nenhum artigo desta literatura foi capaz de tratar completamente do problema de endogeneidade e que este enfoque “levanta mais questões do que responde” (HENRY, 2006).

Embora já comentado anteriormente, o problema da endogeneidade merece destaque. A questão que surge é se as liberalizações constituem decisões políticas exógenas ou se os países decidem liberalizar seus mercados de capitais quando esperam melhores oportunidades de crescimento. Summers (1994) afirma que os políticos podem estar mais inclinados à abertura quando os tempos são bons, uma vez que a liberalização do mercado acionário em períodos ruins pode levar a acusações de que o governo está “vendendo o país a preços promocionais”. A principal dificuldade para se contornar este problema está em encontrar variáveis correlacionadas com a decisão de liberalização, mas não correlacionadas com o mercado acionário ou com os princípios macroeconômicos, ou seja, encontrar instrumentos adequados. Como os artigos da literatura do enfoque do experimento de política não são capazes de tratar adequadamente do problema de endogeneidade, as correlações significativas entre as variáveis reais e a variável de liberalização encontradas nesta literatura devem ser interpretadas com cuidado.

Comparativamente à previsão do modelo neoclássico sobre o comportamento do custo do capital, dada a abertura da conta de capital, o impacto financeiro da liberalização do mercado acionário estimado pelos trabalhos empíricos desta literatura é pequeno (STULZ, 2005). Existem três razões principais que podem explicar essa queda relativamente inexpressiva no custo do capital ou, equivalentemente, este aumento modesto nos preços das ações. A primeira é que o enfoque do experimento de política trata a liberalização como um evento que ocorre uma única vez e não como um processo gradual. A segunda razão é que a taxa de retorno do capital nos países em desenvolvimento pode não ser muito mais elevada do que nos países desenvolvidos (LUCAS, 1990). Finalmente, a terceira explicação é que os países em desenvolvimento realmente apresentam taxas de retorno substancialmente mais elevadas do que os países desenvolvidos, mas a presença de imperfeições no mercado de capital faz com que a maior parte do diferencial dos retornos persista, mesmo na presença de livres fluxos de capitais internacionais.

Os trabalhos da literatura do enfoque do experimento de política estimam a mudança que ocorre no custo do capital na primeira vez em que um país anuncia ou implementa a liberalização de seu mercado de ações. O problema é que, raramente, os países abrem seus mercados de uma única vez. Em geral, passam por várias outras liberalizações subseqüentes à primeira. Se este for o caso, considerar apenas a resposta do mercado acionário à sua primeira liberalização pode subestimar o impacto financeiro total do processo de liberalização.

Uma forma de se tratar desta questão é estimar a resposta do mercado a cada abertura, somar todas as respostas e usar o número resultante como *proxy* para o efeito total da liberalização. Todavia, as respostas do mercado de ações às liberalizações subseqüentes são muito pequenas, de modo que o fato dos artigos da literatura do enfoque do experimento de política não levarem em conta as liberalizações subseqüentes à primeira não explica o impacto financeiro relativamente pequeno da liberalização. Uma outra alternativa é estimar o impacto financeiro total usando medidas contínuas de liberalização. No entanto, mesmo neste caso, o impacto sobre o custo do capital mostra-se pequeno.

A evidência sugere, portanto, que a explicação para o impacto financeiro relativamente pequeno da liberalização não está baseada na escolha entre uma medida binária ou contínua do processo de liberalização.

A segunda explicação possível é que as taxas de retorno do capital nos países em desenvolvimento podem, na verdade, não ser muito mais elevadas do que as taxas de retorno nos países desenvolvidos.

Grandes diferenças nas razões capital-trabalho entre os países implicam em grandes diferenças nas taxas de retorno do capital apenas sob a hipótese de que todos os países têm o mesmo nível de produtividade total do fator. Para um dado estoque de tecnologia, a produtividade total do fator mede a eficiência com que uma economia transforma capital e trabalho em produto (SOLOW, 2001). Mantendo a tecnologia constante, existem vários fatores que podem influenciar este nível geral de eficiência. Instituições fracas e regulação governamental inadequada, por exemplo, podem distorcer a tomada de decisão econômica, reduzir a produtividade total do fator e levar a menores taxas de retorno do capital (HARBERGER, 1998).

Desta forma, se os governos dos mercados emergentes falharem em criar um ambiente que dê suporte às atividades produtivas e encoraje a acumulação de capital, a aquisição de habilidades, a invenção e a transferência de tecnologias, de fato, a taxa de retorno nas economias emergentes pode não ser muito maior do que nos países desenvolvidos, de modo que o impacto da liberalização financeira sobre o custo do capital mostra-se menor do que o esperado.

Uma terceira explicação para a queda relativamente pequena no custo do capital é que, mesmo que os países em desenvolvimento apresentem taxas de retorno do capital mais elevadas do que os países desenvolvidos, a presença de imperfeições no mercado de capitais, como problemas de agência, assimetria de informação e proteção ruim ao investidor, leva a um diferencial de retorno persistente entre estas economias (STULZ, 2005). Desta forma, a liberalização tem seu impacto financeiro reduzido.

A proteção efetiva ao investidor ajuda a reduzir os problemas de assimetria de informação e de agência. Pesquisas mostram que o grau com que as leis de um país protegem os direitos legais de acionistas minoritários exerce uma influência significativa sobre o tamanho e solidez dos mercados de capitais (LA PORTA; LOPEZ-DE-SILANES; SHLEIFER; VISHNY, 1997, 1998 e 2002). Uma proteção fraca, por sua vez, diminui os retornos efetivos, reduzindo os incentivos para que o capital flua dos países ricos para os pobres (SHLEIFER; WOLFENZON, 2002). Uma vez que os acionistas minoritários nas economias emergentes recebem menos proteção do que sua contrapartida nos países desenvolvidos, a retirada de restrições à entrada de capital pode gerar mudanças menores nos preços dos ativos e nos fluxos de capitais do que ocorreria se as economias emergentes dessem a estes acionistas o mesmo nível de proteção médio que recebem nos países ricos.

Resta saber até que ponto as imperfeições dos mercados de capitais nos países emergentes explicam o impacto financeiro relativamente pequeno da liberalização. Faltam testes empíricos das previsões desta visão das imperfeições do mercado de capitais.

Apesar do fraco impacto sobre o custo do capital, a liberalização tem efeitos significativos sobre o investimento real, de acordo com os resultados do enfoque do experimento de política. A dúvida que se coloca, neste caso, é com relação à plausibilidade da atribuição de *booms* de investimento da economia como um todo a uma mudança política que afeta diretamente apenas as firmas que têm ações negociadas no mercado acionário.

Se a data da primeira liberalização do mercado de capitais de um país, em geral, a data de implementação do primeiro *country fund*, for uma *proxy* válida para a ocorrência de liberalizações mais amplas, não documentadas, então quantidades significativas de capital não pertencentes a este fundo em particular podem fluir para este mercado. Se este for o caso, então o tamanho do *country fund* inicial subestimar a quantidade de recursos que a liberalização torna disponível para financiar um aumento no estoque de capital doméstico (HENRY, 2006).

Três fatos sugerem que as datas de implementação do primeiro *country fund* constituem indicadores de um movimento dos países em direção a uma abertura mais ampla. Primeiro, as liberalizações dos mercados de ações são seguidas por uma série de implementações de *country funds* e emissões de *American Depositary Receipts* (KAROLYI, 2004; LEVINE; SCHMUKLER, 2005). Segundo, em geral, os países que liberalizaram seus mercados de capitais não reverteram o processo de abertura. Terceiro, as liberalizações coincidem com um aumento significativo da importação de bens de capital (ALFARO; HAMMEL, 2006).

Embora as liberalizações dos mercados acionários possam ser responsáveis por uma parte significativa dos *booms* de investimento, o aumento no estoque de capital que se segue à liberalização é muito pequeno para explicar o aumento observado no crescimento do produto.

De acordo com o modelo neoclássico, qualquer aumento na taxa de crescimento do produto que não seja devido a um aumento na taxa de crescimento do capital e do trabalho deve ser resultado de um aumento na taxa de crescimento da produtividade total do fator. Mas não se pode simplesmente atribuir à liberalização do mercado acionário um possível aumento nesta taxa. Segundo o modelo neoclássico, as liberalizações impactam o crescimento através da acumulação de capital, não apresentando qualquer previsão de impacto sobre a produtividade total do fator.

Se, no entanto, as liberalizações estiverem associadas a um relaxamento das restrições sobre o investimento direto estrangeiro, podem implicar em um aumento na taxa de crescimento tecnológico. Quando as firmas estrangeiras realizam investimento direto na forma de investimentos em novas plantas ou compra de uma participação majoritária de uma firma doméstica, podem trazer nova tecnologia e técnicas de administração que aumentam a eficiência da firma adquirida, podendo gerar transbordamentos de conhecimento para a economia como um todo. Entretanto, não existem evidências de que ganhos de produtividade na planta gerem transbordamentos de conhecimento para a economia, estimulando o aumento na taxa de crescimento da produtividade total agregada do fator (GORG; GREENAWAY, 2004).

A liberalização da conta de capital também pode aumentar a taxa de crescimento da produtividade total do fator se levar ao aumento da eficiência alocativa do investimento doméstico. Existem evidências de que a liberalização da conta de capital tende a aumentar o desenvolvimento financeiro de um país (LEVINE, 2001; LEVINE; ZERVOS, 1998a, b). Também é verdade que os países com níveis mais elevados de desenvolvimento financeiro alocam capital de forma mais eficiente do que os países que apresentam desenvolvimento financeiro mais baixo (EICHENGREEN, 2004; LOVE, 2003). Porém, para se afirmar que a liberalização melhora a eficiência da alocação do capital doméstico através de seu impacto sobre o desenvolvimento financeiro do país, é necessária uma evidência temporal de que a qualidade da alocação do capital do país melhora conforme seu nível de desenvolvimento financeiro aumenta.

De acordo com Mitton (2006), as liberalizações também podem amenizar as restrições de liquidez, permitindo que as firmas adotem tecnologias que não podiam financiar anteriormente, levando a um aumento na taxa de crescimento do produto. A liberalização também permite uma maior diversificação do risco, encorajando o investimento em tecnologias mais arriscadas, que podem implicar em uma taxa de crescimento tecnológico mais elevada e em maior crescimento.

Mas os números do crescimento da produtividade total do fator mostram-se consistentes com as reformas econômicas coincidentes com os processos de liberalização dos mercados de capitais emergentes. As reformas econômicas que aumentam a eficiência de um dado estoque de capital e do trabalho implicam no aumento da taxa de crescimento da produtividade total do fator.

Para determinar se um possível aumento na taxa de crescimento da produtividade total do fator, durante o período de liberalizações dos mercados acionários emergentes, deveu-

se à abertura dos mercados de capitais ou às reformas econômicas implementadas no mesmo período, é necessário confrontar ambas as teorias com os dados. Porém, os dados agregados não fornecem graus de liberdade suficientes para se separar os efeitos da liberalização dos efeitos das reformas sobre o crescimento.

O uso de dados agregados também não permite que se trate da eficiência na alocação dos recursos dentro do país, apenas entre os países. A validade empírica da visão de Eficiência Alocativa requer, todavia, que os recursos sejam alocados eficientemente tanto entre os países como dentro do país emergente.

2.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Como se destacou desde o início do capítulo, apenas o enfoque do experimento de política testa as previsões do modelo de crescimento neoclássico sobre os impactos da abertura da conta de capital, de modo que a análise da relação entre abertura e crescimento a partir de dados puramente em *cross section* não permite tratar da validade empírica da visão de Eficiência Alocativa.

Desta forma, ao se assumir que o efeito de crescimento da liberalização da conta de capital se dá apenas através da acumulação de capital, o enfoque do experimento de política mostra-se mais apropriado ao tratamento da relação entre abertura e crescimento do que o enfoque que faz uso de dados em *cross section*. As evidências empíricas dos estudos que utilizam aquele enfoque confirmam as previsões que dão base à visão de Eficiência Alocativa da abertura da conta de capital.

No entanto, mesmo o enfoque do experimento de política apresenta falhas. As magnitudes dos efeitos de queda no custo do capital e aumento nas taxas de crescimento do investimento e do produto encontradas pelos trabalhos empíricos desta literatura não condizem com as magnitudes previstas pelo modelo teórico.

Assim como a aplicação do estudo de eventos aos dados agregados surge como uma alternativa para contornar as falhas dos trabalhos com dados em *cross section* na investigação dos impactos da abertura da conta de capital, novos avanços na literatura empírica têm surgido para contornar as falhas do enfoque do experimento de política, principalmente no que diz respeito àquelas relacionadas ao uso de dados agregados.

No próximo capítulo, as previsões do modelo neoclássico acerca dos impactos da liberalização serão estendidas para um contexto de firmas. Tais previsões têm sido testadas a

partir da aplicação recente do enfoque do experimento de política a dados de empresas, permitindo uma ligação mais direta com a teoria do que o enfoque com dados agregados, resultando em evidências mais confiáveis dos impactos da abertura. Além disso, será apresentada uma nova estratégia de identificação do impacto da liberalização sobre o investimento, com o uso de dados de empresas, que permite a análise não apenas da eficiência na alocação dos recursos entre os países, mas também dentro do país que adotou a política de abertura. Os efeitos da livre mobilidade de capitais e das reformas econômicas sobre o crescimento também poderão ser distinguidos a partir desta nova estratégia.

3 O ENFOQUE DO EXPERIMENTO DE POLÍTICA APLICADO A DADOS DE FIRMAS E A ANÁLISE DA EFICIÊNCIA ALOCATIVA DOS RECURSOS DA 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, como já destacado no final do capítulo anterior. 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.

Se os países emergentes alocam o capital físico de maneira eficiente entre os setores da economia, então os ganhos do livre comércio internacional de ativos financeiros ficam evidentes.

Considere, por exemplo, um país sem quaisquer fluxos de capitais e que tem uma vantagem comparativa na produção de grãos de café. Na ausência de fluxos de capitais, um país não pode ter fluxos líquidos de comércio e, conseqüentemente, os residentes têm que arcar com todos os riscos do país. Uma vez que o preço dos grãos de café é volátil e os rendimentos da safra podem variar inesperadamente, a renda do país seria muito volátil se ele empregasse todos os seus recursos nesta produção. Para evitar esta volatilidade, a única solução, na ausência de fluxos de capitais, é diversificar a produção. Isto significa que o país produz outros bens, mesmo que seja menos eficiente na produção destes. Buscando suavizar sua renda, o país reduz os benefícios que pode obter a partir do comércio internacional de bens. A produção é deslocada da indústria de grãos de café através do mercado acionário. Uma vez que a produção destes grãos leva a retornos voláteis, os investidores requerem um

alto prêmio de risco para investir nesta indústria e um prêmio de risco mais baixo para investir em indústrias que fornecem diversificação para o investimento nesta produção. Desta forma, as indústrias que fornecem esta diversificação são capazes de obter capital a baixo custo, que, por sua vez, torna possível para elas competirem com sucesso contra as importações. Como resultado deste efeito da diversificação da produção, o país produz em indústrias nas quais não tem vantagem comparativa.

Considere, agora, que este país permita fluxos de capitais não restritos e assumamos que não existe um lado negro destes fluxos. Imediatamente, conforme os investidores tomam conhecimento de que os fluxos de capitais serão permitidos, o prêmio de risco na indústria de grãos de café cai. Conforme os investidores pelo mundo acreditam que, na maioria das vezes, os eventos bons desta indústria compensam os eventos ruins em seu portfólio, acreditam também que investir na produção destes grãos realmente reduz o risco do seu portfólio e, assim, o fazem. Isto significa que os riscos associados à produção de grãos de café são diversificáveis internacionalmente, de forma que os mercados de capitais mundiais requerem um prêmio de risco muito menor para arcar com estes riscos. Então, conforme o prêmio de risco da produção de grãos de café cai, o país investe mais nesta indústria, se é fato que este país aloca o capital físico eficientemente. Simultaneamente, as indústrias locais que ajudavam os residentes a diversificar seus riscos da produção de grãos de café não mais oferecem este benefício, uma vez que os residentes podem, agora, diversificar internacionalmente o risco da produção doméstica. Conseqüentemente, estas indústrias podem contemplar um aumento no custo do seu capital e queda no investimento.

A liberalização do mercado de capitais leva, portanto, à diversificação internacional do risco e à realocação do capital entre as indústrias, com um aumento maior do investimento naquelas que apresentaram maior diversificação do risco de sua produção, se a realocação dos recursos for eficiente. Assim como na liberalização comercial, aqueles que ganham podem compensar aqueles que perdem, de tal forma que todos estão em melhor situação. Uma vez que este processo é completado, o país pode se especializar na indústria na qual tem vantagem comparativa (STULZ, 1999a)¹¹. A livre mobilidade de capitais permite que os residentes do país que adotou tal mudança política arquem com menos riscos associados à produção doméstica e que o país produza mais eficientemente e possa tirar mais vantagens do livre comércio internacional de bens, se alocar o capital físico de maneira eficiente.

¹¹ Ver também Tesar e Werner (1998).

Vale destacar, ainda, que, se o capital físico for alocado de forma eficiente, após a abertura, a diversificação internacional do risco pode encorajar a adoção de tecnologias *a lá* Obstfeld (1994), muito arriscadas para serem adotadas em autarquia, mas, ao mesmo tempo, mais produtivas. As economias emergentes podem experimentar, então, uma elevação na produtividade total do fator, o que explicaria os aumentos expressivos na taxa de crescimento do PIB per capita pós-liberalização, bem acima do valor previsto pelo modelo neoclássico, encontrados na literatura com dados agregados.

Se o mercado doméstico falha em alocar eficientemente os recursos da liberalização entre os setores da economia, a visão de Eficiência Alocativa da abertura da conta de capital nos países emergentes sofre um golpe.

Para contornar as falhas do uso de dados agregados citadas no início do capítulo, 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, como o custo do seu capital e o fluxo de caixa futuro, 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.

No presente capítulo, buscar-se-á tratar das previsões teóricas do modelo neoclássico com relação ao impacto da liberalização sobre o custo do capital e as decisões de investimento em um contexto de firmas, de forma a se obter uma ligação mais forte com a teoria e dar um enfoque especial à questão da eficiência alocativa dos recursos da

liberalização dentro do país emergente. Para a análise empírica neste contexto, o enfoque do experimento de política é aplicado a dados de empresas.

Uma nova estratégia de identificação do impacto da abertura sobre a taxa de acumulação do capital pós-liberalização, desenvolvida a partir do mecanismo do q de Tobin e do uso de dados das empresas, será explorada, permitindo a análise da eficiência na alocação dos recursos dentro da economia emergente que adotou a política de abertura do seu mercado acionário, bem como a separação dos efeitos da liberalização do mercado de ações dos efeitos de outras reformas econômicas contemporâneas sobre o crescimento econômico.

Uma vez que, teoricamente, o mercado de ações é o canal que induz a eficiência na alocação do capital físico no período pós-liberalização, o capítulo apresenta, inicialmente, uma discussão de teorias e evidências que atribuem um papel a este mercado na determinação do investimento das empresas. Só então são estendidas as previsões do modelo neoclássico sobre os impactos da liberalização para o contexto de firmas e apresentada a nova estratégia de identificação de Chari e Henry (2006), passando-se, logo após, às evidências empíricas.

3.1 INVESTIMENTO E MERCADO ACIONÁRIO

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, com base na teoria de que estes preços fornecem sinais úteis de oportunidades de investimento.

De acordo com a teoria q de Tobin (1969), a taxa de investimento relativa ao estoque de capital deve ser uma função crescente apenas de q , razão do valor de mercado de uma unidade adicional de capital com relação ao seu custo de reposição, como já destacado anteriormente. Assim, se a alocação de capital físico da firma for eficiente, seu investimento deve satisfazer à seguinte condição:

$$\left(\frac{I}{K}\right)_i = \alpha + \beta q_i \quad (21)$$

Em que o termo do lado esquerdo da equação corresponde à taxa de investimento relativa ao estoque de capital da firma e q_i é o valor de q marginal da firma i . Adicionalmente, $\beta > 0$ e

$\left(\frac{I}{K}\right)_i$ é igual a zero quando $q=1$.

Considerando-se uma situação em que a firma é tomadora de preços, com retornos constantes de escala na produção e na instalação do capital, então q marginal = q médio (HAYASHI, 1982), ou seja, $q_i = V_i / K_i$, em que V_i é o valor de mercado da firma i e K_i é o custo de reposição do seu estoque de capital. Assumindo-se, ainda, que o administrador da firma e os participantes do mercado de ativos têm acesso ao mesmo conjunto de informações e que o mercado de ativos avalia a firma de acordo com seus fundamentos (BLANCHARD; RHEE; SUMMERS, 1993), V_i é o valor presente descontado do fluxo de caixa futuro esperado da firma. Sendo $\tilde{\pi}_i$ o fluxo de caixa estocástico, que se espera que cresça exponencialmente à taxa g_i , pode-se reescrever a equação (21) da seguinte forma:

$$\left(\frac{I}{K}\right)_i = \alpha + \beta \left[\frac{\bar{\pi}_i}{K_i (r + \theta_i - g_i)} \right] \quad (22)$$

Em que $\bar{\pi}_i$ é o valor esperado do fluxo de caixa estocástico, r é a taxa de juros livre de risco e θ_i denota o prêmio de risco específico da firma i .

Uma fonte importante de variação em V_i é a mudança no preço das ações da firma i , que, neste caso, reflete a mudança nos fundamentos da firma, como o custo do seu capital, $r + \theta_i$, e seu fluxo de caixa esperado. Assim, a alocação eficiente do capital deve variar de acordo com os movimentos no preço das ações e, mais especificamente, com as mudanças nos fundamentos da firma sinalizadas por estes movimentos no preço. Neste caso, o investimento e a avaliação do mercado acionário movem-se juntos: o aumento no preço da ação sinaliza para o administrador que ele pode aumentar o bem-estar do acionista aumentando o investimento.

Porém, nem sempre a avaliação do mercado e a avaliação que os administradores fazem da empresa, com base em seus fundamentos, coincidem. Para isso acontecer, uma ou mais das hipóteses destacadas acima não devem ser satisfeitas. Primeiro, q marginal e q

médio podem assumir valores diferentes quando o lucro marginal e o lucro médio diferem entre si, o que pode ocorrer devido à presença de retornos não constantes na produção, a rendas de fatores não reproduzíveis, rendas nos mercados não competitivos de bens ou de fatores, às características do sistema tributário e assim por diante. Segundo, os administradores podem ter acesso a mais informações do que o mercado. Terceiro, mesmo que os conjuntos de informação para os administradores e para os participantes do mercado sejam os mesmos, a avaliação do mercado pode incluir uma bolha especulativa. Neste caso, os preços são elevados relativamente aos fundamentos da firma simplesmente porque se espera que eles aumentem ou baixos porque se espera que eles caiam. Quarto, o mercado pode estar sujeito a modismos que fazem com que sua avaliação se desvie dos fundamentos por longos períodos de tempo (BLANCHARD; RHEE; SUMMERS, 1993; HAYASHI, 1982).

Deixando-se de lado a primeira explicação potencial para a diferença nas avaliações e atribuindo-se este desvio ao fato do mercado acionário não se mover de acordo com os fundamentos das firmas, a questão que se levanta aqui é se os administradores, ao tomar suas decisões de investimento, devem levar em conta a avaliação do mercado, mesmo se esta diferir da sua própria avaliação baseada nas variáveis fundamentais. Colocada de outra forma, a dúvida que surge é se haveria um outro papel para o mercado acionário na determinação do investimento além da sua capacidade de transmitir informações sobre os fundamentos das firmas.

Bosworth (1975) afirma que os administradores devem ignorar os sinais do mercado e agir de acordo com a sua própria avaliação. Argumenta que o administrador deve investir até o ponto em que o produto marginal iguale-se à taxa livre de risco ou, equivalentemente, até o ponto em que q *marginal* seja igual a um, não importando se esta condição é válida ou não para a avaliação do mercado. Faz, pelo menos, duas críticas à teoria do investimento baseada nos preços das ações. Primeira, que não se pode dizer que o mercado acionário causa o investimento. Segunda, uma vez que o mercado flutua excessivamente e o investimento requer tempo para ser planejado e implementado, os administradores dão pouca atenção à avaliação do mercado. Entretanto, ignora o fato de que o mercado acionário é um mercado, em que as firmas podem emitir novas ações e os acionistas podem realizar ganhos de capital vendendo ações para compradores potenciais. O papel das novas emissões foi enfatizado por Keynes (1936, *apud* TOBIN; BRAINARD, 1977) e um dos motivos dados por Tobin para a teoria q (TOBIN, 1969).

Fischer e Merton (1984) respondem às duas críticas de Bosworth, argumentando que fatores exógenos que alteram os preços das ações e mudanças irracionais nestes preços

podem mudar o investimento. Suponha, por exemplo, que os investidores tomam suas decisões de investimento e consumo de forma a maximizar $\sum_i \pi_i^k U_i^k$, em que π_i^k é a estimativa do investidor k da probabilidade do estado i e U_i^k é a utilidade do investidor k no estado i . As firmas mantêm ativos já existentes, ou seja, o estoque de capital, e seus administradores tomam decisões de investimento para aumentar este estoque, de forma a maximizar os lucros econômicos. Considere um conjunto de preços e planos de investimento de equilíbrio tais que o retorno esperado do mercado no equilíbrio é de 15% e os projetos de novos investimentos marginais das firmas também rendam 15%. Suponha, agora, um aumento exógeno na aversão agregada ao risco que faz com que os preços das ações caiam até o ponto em que as ações do estoque de capital existente tenham um retorno esperado de 20%. Como não houve mudança na tecnologia ou nas probabilidades dos estados futuros, os investimentos marginais planejados no antigo equilíbrio ainda renderão 15% no novo equilíbrio. Da perspectiva dos investidores, o retorno esperado do mercado ainda é de 15%, enquanto que, da perspectiva dos administradores, os preços das ações estão mais baixos, dado que eles têm um retorno esperado de 20%, enquanto os investidores esperam um retorno de apenas 15%. Os administradores que tinham planejado financiar os investimentos marginais com os lucros retidos vêem que estes recursos podem ser usados para se obter um maior retorno, através da compra de ações de suas próprias firmas ou de outras. Aqueles que tinham planejado financiar seus investimentos de rendimento de 15% externamente, emitindo obrigações corporativas adicionais, não o fazem se estes ativos renderem 20%. Através deste mecanismo, os preços mais baixos das ações e os rendimentos mais elevados causados pela mudança na aversão ao risco levam ao cancelamento de todos os investimentos planejados com retornos esperados abaixo de 20%.

Fischer e Merton defendem a idéia de que as decisões de investimento devem basear-se simplesmente na avaliação do mercado acionário. Supondo que o investimento tenha ocorrido até o ponto em que q *marginal* iguala-se a um e, neste ponto, o q *médio* é maior do que um, o mercado está pronto a pagar um preço mais alto pela ação. Neste caso, a firma deve emitir novas ações e investir até o ponto em que o q *médio* iguala-se a um. O q *marginal*, agora, é menor do que um, mas os acionistas obtiveram um lucro em cada nova ação emitida. Por esta razão, concluem que o investimento deve responder a movimentos no mercado acionário, independentemente se estes movimentos coincidem ou não com a avaliação do administrador. Existiria, neste caso, um papel para o mercado de ações além da transmissão de informações sobre os fundamentos das firmas.

Blanchard, Rhee e Summers (1993) encontram evidências empíricas de que, após se levar em conta a influência de variáveis econômicas fundamentais, como o lucro, sobre a taxa de crescimento do investimento, o papel do mercado acionário na alocação do capital físico é limitado. Um aumento de 1% na avaliação do mercado não acompanhado por um aumento nos valores dos fundamentos leva a um aumento no investimento de 0,45%, enquanto um aumento na avaliação do mercado acompanhado por um aumento nos fundamentos leva a um aumento de 2% no investimento (usando-se os preços das ações como *proxy* para a avaliação do mercado, estes números são 0,49% e 2,1%).

Morck, Shleifer e Vishny (1990) destacam quatro teorias que podem explicar a correlação entre investimento e retornos das ações e testam, empiricamente, quais seriam os papéis potenciais do mercado acionário na tomada de decisões de investimento das empresas.

A primeira teoria atribui ao mercado acionário o papel de informante passivo, assumindo-se que os administradores têm mais informações sobre suas firmas do que os participantes do mercado e que, portanto, a avaliação do mercado não tem o que acrescentar ao conjunto de informações do administrador quando este toma sua decisão de investimento. Neste caso, não há espaço para que o “sentimento” do investidor, referente a crenças dos investidores que não são justificáveis racionalmente, influencie o investimento. A razão para a correlação observada entre retornos das ações e crescimento do investimento subsequente, neste caso, é que o conjunto de informação do econometrista é menor do que o do administrador. A segunda teoria, por sua vez, considera o mercado um informante ativo, que transmite informações úteis ao administrador para sua tomada de decisão de investimento, sendo que estas informações podem prever os fundamentos precisamente ou não. Se os preços das ações contiverem informações imprecisas sobre as variáveis fundamentais, estes falsos sinais podem estar associados ao sentimento do investidor e podem afetar a decisão de investimento. A terceira explicação para a correlação entre investimento e preços das ações está relacionada à possibilidade de financiamento através da emissão de ações. Se o mercado acionário estiver sujeito ao sentimento do investidor, as firmas podem escolher financiar seus investimentos através da emissão de ações, quando o mercado as sobrevaloriza, tornando o custo do capital irracionalmente baixo. Finalmente, o mercado acionário pode exercer pressão sobre os administradores se, por exemplo, sua estabilidade no cargo depender do desempenho das ações da firma no mercado de ações, influenciando, assim, suas decisões de investimento.

Para testar, empiricamente, a influência do mercado acionário sobre o investimento, além da sua influência através da habilidade de prever os fundamentos futuros, Morck *et al.* (1990) estimam uma regressão da taxa de crescimento do investimento contra os

retornos anormais defasados das ações e as variáveis fundamentais que determinam a taxa de crescimento do investimento. O retorno anormal defasado explica apenas 3,8% da variação no investimento ao longo do período de três anos além do que pode ser explicado pelos fundamentos, 20,8%. Parece, portanto, que a habilidade do mercado de ações em prever o investimento está amplamente baseada em sua correlação com as variáveis fundamentais futuras. Levando-se em conta, além das variáveis fundamentais, o efeito do financiamento através da emissão de ações, o poder explicativo do mercado acionário cai para 3,6%. Pode-se afirmar, então, que o mercado de ações influencia o investimento, além da sua habilidade de prever os fundamentos futuros e da sua influência sobre o financiamento, através de sinais falsos e da pressão sobre os administradores. Porém, esta influência é muito baixa, não respondendo pelas diferenças de investimento entre as firmas. De fato, o papel do mercado acionário na determinação do investimento, além da sua influência através da habilidade de prever os fundamentos futuros, parece limitado.

De modo geral, alguns dos estudos que relacionam as mudanças no investimento a mudanças nos preços das ações destacam a importância de se verificar se estes preços respondem às mudanças nos fundamentos das firmas, porque os preços das ações fornecem sinais públicos de oportunidades de investimento (FISCHER; MERTON, 1984; TOBIN; BRAINARD, 1977). Porém, evidências empíricas chamam a atenção para o fato de que, se a mudança no preço da ação não estiver relacionada à mudança nos fundamentos, então, a resposta ótima do investimento é menos clara, pois o papel do mercado acionário na determinação da alocação do capital físico, além da sua habilidade de previsão dos fundamentos futuros, é limitado (BLANCHARD; RHEE; SUMMERS, 1993; MORCK; SHLEIFER; VISHNY, 1990).

Pode-se afirmar, então, que os mercados acionários, particularmente aqueles cujos preços das ações seguem os valores dos fundamentos das firmas, fornecem sinais públicos úteis de oportunidades reais de investimento. Este fato é reforçado pelas evidências empíricas de que a alocação de capital é mais eficiente quando os preços das ações apresentam mais informações específicas das empresas.

Durnev, Morck e Yeung (2004) examinam empiricamente se as decisões de investimento são mais eficientes onde os preços das ações são mais informativos, ou seja, onde refletem mais rapidamente e precisamente informações específicas da firma. Usam a variação específica da firma no retorno da ação, que corresponde à variação não explicada pelo retorno do mercado, como estimada em Morck, Yeung e Yu (2000), como um indicador da incorporação precisa da informação da empresa nos preços das ações, com base no

seguinte argumento conceitual: a precificação mais informativa ocorre a partir das negociações em que uma das partes tem informação privada; como uma maior variação específica da firma no retorno da ação surge deste tipo de negociação, então uma maior variação específica da firma no retorno deve implicar em um preço mais informativo. Para medir a eficiência do investimento corporativo, estimam o desvio do *q marginal* de Tobin com relação ao seu nível ótimo, sendo que quanto menor for o desvio, maior é a eficiência do investimento.

Encontram uma associação altamente positiva entre a proximidade do *q marginal* com relação a seu nível ótimo e a magnitude da variação específica da firma no retorno da ação e tal descoberta tem duas implicações importantes. Primeira, os preços das ações são mais informativos, estando mais próximos de seus valores fundamentais, quando a variação específica da firma no retorno da ação é maior. Segunda, trata-se de uma evidência de que os preços das ações que refletem mais precisamente as informações específicas da firma facilitam o investimento corporativo mais eficiente. Os preços das ações são mais eficientes no sentido funcional (TOBIN, 1982, *apud* WURGLER, 2000), ou seja, induzem uma alocação mais eficiente dos bens de capital, quando a variação específica da firma no retorno é maior.

Usando uma medida da sincronia dos retornos das ações no mercado acionário de cada país da sua amostra, Wurgler (2000) também encontra uma associação positiva entre os mercados acionários cujos preços contêm mais informações específicas das firmas e uma melhor alocação do capital. Baseia-se na argumentação de Morck *et al.* (2000) de que quanto menor for a sincronia entre os preços das ações, maior é a informação específica da firma presente nestes preços. Afirma que o resultado obtido é consistente com a sugestão de Morck *et al.* e outros de que os preços dos mercados secundários que são eficientes na transmissão de informação ajudam os administradores e investidores a distinguir os bons investimentos dos ruins.

Embora os preços das ações nos mercados emergentes transmitam muito pouca informação específica da firma de acordo com Morck *et al.* (2000), Li, Morck, Yang e Yeung (2004) encontram evidências empíricas de que o conteúdo destas informações nos preços das ações aumenta conforme os países adotam medidas de maior abertura dos mercados de capitais.

Assim, sob a hipótese de que os preços das ações nos mercados emergentes refletem os fundamentos das firmas e induzem uma alocação eficiente do capital físico, pode-se passar, na próxima seção, às previsões do impacto da liberalização do mercado acionário

sobre o custo do capital e, conseqüentemente, os preços das ações, e sobre as decisões de investimento das firmas, através das quais a política de abertura afeta o crescimento do país.

3.2 PREVISÕES ACERCA DO IMPACTO DA LIBERALIZAÇÃO DO MERCADO ACIONÁRIO SOBRE O CUSTO DO CAPITAL E AS DECISÕES DE INVESTIMENTO DAS FIRMAS

Extrapolando-se a análise da subseção 2.3.1 do capítulo anterior para um cenário de firmas, considere novamente um pequeno país cujos mercados de ativos são completamente segmentados dos mercados estrangeiros inicialmente e assuma que todas as hipóteses estipuladas por Stulz (1999b) são válidas, de modo que o *CAPM* é o modelo mais adequado para a precificação dos ativos deste país. Assumindo-se que todos os investidores são iguais, de acordo com o *CAPM*, estes manterão o mesmo portfólio de risco ótimo, o portfólio de mercado. A taxa de retorno esperada de uma ação individual depende do seu prêmio de risco que, por sua vez, é determinado pelo coeficiente beta com relação ao portfólio do mercado doméstico, ou seja, pela contribuição do risco da ação ao risco do portfólio do mercado. Assim, a taxa de retorno requerida da firma *i* no equilíbrio, ou o custo do seu capital antes da liberalização do mercado de ações, é dada pela seguinte equação:

$$E(R_i) = r + \frac{Cov(R_i, R_M)}{\sigma^2(R_M)} [E(R_M) - r] \quad (23)$$

Em que *r* é a taxa de juros livre de risco, $Cov(R_i, R_M)$ é a covariância histórica entre o retorno da ação da firma *i* e o retorno do portfólio do mercado doméstico, $\sigma^2(R_M)$ é a variância do retorno do mercado doméstico, $\frac{Cov(R_i, R_M)}{\sigma^2(R_M)}$ é o beta da ação da firma *i* com relação ao portfólio de mercado e $[E(R_M) - r]$ é o prêmio de risco do portfólio do mercado doméstico. Rearranjando-se esta equação:

$$E(R_i) = r + \frac{[E(R_M) - r]}{\sigma^2(R_M)} Cov(R_i, R_M) = r + \gamma Cov(R_i, R_M) \quad (24)$$

Em que γ corresponde ao coeficiente de aversão relativa ao risco, constante, pois é o mesmo para todos os investidores, por hipótese.

Considere, agora, o impacto da abertura completa do mercado acionário deste país sobre a taxa de retorno esperada da firma i ¹². Assuma que o valor esperado e a variância dos lucros da produção doméstica não são afetados pela liberalização e que todos os investidores no mundo têm a mesma aversão relativa ao risco constante. Após a liberalização, o mercado de ativos do pequeno país torna-se parte do mercado de ativos global e expande as oportunidades de diversificação para os investidores estrangeiros. Como se trata de um país pequeno, sua adição ao portfólio mundial não aumenta o prêmio de risco deste. Os residentes domésticos também podem investir no exterior com o objetivo de diversificação internacional. Com mercados de capitais completamente abertos, o *CAPM* é válido para o mercado de ativos global, de forma que, após a liberalização, a fonte de risco sistemático para a precificação de ativos muda do índice de preços das ações do mercado local para o índice do mercado mundial e, portanto, a taxa de retorno requerida da firma i no equilíbrio com o mercado de capital integrado é dada por:

$$E(R_i^*) = r^* + \frac{Cov(R_i, R_W)}{\sigma^2(R_W)} [E(R_W) - r^*] \quad (25)$$

Em que r^* é a taxa de juros internacional, $Cov(R_i, R_W)$ é a covariância histórica entre o retorno da ação da firma i e o retorno do mercado mundial, $\sigma^2(R_W)$ é a variância do retorno do mercado global, $Cov(R_i, R_W) / \sigma^2(R_W)$ é o beta da ação da firma i com relação ao portfólio do mercado global e $[E(R_W) - r^*]$ é o prêmio de risco do mercado mundial. Rearranjando-se a equação (25):

$$E(R_i^*) = r^* + \frac{[E(R_W) - r^*]}{\sigma^2(R_W)} Cov(R_i, R_W) = r^* + \gamma Cov(R_i, R_W) \quad (26)$$

Em que, novamente, o coeficiente de aversão relativa ao risco, γ , é constante, porque, por hipótese, ele é o mesmo para todos os investidores.

Subtraindo-se a equação (26) de (24), tem-se uma expressão para a mudança no custo do capital, dada a liberalização do mercado de ações do país em questão:

¹² A análise do efeito da abertura completa do mercado de ações sobre a taxa de retorno esperada da ação da firma i no equilíbrio é baseada na análise em Chari e Henry (2004). Chari *et al.* também analisam o efeito de uma abertura parcial sobre o custo do capital da firma.

$$E(R_i) - E(R_i^*) = (r - r^*) + \gamma [Cov(R_i, R_M) - Cov(R_i, R_W)]$$

$$\text{Mudança no custo do capital} = (r - r^*) + \gamma DIFCOV_i \quad (27)$$

Em que $DIFCOV_i = Cov(R_i, R_M) - Cov(R_i, R_W)$.

O lado direito da equação (27) destaca os dois canais através dos quais a liberalização muda o custo do capital de uma firma negociada no mercado acionário deste país. O primeiro termo é exatamente o mesmo do caso agregado, que representa a queda na taxa de juros livre de risco, conforme o país passa de uma autarquia financeira para uma maior integração com o mercado mundial. É um choque comum ao custo do capital de todas as firmas do mesmo 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. Quanto maior for a covariância entre o retorno das ações da firma e o retorno do portfólio do mercado doméstico relativamente à sua covariância com o mercado mundial, maior é a queda no risco sistemático desta empresa, ou seja, maior é a diversificação do risco de sua produção e, portanto, maior a redução na taxa de retorno ou custo do capital, dada a liberalização. 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 (27) 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 $DIFCOV$.

Tudo o mais constante, a resposta ótima a uma queda no custo do capital é o aumento no investimento. A previsão de mudança nas decisões de investimento em capital físico das firmas é derivada a partir do modelo de crescimento neoclássico, estendendo-se a análise agregada para um cenário de firmas. A alocação eficiente de capital físico de uma

firma antes da liberalização deve obedecer à seguinte condição de primeira ordem para o investimento:

$$f_i'(k_{SS})^e = r + \gamma Cov(R_i, R_M) + \delta \quad (28)$$

Ou seja, o produto marginal esperado do capital da firma i no *steady state* deve ser igual ao custo do capital mais a sua taxa de depreciação.

Como já visto, a abertura do mercado acionário muda o custo do capital da firma. Assim, a eficiência requer que a alocação do capital físico também mude de acordo com a mudança na taxa de juros livre de risco e na fonte de risco sistemático. Então, após a liberalização do mercado acionário, a condição de primeira ordem para o investimento passa a ser:

$$f_i'(k_{SS}^*)^e = r^* + \gamma Cov(R_i, R_W) + \delta \quad (29)$$

Para restaurar o equilíbrio, o aumento no estoque de capital da firma i logo após a liberalização tem que ser grande o suficiente para que o produto marginal esperado do seu capital no novo *steady state* iguale-se ao novo custo do capital, menor do que o custo antes da liberalização, mais a taxa de depreciação.

Subtraindo-se a equação (29) da equação (28), obtém-se uma expressão para a mudança na condição de primeira ordem para o investimento, dada a liberalização, que mostra como a abertura do mercado de ações afeta a alocação de capital físico, fornecendo duas previsões sobre o investimento das firmas:

$$\begin{aligned} f_i'(k_{SS})^e - f_i'(k_{SS}^*)^e &= (r - r^*) + \gamma [Cov(R_i, R_M) - Cov(R_i, R_W)] \\ &= (r - r^*) + \gamma DIFCOV_i \end{aligned} \quad (30)$$

Em que $DIFCOV_i = Cov(R_i, R_M) - Cov(R_i, R_W)$.

A primeira previsão é de que a queda na taxa de juros livre de risco ou o choque comum ao custo do capital faz com que a taxa de investimento média de todas as firmas aumente. A segunda é de que, dado o choque comum, o choque específico da firma ou efeito beta (mudança na covariância) implica que a empresa que sofre uma queda maior no prêmio de risco de sua ação deve investir mais do que aquela cujo prêmio de risco aumenta, pois a queda no custo do capital no primeiro caso é maior do que no segundo, facilitando a captação

de recursos para o investimento da primeira empresa. Esta é a condição necessária para a alocação eficiente dos recursos entre as empresas do país que liberalizou seu mercado acionário. Em outras palavras, se o capital é realocado de acordo com a suavização ótima do risco de produção, então, após a liberalização, as firmas que apresentam maior diversificação do risco de sua produção, no caso, firmas com altos valores da variável *DIFCOV*, devem apresentar um crescimento mais rápido do seu estoque de capital do que aquelas que tiveram uma menor diversificação deste risco, ou seja, firmas com valores baixos de *DIFCOV*. Portanto, a alocação eficiente do capital físico entre as empresas, dada a liberalização, requer que as decisões de investimento das mesmas respondam à mudança em seu risco não diversificável.

Como o custo do capital não é diretamente observável, Chari e Henry (2006) geram previsões empiricamente testáveis acerca do impacto da liberalização sobre os fundamentos da firma e suas decisões de investimento, 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, γ , e que o mercado de capitais não apresenta fricções.

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

$$\left(\frac{I}{K}\right)_i = \alpha + \beta q_i \quad (21)$$

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:

$$q_i = \frac{V_i}{K_i} = \frac{\bar{\pi}_i}{K_i (r + \theta_i - g_i)} \quad (31)$$

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 θ_i é o prêmio de risco que os investidores exigem para manter ações da firma i no equilíbrio.

Supõem 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^* , θ_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 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:

$$\Delta \left(\frac{I}{K} \right)_i^* = \beta \Delta q_i^* \quad (32)$$

Combinando (31) e (32), obtêm a seguinte relação entre a mudança no investimento no período pós-liberalização e a mudança de impacto em q :

$$\begin{aligned}
\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_i^* &= \beta \left[\frac{\bar{\pi}_i}{K_i(r^* + \theta_i^* - g_i^*)} - \frac{\bar{\pi}_i}{K_i(r + \theta_i - g_i)} \right] \\
\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_i^* &= \frac{\beta \bar{\pi}_i}{K_i} \left[\frac{(r + \theta_i - g_i) - (r^* + \theta_i^* - g_i^*)}{(r^* + \theta_i^* - g_i^*)(r + \theta_i - g_i)} \right] \\
\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_i^* &= \lambda_i \left[(r - r^*) + (\theta_i - \theta_i^*) + (g_i^* - g_i) \right] \tag{33}
\end{aligned}$$

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

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 devida 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*_i, reescrevem a equação (33) da seguinte forma:

$$\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_i^* = \lambda_i \left[\underbrace{(r - r^*) + \gamma \text{DIFCOV}_i}_{\text{mudança no custo do capital}} + \underbrace{(g_i^* - g_i)}_{\text{mudança na taxa de crescimento dos rendimentos}} \right] \tag{34}$$

O termo λ_i do lado direito da equação (34) 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 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, devem-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 (34) 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 (FRANKEL; ROMER, 1999; 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).

Se a alocação eficiente do capital físico deve responder aos sinais contidos nos preços das ações relativos à mudança nos fundamentos das firmas (custo do capital e fluxo de caixa futuro esperado), 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.

Na próxima seção, serão analisadas as evidências empíricas do impacto da liberalização dos mercados acionários sobre o custo do capital, buscando-se determinar se os retornos observados das ações, *proxy* deste custo, refletem os fundamentos das firmas, em particular, a diversificação internacional do risco, sinalizando boas oportunidades de investimento. Com dados agregados, não era possível separar os efeitos da queda na taxa de juros dos efeitos da diversificação do risco sobre os preços das ações, pois havia uma única *proxy* para a mudança no custo do capital, que era o aumento nos índices de preços das ações durante o processo de liberalização. O uso de dados de firmas, por sua vez, fornece graus de liberdade mais do que suficientes para se fazer tal distinção. Na seção subsequente, tratar-se-á das evidências empíricas com relação ao impacto da abertura sobre as decisões de investimento das firmas.

3.3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DO IMPACTO DA LIBERALIZAÇÃO SOBRE O CUSTO DO CAPITAL DA FIRMA

Um princípio fundamental da teoria de precificação de ativos é que o capital deve ser alocado de tal forma que os retornos ajustados pelo risco sejam iguados entre os ativos. Os níveis de retornos esperados das ações devem variar de acordo com o nível de exposição das firmas aos riscos sistemáticos, como já visto. Assim, sempre que houver uma mudança no nível de risco sistemático, os preços das ações devem mudar de tal forma que os retornos ajustados pelo risco sejam iguados novamente. Uma vez que a liberalização do mercado de ações altera o conjunto de riscos não diversificáveis para o investidor representativo, Chari e Henry (2004) baseiam-se neste experimento natural para testar a hipótese de que os preços das ações movem-se de acordo com a mudança no risco sistemático.

Consideram que apenas algumas firmas de cada país de sua amostra é que se tornam aptas a receber investimento estrangeiro após a abertura. Este tipo de firma é chamado de investível, enquanto as demais firmas listadas no mercado de ações doméstico são denominadas não investíveis. As firmas aptas a receber investimento externo são definidas como um subconjunto daquelas que compõem o *IFC Global Index (IFCG)* e que também pertencem ao *IFC Investible Index (IFCI)*. A determinação de investibilidade, de acordo com a *International Finance Corporation*, é um processo de três passos. Primeiro, a *IFC* determina quais ações os estrangeiros podem manter legalmente. Segundo, esta instituição aplica dois critérios adicionais de praticabilidade do investimento, sendo que ambos devem ser satisfeitos

para que a firma seja incluída nos índices descritos acima. O primeiro critério exige uma capitalização de mercado mínima de \$50 milhões ou mais ao longo dos doze meses anteriores à adição da ação a um índice da *IFC*, enquanto o segundo critério seleciona as firmas de acordo com a liquidez, no caso, a ação deve ter atingido um volume mínimo de negociações de \$20 milhões no ano anterior para poder ser incluída em um índice da corporação. A ação também deve ter sido negociada em, pelo menos, metade dos dias de negociações do mercado acionário local.

A teoria prevê que o aumento no preço das ações da firma investível no período de liberalização deve ser mais fortemente relacionado à estrutura de covariância dos seus retornos do que no caso das firmas não investíveis. Além disto, a queda na taxa de juros livre de risco é um choque comum a todas as firmas na economia e, portanto, este efeito deve ser o mesmo para todas elas, investíveis ou não, sediadas no mesmo país. Isto significa que, na média, a liberalização leva à redução no custo do capital de todas as firmas domésticas, mas esta queda é particularmente maior para aquelas que obtêm maior benefício da diversificação internacional do risco, no caso, as firmas investíveis.

Para testar se a diversificação internacional do risco ajuda a prever a mudança inesperada no preço das ações em resposta à notícia de liberalização, estimam a seguinte regressão:

$$\Delta \ln(\text{Stockpricechange}_{ij}[0]) = \alpha + \beta_1 \text{INVEST}_{ij} + \gamma_1 \text{DIFCOV}_{ij} + \gamma_2 (\text{DIFCOV} * \text{INVEST})_{ij} + \text{COUNTRY}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (35)$$

Em que a variável do lado esquerdo da equação corresponde à mudança inesperada no preço da ação no mês de implementação da liberalização, *DIFCOV* é, mais uma vez, a diferença das covariâncias históricas entre o retorno da ação individual e os retornos do mercado doméstico e do mercado global, *INVEST* é uma variável *dummy* que assume o valor um para as firmas investíveis e zero para as não investíveis e, finalmente, *COUNTRY* é um conjunto de *dummies* que capturam os efeitos fixos de cada país.

O intercepto impõe a hipótese de que a mudança na taxa de juros livre de risco é a mesma para todas as firmas, depois de se levar em conta os efeitos fixos dos países. O coeficiente da variável *INVEST* mede o efeito marginal sobre o intercepto se a firma for investível. Neste caso, se a teoria estiver correta, o coeficiente desta variável deve ser estatisticamente igual a zero. O coeficiente de *DIFCOV* corresponde ao efeito da diversificação do risco condicional a que a firma seja não investível e a soma dos coeficientes

de *DIFCOV* e *DIFCOV*INVEST* é o efeito total da diversificação do risco condicional a que a firma seja investível.

A estimação da equação (35), a partir de dados de 429 firmas em onze países, resulta em um intercepto igual a 0,059 e a soma dos coeficientes das variáveis *DIFCOV* e *DIFCOV*INVEST* é 2,74 a 1% de significância. Como o valor médio de *DIFCOV* para as firmas investíveis é de 0,018, a firma apta a receber investimento externo pode esperar um aumento de 4,9% no preço de sua ação no mês de implementação da liberalização, devido à diversificação do seu risco sistemático. O aumento total no preço da ação é de 10,8 %. No caso das firmas não investíveis, não existe uma relação entre o aumento no preço de sua ação e a mudança nos fundamentos de diversificação, uma vez que o coeficiente de *DIFCOV*, ou seja, o efeito da diversificação sobre os preços das ações não investíveis, é estatisticamente não significativo.

Como o aumento no preço das ações pode ser determinado pela redução na taxa de desconto ou pelo aumento na taxa de crescimento dos lucros futuros, é importante que se leve em conta a mudança na lucratividade futura das firmas na especificação de regressão, para se isolar o efeito da queda no custo do capital e, especificamente, o efeito da diversificação sobre o preço das ações. Adiciona-se, então, à equação de regressão o desvio da taxa de crescimento dos lucros da empresa no ano seguinte à liberalização de sua média no período anterior à abertura como *proxy* para a mudança na lucratividade futura. O efeito da diversificação sobre os preços das ações investíveis aumenta para 3,3. O aumento total no preço da ação passa a ser de 11,34%. O coeficiente estimado de *DIFCOV* continua estatisticamente não significativo.

As evidências empíricas demonstram, portanto, concordância com as previsões teóricas. O choque comum é positivo e significativo em ambas as especificações, correspondendo a um aumento de 5,9% e 5,4% nos preços das ações, na especificação padrão e na especificação que leva em conta a lucratividade futura, respectivamente. Todas as firmas experimentam um mesmo aumento no preço de suas ações devido à queda na taxa de juros livre de risco, depois de se levar em conta os efeitos específicos de cada país. A diversificação do risco, por sua vez, explica o aumento apenas nos preços das ações investíveis. Existe uma relação positiva entre o aumento no preço das ações e a variável *DIFCOV*, dada a liberalização, apenas no caso das firmas que são aptas a receber investimento estrangeiro após a liberalização.

Em uma outra aplicação empírica, Patro e Wald (2005) observam o comportamento dos preços das ações de firmas de dezoito países emergentes, para testar se o

custo do capital sofre uma queda devida à diversificação internacional do risco, dada a liberalização. Consistente com a queda no custo do capital, os retornos das ações devem aumentar no momento em que os participantes do mercado tomam conhecimento da liberalização e devem sofrer uma queda no período subsequente, relativamente ao período pré-liberalização. A queda do retorno no período pós-liberalização, em relação ao período pré, indica mudança no custo do capital.

Patro e Wald definem quatro períodos de interesse. O período de três anos, de -43 a -7 meses, antes da liberalização, que é chamado período PRE; o período de um ano, de -6 a +5 meses, em torno da liberalização, denominado DURING; o período de três anos, de +6 a +41 meses, após a liberalização, denominado período POST; e, finalmente, o período de +42 a +77 meses pós-liberalização, chamado período AFTER. As datas de liberalização são as mesmas adotadas por Bekaert e Harvey (2000), de acordo com o critério da primeira sinalização, que correspondem ao primeiro mês no qual ocorreram mudanças significativas na política do governo que afetaram a participação de investidores estrangeiros no mercado acionário.

Encontram um aumento médio nos retornos de 1,5% ao mês durante o período de 12 meses em torno da data de liberalização, relativamente ao período pré-liberalização. Henry (2000) encontra evidências de que os índices dos mercados acionários apresentam retornos anormais de 4,7% ao mês durante os oito meses que precedem a liberalização, enquanto Bekaert e Harvey (2000) encontram evidências de que o aumento nos preços vai de 0,2% a 2,5% ao ano. A diferença nos resultados pode dever-se ao fato de Patro e Wald ponderarem as firmas, e não os índices, de forma igualitária.

Nos três anos seguintes à liberalização, os retornos continuam positivos, mas a um nível mais baixo, com um aumento de 0,411% relativamente ao período PRE. Já no período de 36 meses que começa três anos e meio após a liberalização, os retornos das firmas caem, em média, 2,88% ao mês, também com relação ao período PRE, sendo este valor altamente significativo.

Das firmas pertencentes à amostra, 52,4% tiveram retornos mais elevados no período DURING do que no período PRE, indicando um aumento nos preços das ações durante o processo de liberalização. No período POST, 54,2% tiveram retornos maiores do que no período PRE, enquanto 45,8% tiveram retornos menores. Por fim, 77,8% das firmas tiveram retornos menores no período AFTER do que no período PRE, de forma que a queda nos retornos seguinte à liberalização é amplamente sentida pela maioria significativa das firmas.

O comportamento dos retornos das ações parece consistente com a queda no custo do capital das firmas, embora não seja levada em conta a influência da lucratividade futura esperada sobre o mesmo. Contudo, a hipótese de que as firmas com os maiores valores do beta local relativamente ao beta global no período pré-anúncio da abertura experimentam uma queda maior no custo do capital, dada a liberalização, ou seja, obtêm um benefício maior da diversificação, não pode ser aceita. Se esta hipótese fosse válida, as firmas com maiores betas locais experimentariam retornos mais positivos no período DURING e mais negativos nos períodos POST e AFTER. Patro e Wald encontram evidências ambíguas neste caso. Durante a liberalização, as firmas com betas locais mais elevados têm mudanças significativamente mais negativas nos retornos. Esta descoberta contrasta com o resultado obtido por Chari e Henry (2004). Porém, também descobrem que betas locais mais elevados implicam em retornos mais baixos nos períodos POST e AFTER. Estes retornos mais baixos no longo prazo para as firmas com valores mais elevados do beta local são consistentes com a hipótese de diversificação do risco e conseqüente queda no custo do capital, enquanto os retornos negativos durante a liberalização não o são.

Vale notar que, apesar da ambigüidade das respostas dos preços das ações à diversificação internacional dos riscos, os resultados mostram que as firmas apresentam valores menores do beta local e maiores do beta global após a liberalização, sugerindo um aumento nesta diversificação.

Embora as evidências indiquem uma queda no custo do capital, dada a liberalização dos mercados acionários dos países da amostra, refletida no comportamento dos preços das ações, estes preços parecem não responder à diversificação internacional do risco do modo previsto pela teoria, ou seja, não se encontra uma relação positiva entre o aumento (a queda) nos retornos das ações durante a liberalização (no período pós-liberalização) e a diferença entre as covariâncias dos retornos da firma e os retornos do mercado local e mundial.

A emissão de *ADRs*, como já destacado, também é uma forma de liberalização do mercado de ações, constituindo uma oportunidade para se analisar o impacto da abertura sobre o custo do capital através do uso de dados de firmas. Usando uma amostra de 126 empresas de mercados emergentes e desenvolvidos¹³ que anunciaram seu programa de *Depositary Receipts* ao longo do período de 1985 a 1994, Errunza e Miller (2000) analisam o impacto da introdução de *DRs* no mercado norte-americano sobre o custo do capital das

¹³ Ao contrário dos trabalhos apresentados anteriormente, que fazem uso apenas de dados de mercados emergentes.

empresas que emitiram tais certificados. Para isto, utilizam os retornos observados das ações como *proxy* para seus retornos esperados e analisam se o comportamento destes condiz com a previsão de queda no custo do capital, dada a introdução das *ADRs*.

Os retornos acumulados das firmas da amostra são de 81,04% e 26,84% durante os períodos pré (-36 a -7 meses) e pós-anúncio da liberalização (de 7 a 36 meses), respectivamente. A diferença de 54,2% é estatisticamente significativa a 5%. O excesso de retorno acumulado (com relação ao retorno acumulado da firma de controle) durante o período pré-liberalização é de 34,39% (10,25% ao ano), estatisticamente significativo ao nível crítico de 5%, enquanto seu valor no período pós-anúncio é de -3,11% (-1,06% ao ano). A queda de 11,31% ao ano no excesso de retorno, atribuída à introdução das *ADRs*, representa uma redução de 42,2% (de 26,8% para 15,49%) no custo do capital.

Os retornos acumulados durante o período de -6 meses até o mês do anúncio são de 29,35%. O excesso de retorno neste mesmo período é de 11,65%, estatisticamente significativo a 5%. Durante o mês do anúncio, o excesso de retorno é de 2,76%, significativo a 5%. Estes resultados dão suporte à previsão teórica de aumento nos preços das ações conforme o custo do capital cai de seu patamar elevado no período pré-liberalização para níveis normais no período pós.

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 mostram que o impacto das *ADRs* sobre os retornos será tanto maior quanto maior for a diversificação promovida pelas emissões.

Assumindo que os mercados não são completamente segmentados, baseiam-se no seguinte modelo de precificação de ativos sob segmentação branda de Errunza e Losq (1985), para testar a hipótese de existência de uma relação positiva entre a diversificação internacional do risco e a queda no custo do capital:

$$E(R_i) = r + AM \text{Cov}(R_i, R_w) + (A_I - A) M_I \text{Cov}\left(R_i, R_I / R_e\right) \quad (36)$$

Em que $E(R_i)$ é o retorno esperado da i -ésima ação do I -ésimo mercado nacional, cujos investidores podem negociar quaisquer ativos, enquanto os demais investidores podem negociar apenas seus ativos domésticos; r é a taxa de juros livre de risco; A e A_I são os coeficientes agregados de aversão ao risco mundial e dos investidores do I -ésimo mercado,

respectivamente, enquanto M e M_I são os valores de mercado do portfólio global e do portfólio do I -ésimo mercado, respectivamente.

O retorno esperado da i -ésima ação é composto por um prêmio de risco global e um prêmio de risco condicional do mercado, que corresponde ao aumento no retorno esperado que a i -ésima ação deve oferecer devido à segmentação. O risco condicional do mercado, $\text{cov}\left(R_i, R_I / R_e\right)$, é definido como a covariância condicional entre o retorno da i -ésima ação e o retorno do portfólio do I -ésimo mercado, dado o vetor de retornos de todas as ações negociadas. Considerando-se apenas dois países, o I -ésimo mercado pode ser um mercado emergente ou um mercado desenvolvido, enquanto o outro país corresponde ao mercado norte-americano. E ainda, neste caso, o vetor de retornos compreende todas as ações negociadas nos EUA.

O risco condicional do mercado depende da capacidade dos investidores norte-americanos atingirem os benefícios da diversificação internacional sem ter que negociar no exterior. Se estes investidores puderem reproduzir perfeitamente os retornos da i -ésima ação estrangeira através da diversificação doméstica, ou seja, se a correlação entre os retornos da i -ésima ação e do portfólio de diversificação doméstico (norte-americano) com o qual estes retornos são mais correlacionados for igual a um, então o prêmio de risco condicional do mercado desaparece. Se esta correlação for igual a zero, por outro lado, a ação i teria um retorno maior, refletindo seu potencial de diversificação. De fato, a correlação aproxima-se de um depois da introdução da *ADR*, uma vez que os investidores norte-americanos podem, agora, reproduzir o retorno desta ação através da *ADR* negociada no país. Desta forma, a queda no retorno esperado quando uma firma que negocia em um mercado com segmentação branda introduz uma *DR* no mercado norte-americano dependerá da correlação entre o retorno desta ação e o retorno do portfólio de diversificação doméstico com o qual o retorno da ação é mais correlacionado no período que precede o anúncio da *ADR*. Quanto maior for a correlação, menor será o potencial de diversificação da ação e, portanto, menor a queda no retorno esperado.

Formam-se portfólios de diversificação para cada firma individual e são calculadas as correlações entre os retornos destes portfólios e os retornos das firmas da amostra durante os 36 meses que antecedem o anúncio da liberalização, para se determinar o potencial de diversificação de cada firma. Analisando-se a relação entre este potencial e as diferenças dos excessos de retorno médios nos períodos pós e pré-liberalização, são encontradas evidências de que a firma cujos retornos apresentam baixa correlação com o

portfólio de diversificação no período pré-liberalização apresenta maior redução no excesso de retorno no período pós-anúncio relativamente ao período pré, ou seja, tem uma queda maior no custo do seu capital, dada a emissão da *ADR*. Este resultado confirma a hipótese de que o potencial de diversificação do risco ajuda a prever os retornos das ações ou, equivalentemente, que os preços das ações contêm sinais sobre o risco sistemático das firmas.

3.4 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DO IMPACTO DA LIBERALIZAÇÃO SOBRE AS DECISÕES DE INVESTIMENTO DAS FIRMAS

Os resultados apresentados na seção anterior indicam que a abertura do mercado acionário leva, de fato, à redução no custo do capital das firmas que passam a ter acesso aos mercados de capitais internacionais, através de dois canais: a redução na taxa de juros e a diversificação internacional do risco.

Tudo o mais constante, a melhor decisão para a empresa, dada a queda no custo do capital, é aumentar a acumulação de capital físico. A eficiência na alocação deste capital requer que as decisões de investimento das firmas respondam às mudanças em seus fundamentos, dada a liberalização. De forma específica, a eficiência alocativa dos recursos da liberalização dentro do país requer que os setores que experimentam maior diversificação internacional do risco de sua produção, dada a abertura, assumindo-se que os fluxos de caixa futuros das empresas não sofrem alterações, apresentem um maior nível de investimento no período pós-liberalização relativamente ao período pré e em relação às demais firmas do país (CHARI; HENRY, 2006).

Foram encontradas evidências de que mudanças no risco sistemático da firma, dada a liberalização do mercado acionário, explicam parte da queda no custo do seu capital e são refletidas na mudança do preço de suas ações, sugerindo que as mudanças induzidas pelas liberalizações nestes preços indicam oportunidades de investimento reais. 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 ações¹⁴. Dado 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.

¹⁴ 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).

Chari e Henry (2006) realizam o primeiro teste desta previsão, utilizando dados de empresas. A partir do modelo do q de Tobin para uma pequena economia aberta, geram as previsões acerca do impacto da liberalização sobre as decisões de investimento das firmas, apresentadas na seção 3.2 e resumidas pela seguinte equação que mostra como as mudanças no investimento, dada a liberalização, são determinadas pelas mudanças nos fundamentos das firmas:

$$\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_i^* = \lambda_i \left[(r - r^*) + \gamma DIFCOV_i + (g_i^* - g_i) \right] \quad (34)$$

O fator escalar específico da firma, λ_i , tem implicações técnicas para a estimação da equação (34). Como os λ_i s não são observáveis, parece natural estimar esta equação através de um modelo com coeficientes aleatórios, que capturem os efeitos destes termos. Todavia, este tipo de estimação requer que todas as variáveis do lado direito da equação variem ao longo do tempo e, como o valor de $DIFCOV$ muda apenas de uma firma para outra, isto impossibilita o emprego de tal procedimento. Assim, Chari e Henry estimam a seguinte regressão com dados em painel:

$$\begin{aligned} \Delta\left(\frac{I}{K}\right)_{ijt} &= CONSTANT + COUNTRY_j + a_0 \Delta SALES GROWTH_{ijt} \\ &+ a_1 \sum_{\tau=1}^3 \Delta SALES GROWTH_{ijt+\tau} + b_0 DIFCOV_{ij} + \varepsilon_{ijt}, t \in \{[0], [+1], [+2], [+3]\} \end{aligned} \quad (37)$$

Em que i é um índice referente às firmas, j indica o país em que a firma i está sediada e t corresponde ao tempo de liberalização em anos, por exemplo, $t = 0$, indica o ano em que a liberalização ocorreu, $t = +1$ indica o ano imediatamente após a liberalização e assim por diante. Esta equação fornece uma especificação de regressão que captura todas as características qualitativas presentes na decomposição estrutural da equação (34).

A variável $\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_{ijt}$ representa o desvio da taxa de crescimento do estoque de capital da firma i , no país j , em t , de sua média pré-liberalização. Esta variável captura a mudança inesperada ou anormal na taxa de crescimento do estoque de capital após a abertura. A média pré-liberalização, por sua vez, é calculada ao longo dos três anos imediatamente anteriores ao ano da liberalização ($t = [-3]$ a $t = [-1]$).

O intercepto, *CONSTANT*, mede, na teoria, o valor médio do efeito do choque comum ao custo do capital sobre o desvio da taxa de investimento após a liberalização, depois de se levar em conta os efeitos específicos do país, capturados pela variável *dummy COUNTRY*.

A variável $\Delta SALES GROWTH_{ijt}$ é o desvio da taxa de crescimento das vendas da firma i , no ano t , com relação à sua média pré-liberalização e corresponde à melhor *proxy* para as mudanças na taxa de crescimento da lucratividade. Chari e Henry escolhem usar vendas, ao invés de lucros, como *proxy* para a lucratividade, pela seguinte razão. Os dados referentes a estes últimos exibem grandes flutuações de ano para ano, enquanto os dados de vendas permanecem estáveis. Isto pode sugerir grandes flutuações ano a ano nos custos unitários ou que as firmas manipulam seus dados referentes a lucros. Para evitar as conseqüências desta segunda possibilidade, adotam a variável de desvio das vendas como *proxy* para a mudança na lucratividade das firmas. 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 (FAZZARI; HUBBARD; PETERSEN, 1988; HUBBARD, 1998). Uma das razões para a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa corrente é a possibilidade da firma estar enfrentado dificuldades de financiamento. Vale destacar, entretanto, que o investimento de uma firma pode ser sensível ao fluxo de caixa corrente, mesmo na ausência de tais restrições (KAPLAN; ZINGALES, 1997, 2000; STEIN, 2003)¹⁵. Assim, a variável $\Delta SALES GROWTH_{ijt}$ é usada para captar o impacto do crescimento corrente anormal sobre o investimento, enquanto a soma destes desvios até três períodos a frente é usada para capturar o efeito do crescimento futuro anormal.

Finalmente, a variável $DIFCOV_{ij}$ captura o impacto da mudança nos riscos sistemáticos das empresas. As firmas que apresentam uma queda maior no prêmio de risco pago aos investidores, dada a liberalização, devem investir mais, na média.

Na estimação da equação (37) são utilizados dados de 369 firmas de cinco países em desenvolvimento e é adotado o procedimento de determinação das datas de abertura dos mercados de ações definido em Henry 2000a, 2000b e 2003.

Primeiro, Chari e Henry buscam testar a significância estatística dos efeitos do choque comum, da diversificação do risco e da mudança nas taxas de crescimento

¹⁵ Existem outras explicações para a relação significativa entre investimento e lucratividade corrente, porém estão fora do escopo do presente trabalho. Ver Stein (2003).

separadamente, para, só então, estimar a decomposição completa da mudança no investimento nos três efeitos em conjunto. A estimação do desvio da taxa de crescimento do estoque de capital da firma i em t contra a constante e os efeitos fixos de cada país resulta em um termo de intercepto igual a 0,041 e significativo ao nível crítico de 1%, indicando que, no período pós-liberalização, a taxa de crescimento do estoque de capital da firma média excede sua média pré-liberalização em 4,1% ao ano. Para testar se as mudanças nas taxas de crescimento corrente e futuras influenciam a decisão de investimento das firmas após a liberalização, as variáveis explicativas utilizadas são os desvios das taxas de crescimento das vendas correntes e futuras, além da constante. O coeficiente estimado das mudanças nas taxas de crescimento das vendas correntes é 0,229, significativo a 1%, enquanto o coeficiente dos desvios das taxas futuras é 0,315, também significativo a 1%. A estimativa do intercepto mostra-se novamente positiva, 0,019, e significativa a 1%. Finalmente, a regressão contra uma constante e a medida da mudança na diversificação do risco resulta em um intercepto positivo, enquanto o efeito da diversificação mostra-se estatisticamente não significativo e economicamente trivial. Dado que o coeficiente estimado da mudança na diversificação é 0,037 e o valor médio da variável *DIFCOV* para as firmas da amostra é de 0,015, o efeito médio anual da diversificação do risco sobre a taxa de crescimento do investimento da firma é de um aumento de 0,056%.

A estimação da especificação completa, equação (37), por sua vez, implica em um termo constante não significativo e coeficientes estimados das mudanças nas taxas de crescimento corrente e futuras das vendas iguais a 0,316 e 0,287, respectivamente, significativos a 1%. Porém, o coeficiente estimado da mudança no risco permanece estatisticamente não significativo.

Como a constante mostra-se estatisticamente significativa em praticamente todas as estimações, isto sugere que o choque comum ao custo do capital afeta as mudanças nas decisões de investimento no período pós-liberalização. No entanto, embora teoricamente a constante represente o efeito da queda na taxa de juros livre de risco, na prática, o intercepto pode capturar outros efeitos sobre o investimento, além do choque comum.

Para determinar se a mudança no custo do capital realmente tem um impacto sobre as decisões de investimento após a liberalização, Chari e Henry definem uma variável adicional, *STOCKPRICECHANGE_{ij}*, que corresponde à mudança percentual no preço da ação da firma i do país j no ano da liberalização. A idéia é que, como as mudanças nos preços das ações refletem mudanças no custo do capital e na lucratividade futura esperada, levando-se em conta os desvios da taxa de crescimento da lucratividade na equação de estimação, a

obtenção de um coeficiente significativo para a variável de mudança no preço das ações implica em um efeito significativo da mudança no custo do capital sobre as decisões de investimento. Desta forma, a estimação dos desvios das taxas de crescimento do estoque de capital contra a variável de mudança no preço das ações, as variáveis de mudança nas taxas de crescimento das vendas e o intercepto resulta em um coeficiente estimado de *STOCKPRICECHANGE* igual a 0,030 e significativo a 5%, sugerindo que as mudanças no investimento da firma *i*, no período pós-liberalização, estão significativamente relacionadas à mudança no custo do seu capital. A constante deixa de ser significativa, pois o efeito do choque comum é capturado pela variável de mudança no preço das ações. Se a constante refletisse algum tipo de mudança de regime espúria no investimento, a inclusão da variável de mudança no preço das ações não teria qualquer efeito sobre ela.

Para determinar, mais uma vez, se a diversificação do risco tem alguma influência sobre o investimento das firmas após a liberalização, adicionam à equação (37) a variável de mudança no preço das ações. Os resultados da estimação desta nova equação implicam em um intercepto não significativo e um coeficiente estimado de 0,042 para a mudança no preço das ações e coeficientes estimados de 0,268 e 0,339 para as mudanças nas taxas de crescimento das vendas correntes e futuras, respectivamente, significativos a 5%. O efeito da diversificação no risco permanece estatisticamente não significativo.

Por fim, para garantir a validade dos seus resultados, testam se estes são robustos aos efeitos escalares específicos da firma e à definição da variável dos desvios das taxas de crescimento do estoque de capital e checam se as estimações superestimam a estatística *t* referente ao coeficiente estimado da variável da mudança no preço das ações no ano da abertura.

A estimação do painel representado pela equação (37) não leva em conta os efeitos escalares específicos das firmas. Para testar as implicações disto para os resultados obtidos, é estimada uma regressão do desvio da taxa de crescimento do investimento contra uma constante, os efeitos fixos de cada país e o desvio das taxas de crescimento das vendas futuras, usando-se a especificação de coeficientes aleatórios. Se os efeitos de escala forem importantes, as estimativas dos coeficientes da variável de crescimento das vendas futuras, usando o procedimento de efeitos aleatórios, difeririam substancialmente dos resultados anteriores, que não levam em conta os efeitos escalares. Mas este não é o caso, o que sugere que o fato dos resultados não serem ajustados de acordo com os efeitos de escala específicos da firma não implica em maiores prejuízos para as evidências obtidas.

O segundo teste da robustez dos resultados diz respeito à escolha da janela para o período pré-liberalização. Considerando que os países podem liberalizar em resposta a crises ou recessões, Chari e Henry acreditam que a determinação da variável dependente como o desvio da taxa de crescimento do investimento com relação à média nos três anos anteriores à data da liberalização pode superestimar a taxa de crescimento anormal do estoque de capital no período após a abertura. Por isto, definem o desvio da taxa de crescimento do estoque de capital com relação à taxa de crescimento média ao longo de todo o período pré-liberalização e estimam as especificações anteriores novamente. Os resultados obtidos são muito parecidos com os anteriores.

O terceiro e último teste refere-se à estatística t do coeficiente estimado da variável $STOCKPRICECHANGE_{ij}$. Como a variável dependente do painel varia tanto entre as firmas como ao longo do tempo e a variável de mudança no preço das ações varia apenas entre as firmas, a estrutura de regressão de painel estima o coeficiente da mudança no preço da ação usando sua única observação para cada ponto no tempo. O problema com este procedimento é que ele trata cada uso repetido deste valor como uma observação independente, de forma que o desvio-padrão do coeficiente estimado desta variável pode ser muito baixo e a estatística t , muito elevada. Para tratar desta questão, a regressão com dados em painel é transformada em uma regressão com dados em *cross section* apenas e é verificado se os resultados se mantêm. De fato, os resultados são similares aos da estimação do painel e, principalmente, as mudanças nos preços das ações têm um efeito significativo sobre o investimento.

Em resumo, são encontradas evidências de que a queda no custo do capital das firmas explica parte do desvio das 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 especificações 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. 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.

3.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Foi visto que as previsões do modelo de crescimento neoclássico a respeito dos impactos da liberalização financeira podem ser estendidas para o contexto das empresas. A abertura do mercado acionário nos países em desenvolvimento deve levar à queda no custo do capital da firma típica negociada neste mercado e ao aumento temporário em seu investimento, de acordo com esta teoria.

As evidências empíricas do enfoque do experimento de política aplicado a dados de firmas indicam redução no custo do capital das empresas, dada a liberalização, através da queda na taxa de juros e do aumento na diversificação internacional do risco, sendo que este último efeito não é encontrado em todos os trabalhos analisados, e que as mudanças nestes dois componentes do custo do capital são refletidas nos preços das ações nos mercados emergentes.

As descobertas empíricas sugerem, contudo, que as empresas não respondem à mudança no risco sistemático, sinalizada pelo aumento no preço de suas ações, indicando que, embora os recursos sejam alocados de forma eficiente entre os países, o mesmo não ocorre entre os setores da economia emergente.

Dado que o enfoque do experimento de política aplicado a dados de firmas promove um melhor entendimento do impacto da abertura do mercado de capitais sobre a economia e gera evidências mais críveis para se testar a validade da visão de Eficiência Alocativa do que sua aplicação a dados agregados, este procedimento será utilizado, no próximo capítulo, para se analisar os efeitos da abertura da conta de capital no Brasil sobre o crescimento econômico do país.

Será testada a previsão de aumento no investimento das empresas após a integração do mercado de ações brasileiro ao mercado mundial, sendo determinadas as forças responsáveis por tal mudança, de acordo com o modelo teórico em Chari e Henry (2006). Desta forma, questões como as referentes à eficiência alocativa dos recursos dentro do país e à separação dos efeitos da abertura do mercado de ações dos efeitos de reformas econômicas contemporâneas sobre a taxa de acumulação do capital pós-liberalização poderão ser abordadas.

4 O EFEITO DA POLÍTICA DE ABERTURA DA CONTA DE CAPITAL BRASILEIRA SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO DO PAÍS

Na seqüência de adoções de políticas de abertura da conta de capital entre os países emergentes no fim da década de 80 e início da década de 90, o Brasil não é uma exceção. O presente capítulo tem como objetivo analisar os efeitos desta política sobre o crescimento da economia brasileira no período, no mesmo intuito de tantos outros trabalhos que buscam determinar se realmente existe tal relação entre liberalização e crescimento do país emergente na prática, porém com o emprego de uma metodologia mais recente, ainda pouco explorada neste tipo de estudo. Tal método pode ser considerado o mais apropriado entre as metodologias desenvolvidas até então para a análise desta relação, assumindo-se que a acumulação de capital é o canal de interligação entre ambos.

Tendo sido revisada boa parte da literatura a respeito do efeito da abertura da conta de capital sobre o crescimento econômico de um país em desenvolvimento, as evidências sugerem maior adequação do enfoque do experimento de política ao tratamento desta questão, dada a sua fundamentação teórica. Além disto, a prática recente de aplicação deste enfoque a dados de empresas permite que se tenha maior confiança nos resultados empíricos obtidos, uma vez que esta trata do impacto sobre as firmas diretamente afetadas pela liberalização, e fornece uma melhor compreensão dos efeitos sobre o crescimento econômico, através de uma estratégia de identificação que decompõe a mudança no investimento das firmas, dada a abertura, em seus componentes fundamentais. O destaque com relação a esta estratégia é que a mesma permite a realização de uma análise da eficiência na alocação dos recursos não apenas internacionalmente, mas também dentro da economia emergente.

Dadas as suas vantagens relativamente à metodologia que faz uso de dados em *cross section* e não apresenta um embasamento teórico estabelecido e ao emprego de dados agregados no estudo de eventos, o enfoque do experimento de política aplicado a dados de firmas será utilizado, neste capítulo, na determinação dos efeitos da abertura da conta de capital brasileira sobre o crescimento do país, permitindo-se concluir se as evidências, neste caso, confirmam ou não as previsões da visão de Eficiência Alocativa.

O enfoque do experimento de política, como já visto, não trata da abertura da conta de capital como um todo, mas de apenas um aspecto desta. Mais especificamente, busca identificar a data da primeira liberalização do mercado acionário, para investigar o impacto da abertura sobre o crescimento econômico. Portanto, a determinação da data de integração do mercado de ações brasileiro ao mercado global é condição necessária para a condução da aplicação empírica deste capítulo. No Brasil, a data oficial de abertura deste mercado é maio de 1991, que corresponde à data de implementação de uma mudança significativa na lei referente aos investimentos estrangeiros em portfólio, que, desde 1987, só podiam ser realizados através de fundos especiais, sob condições onerosas. Entretanto, sabe-se que a liberalização pode ocorrer através de outros meios, como a introdução de *country funds* e *ADRs*. Além disto, vale destacar que, segundo Bekaert, Harvey e Lumsdaine (1998), em geral, a data de integração do mercado de ações doméstico não coincide com a data de liberalização do mesmo. Assim, ao contrário da prática generalizada de adoção das datas de abertura exógenas como aproximação para as datas de integração do mercado de capitais, serão consideradas, adicionalmente, no estudo do caso da abertura do mercado brasileiro, datas de integração determinadas endogenamente por Bekaert *et al.* (1998), aumentando a confiabilidade dos resultados.

A estratégia de identificação dos efeitos da abertura aplicada nesta análise é a mesma de Chari e Henry (2006). A idéia central é que a integração do mercado de ações emergente ao mercado mundial altera os fundamentos das firmas listadas publicamente naquele mercado e esta mudança é refletida no aumento dos preços de suas ações. Se este tipo de empresa aloca seu capital físico de forma eficiente, então suas decisões de investimento devem responder a este aumento no preço de suas ações, mais especificamente, à mudança em seus fundamentos, sinalizada pela mudança no preço de suas ações.

O modelo empírico que descreve tal mecanismo de impacto da abertura sobre o crescimento do país, através do impacto sobre as empresas afetadas diretamente por esta política, segue a partir do modelo teórico de tomada de decisões de uma firma em um país que adota uma política de liberalização, com base no modelo do q de Tobin para uma pequena economia aberta, desenvolvido em Chari e Henry (2006) e apresentado na seção 3.2 do capítulo anterior. Além de apresentar uma relação mais forte com a teoria, por tratar dos efeitos sobre as firmas diretamente afetadas pela política de abertura, esta metodologia permite separar os efeitos da liberalização do mercado de ações dos efeitos de outras reformas econômicas contemporâneas sobre as variáveis reais da economia, bem como tratar da questão de eficiência alocativa dentro do país.

Este terceiro capítulo está organizado em quatro seções. Na primeira, desenvolve-se a metodologia empírica a partir das previsões do modelo teórico em Chari e Henry (2006), referentes à mudança nas decisões de investimento das firmas negociadas nos mercados de ações emergentes quando estes são integrados ao mercado global. Na segunda seção, testam-se tais previsões a partir da análise dos dados de uma amostra de empresas brasileiras e da estimação do modelo empírico a partir dos mesmos. Na terceira seção, são discutidas e interpretadas as evidências empíricas encontradas. E, finalmente, na quarta e última seção, são feitas as considerações finais.

4.1 METODOLOGIA EMPÍRICA

O modelo teórico do q de Tobin para uma pequena economia aberta é utilizado em Chari e Henry (2006) para gerar previsões relativas ao impacto sobre o nível de investimento da firma totalmente financiada através da emissão de ações, quando o país no qual a mesma reside passa da condição de autarquia financeira para uma integração completa com o mercado global. Estas previsões são apresentadas na seção 3.2 do segundo capítulo e empregadas aqui para se desenvolver o modelo empírico que testa sua validade no caso brasileiro. Assume-se que os preços das ações refletem os fundamentos das empresas e que estas, ao tomar suas decisões de investimento, respondem à mudança em tais fundamentos, dada a liberalização, sinalizada pela mudança no preço de suas ações.

A equação (34) resume as previsões do modelo teórico em Chari *et al.* (2006), decompondo a mudança na taxa de crescimento do estoque de capital da firma i , no período pós-liberalização, nos efeitos das mudanças nos fundamentos desta empresa, dada a abertura do mercado de ações doméstico:

$$\Delta \left(\frac{I}{K} \right)_i^* = \lambda_i \left[\underbrace{(r - r^*) + \gamma DIFCOV_i}_{\text{mudança no custo do capital}} + \underbrace{(g_i^* - g_i)}_{\text{mudança na taxa de crescimento dos rendimentos}} \right] \quad (34)$$

Os termos entre colchetes do lado direito da equação mostram como a mudança na taxa de investimento de cada firma individual depende do choque comum ao custo do capital e da diversificação internacional do risco, dada a abertura, e das taxas de crescimento futuras esperadas, dada a ocorrência de outras reformas econômicas contemporâneas.

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

$$\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = \text{CONSTANTE} + \alpha_0 \Delta \text{RECEITA}_{it} + \alpha_1 \sum_{\tau=1}^3 \Delta \text{RECEITA}_{it+\tau} + \beta \text{DIFCOV}_i + \varepsilon_{it}, t \in \{[0], [+1], [+2], [+3]\} \quad (38)$$

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. Tudo o mais constante, no instante anterior à chegada da notícia da abertura, a média pré-liberalização da taxa de crescimento do estoque de capital de uma firma é uma previsão razoável da sua taxa de crescimento futura esperada. 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 indisponibilidade de dados relativos às vendas das empresas da amostra levou à adoção do desvio da taxa de crescimento da receita operacional líquida das firmas como *proxy* para a mudança na taxa de crescimento da lucratividade, sem maiores prejuízos aos resultados empíricos. A variável $\Delta \text{RECEITA}_{it}$ 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 $[+4]$. É importante destacar que estas variáveis capturam os efeitos dos choques ao crescimento corrente e ao crescimento futuro esperado, independentemente do fato destes

terem sido originados a partir das reformas econômicas coincidentes com a liberalização do mercado acionário ou a partir de outras fontes.

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 (38) 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*. Fundada em 1986, esta base acompanha milhares de empresas em oito países (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, EUA, México, Peru e Venezuela), contendo, entre outras informações, dados relativos aos demonstrativos financeiros e cotações das firmas negociadas nestes mercados. 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. Trata-se de um índice de capitalização do mercado, ajustado pelo câmbio livre, criado para medir o desempenho do mercado acionário global desenvolvido, com base no retorno total, com dividendos reinvestidos. Em agosto de 2006, era constituído por ações dos seguintes países: Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Espanha, EUA, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Hong Kong, Irlanda, Itália, Japão, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Reino Unido, Singapura, Suécia e Suíça. A série do *MSCI World Total Return Index* foi obtida a partir da base de dados da *Bloomberg*.

Por se tratar de um estudo de evento, o conjunto de dados de cada firma individual deve obedecer ao critério “antes-e-depois”, ou seja, deve conter um número de observações razoável antes e depois da liberalização do mercado de ações. Como as datas potenciais de integração do mercado acionário brasileiro estão compreendidas entre o final dos anos 80 e início dos anos 90, como será discutido adiante, nesta seção, e as séries de dados da *Economática* têm início em 1986, sendo que os dados anteriores a 1989 não estão disponíveis para grande número das firmas, a amostra de empresas utilizada na investigação empírica

deste trabalho apresenta um tamanho apenas satisfatório, sendo constituída por 67 empresas não financeiras e não estatais, que se destacam entre as mais negociadas na BOVESPA.

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.

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

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 ; $R_M = \ln\left(\frac{IBV_{it}}{IBV_{t-1}}\right)$ 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. Mas esta não é uma tarefa fácil.

Price (1994), Buckberg (1995), Bekaert e Harvey (2000) e Kim e Singal (2000) adotam maio de 1991 como a data oficial da primeira liberalização do mercado de ações brasileiro¹⁶, com base em uma importante mudança regulatória. De março de 1987 a maio de 1991, o investimento estrangeiro em portfólio no Brasil foi realizado sob a Resolução 1289, Anexo II, da Comissão de Valores Mobiliários (CVM), que limitava este tipo de operação ao investimento através de fundos especiais, sob condições desfavoráveis¹⁷. A partir daquele momento, os investidores estrangeiros poderiam manter portfólios de uma ou mais ações em custódia local. Também a partir de maio de 1991, foi permitido às instituições estrangeiras possuir até 49% das ações com direito a voto e 100% daquelas que não tinham esta característica em especial (IFC, 1996, *apud* KIM; SINGAL, 2000). Adicionalmente, foram aprovadas leis permitindo o investimento direto estrangeiro.

Fazendo uso de uma metodologia diferente para a determinação da data da primeira abertura, descrita no primeiro capítulo, Henry (2000a) adota março de 1988, data da introdução do primeiro *country fund* brasileiro, *The Brazil Fund Incorporated*, como a data da primeira liberalização do mercado de ações no Brasil.

Uma dificuldade adicional surge neste processo de determinação da data da primeira abertura, se for levada em conta a distinção entre a liberalização do mercado de ações e sua integração financeira ao mercado global. 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. Os investidores podem burlar os controles sobre a conta de capital ou prever a ocorrência de abertura futura, precipitando o

¹⁶ Mesma data da *International Finance Corporation* (1996, *apud* KIM; SINGAL, 2000).

¹⁷ Park e Van Agtmael (1993, *apud* KIM; SINGAL, 2000) apresentam uma data um pouco diferente: afirmam que, de março de 1987 a julho de 1991, os investidores estrangeiros só podiam investir no Brasil, através de fundos especiais.

processo de integração. Ou, ao contrário, a falta de credibilidade da política do país pode retardar o processo de integração. É importante destacar que a política de abertura só terá os efeitos previstos pelo modelo neoclássico sobre o crescimento econômico se, de fato, promover a integração financeira. 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.

Bekaert *et al.* (1998) analisam quebras estruturais em um conjunto de séries de tempo financeiras e econômicas de 20 economias emergentes. Um dos destaques de sua metodologia está ligado ao fato de que, ao analisarem conjuntamente as datas de quebras para grupos de variáveis relacionadas ao processo de integração, obtêm resultados mais confiáveis acerca das prováveis datas de integração. Por exemplo, se os participantes do mercado prevêem uma liberalização futura, os preços das ações podem sofrer um aumento, mas a propriedade estrangeira só será efetivamente permitida quando, de fato, a abertura for implementada pelas autoridades. Por isso a importância de se considerar o impacto da liberalização sobre diferentes variáveis ao mesmo tempo.

Para se estimar os efeitos da primeira liberalização do mercado de ações no Brasil sobre o crescimento econômico do país, serão consideradas, então, 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, data de abertura oficial, e janeiro de 1992, 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): abril de 1990 e janeiro de 1993, significativas a um nível crítico de 1%.

Na próxima seção, serão testadas as previsões do modelo teórico, com base nos dados da amostra das 67 empresas brasileiras selecionadas. Serão determinadas as possíveis datas de integração do mercado acionário doméstico ao mercado global e se esta integração financeira de fato resultou em um aumento do investimento no período subsequente.

4.2 RESULTADOS EMPÍRICOS

Uma das previsões centrais do modelo teórico que fornece a base para as investigações empíricas deste capítulo é o aumento nos preços das ações das empresas negociadas publicamente no mercado doméstico, no ano da abertura e integração financeira deste. Sob a hipótese de que os preços das ações movem-se de acordo com os fundamentos das firmas, deve-se esperar um aumento no preço das ações da firma média no ano da liberalização, dada a queda no custo do seu 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.

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), 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.

Se houvesse ocorrido integração em 1990, 1991 ou 1992, implicando em uma redução no custo do capital não sinalizada pelo preço das ações, mas que, ainda assim, implicasse em um aumento no investimento eficiente nos anos posteriores, então a taxa de retorno *ex-post* do capital deveria apresentar um aumento no período pós-integração, relativamente ao período pré. 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.

No entanto, esta taxa reduz-se de uma média de 46,35% nos três anos imediatamente anteriores a $t=[0]=1990$ para uma média de 2,76% nos três anos posteriores, de uma média de 34,34% para 9,58% dos três anos pré-liberalização para os três anos pós, quando $t=[0]=1991$, e sofre uma queda de 12,63%, em média, três anos antes de $t=[0]=1992$ para 3,98% três anos após. O comportamento da série da taxa de retorno *ex-post* do capital em cada um dos três períodos de interesse em anos relativos à data de ocorrência do evento, no caso, em relação à provável data de integração do mercado de ações doméstico, pode ser observado na FIG. 4.1 abaixo.

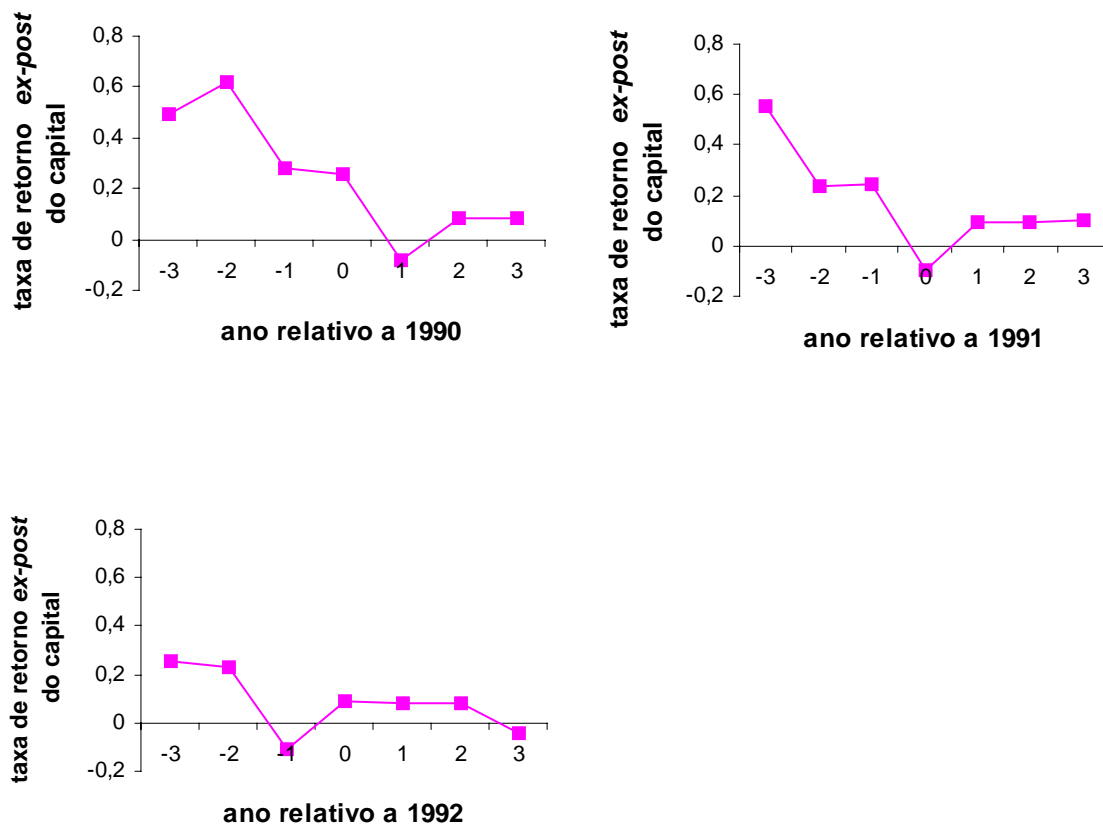


FIGURA 4.1 – Gráficos da série da taxa de retorno *ex-post* do capital da firma média em anos relativos à provável data de integração financeira em 1990, 1991 e 1992, respectivamente.

Fonte: Dados retirados da *Economática*.

Pode-se concluir, portanto, que, se os preços das ações refletirem os fundamentos das firmas, as reduções nos preços das ações da empresa média em 1990, 1991 e 1992 não condizem com a hipótese de integração financeira do mercado de ações brasileiro nestes anos. Por outro lado, se tiver ocorrido, de fato, a integração do mercado de ações em uma destas

datas, porém os preços das ações tiveram queda por não refletirem a redução no custo do capital, esta não terá levado a decisões de investimento eficientes no período após a sua ocorrência, dada a queda relativa na taxa de retorno *ex-post* do estoque de capital. Em qualquer um dos casos, as previsões do modelo do q de Tobin sobre as decisões de investimento da firma no país cujo mercado de ações se integrou ao mercado global não podem ser testadas: no primeiro caso, porque não teria havido integração e, no segundo, porque os preços das ações não refletem os fundamentos das empresas.

Já 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 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.

A seguir, será testado se as previsões do modelo teórico do q de Tobin apresentadas na seção 3.2 são confirmadas na prática, dada a potencial integração do mercado acionário brasileiro em janeiro de 1993. Em uma segunda subseção, será realizada uma análise do comportamento das decisões de investimento das firmas em relação aos anos de 1990, 1991 e 1992, uma vez que, embora as evidências não sejam conclusivas a respeito da integração do mercado de ações nestas datas, o comportamento do investimento das firmas neste momento pode agregar informações sobre como teriam se dado os efeitos da possível integração financeira nestes anos.

4.2.1 A Integração do Mercado de Ações Brasileiro ao Mercado Global em 1993 e o Impacto sobre o Crescimento da Economia

Em análise preliminar, pôde-se constatar que o preço das ações da firma média negociada no mercado de ações brasileiro sofre um aumento no ano de 1993, relativamente à média nos três anos anteriores, condizente com a queda no custo do capital desta empresa e possível integração do mercado acionário doméstico ao mercado mundial.

Para se determinar, com maior rigor, se o aumento no preço das ações da firma média em $t=0$ é explicado pela mudança nos fundamentos desta empresa, dada a integração financeira, sendo esta uma das previsões centrais do modelo teórico da tomada de decisões de investimento da firma quando o mercado doméstico integra-se ao mundial, estima-se a

seguinte regressão em *cross section*, adaptada a partir do modelo empírico em Chari e Henry (2004):

$$\begin{aligned} \Delta \text{PreçoAção}_i[0] = & \text{CONSTANTE} + \gamma \text{DIFCOV}_i + \Delta \text{RECEITA}_i[0] + \Delta \text{RECEITA}_i[+1] \\ & + \Delta \text{RECEITA}_i[+2] + \Delta \text{RECEITA}_i[+3] + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (39)$$

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 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 B.1 do APÊNDICE B.

Estimando-se a equação (39) para a amostra de empresas brasileiras selecionadas, obtém-se:

$$\begin{aligned} \Delta \text{PreçoAção}_i[0] = & 1,094 - 0,0407 \text{DIFCOV}_i + 0,1207 \Delta \text{RECEITA}_i[0] - 0,1235 \Delta \text{RECEITA}_i[+1] \\ & \quad \quad \quad (0,2642) \quad (0,2791) \quad \quad \quad (0,3973) \quad \quad \quad (0,3166) \\ & + 0,4873 \Delta \text{RECEITA}_i[+2] + 0,1913 \Delta \text{RECEITA}_i[+3] \end{aligned} \quad (40)$$

(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. 4.1, abaixo, da variável de mudança no preço da ação da firma i em $t=[0]$ contra a variável $DIFCOV_i$.

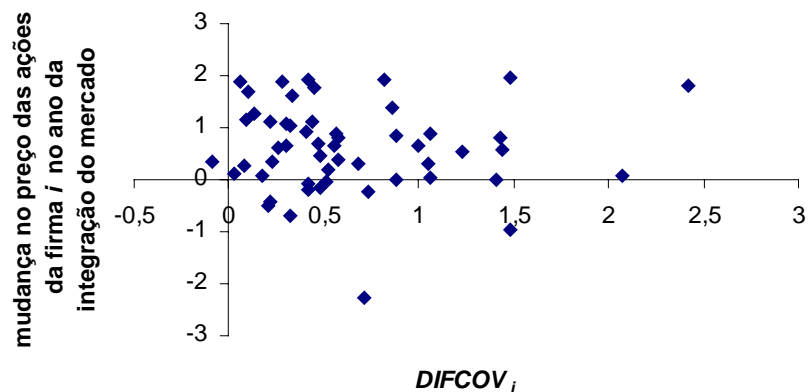


GRÁFICO 4.1 – Mudança no preço das ações da firma i no ano da integração do mercado acionário brasileiro contra o potencial de diversificação internacional do risco desta empresa.

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 trivial. 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. 4.2 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 $t = [+3]$.

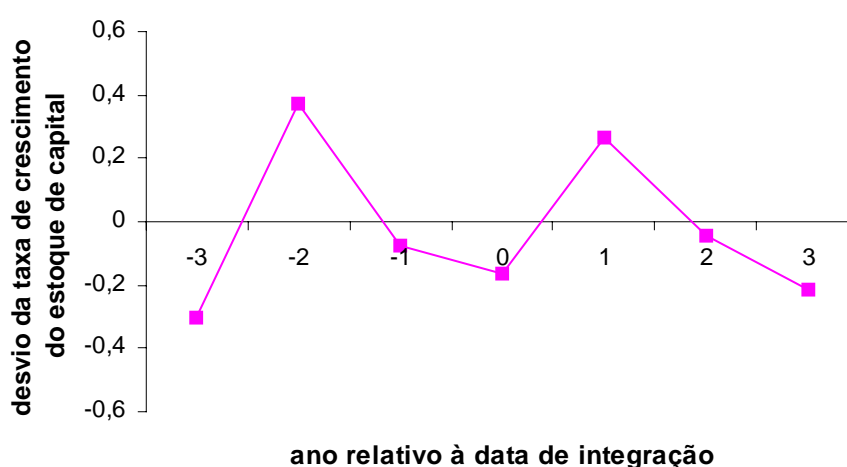


GRÁFICO 4.2 – Desvio da taxa de crescimento média do estoque de capital das 67 firmas da amostra em anos relativos à data de integração do mercado acionário doméstico.

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 (38) para a amostra de firmas selecionadas, obtendo-se:

$$\Delta \left(\frac{I}{K} \right)_{it} = -0,1508 + 0,476 \Delta RECEITA_{it} + 0,005 \sum_{\tau=1}^3 \Delta RECEITA_{it+\tau} + 0,024 DIFCOV_i \quad (41)$$

(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*¹⁸ 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 economicamente trivial. 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-

¹⁸ Ver QUADRO B.1 do APÊNDICE B, referente às reformas contemporâneas às datas de potencial integração.

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 $\Delta \text{PreçoAção}_i[0]$, referente à mudança no preço das ações da firma i no ano da integração, ao conjunto de variáveis explicativas da equação (38). Como a mudança na lucratividade é representada pelas variáveis $\Delta \text{RECEITA}_{it}$ e $\sum_{\tau=1}^3 \Delta \text{RECEITA}_{it+\tau}$, a variável $\Delta \text{PreçoAção}_i[0]$ 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 (38) com a incorporação da variável explicativa de mudança no preço das ações da empresa no ano da integração, tem-se:

$$\Delta \left(\frac{I}{K} \right)_{it} = -0,165_{(0,016)} + 0,475_{(0,027)} \Delta \text{RECEITA}_{it} + 0,0068_{(0,009)} \sum_{\tau=1}^3 \Delta \text{RECEITA}_{it+\tau} + 0,027_{(0,018)} \text{DIFCOV}_i + 0,029_{(0,011)} \Delta \text{PreçoAção}_i[0] \quad (42)$$

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%.

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 dos recursos mundiais para o Brasil, onde estes são escassos, 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 neoclássico no contexto das empresas, não foi obedecida.

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 a mudança no preço das ações e a mudança no prêmio de risco e, da mesma forma, a relação entre investimento e diversificação do risco da empresa, as mudanças nas covariâncias devem ser medidas precisamente.

Supondo que a integração do mercado brasileiro tenha resultado em uma redução de 10% na taxa de juros livre de risco e que o coeficiente de aversão relativa ao risco seja igual a 2, uma vez que o valor médio da mudança na covariância das empresas da amostra é 0,0088, a mudança média específica da firma no custo do capital é de 1,76%. Estes números implicam que a queda total no custo do capital é de 11,76%, mas que o choque comum é responsável por cerca de 85% da mudança. Neste caso, como as diferenças entre as covariâncias não são medidas com precisão, os resultados obtidos podem ser explicados pelo erro de medida.

Apesar das evidências de que as decisões de investimento das empresas da amostra não responderam devidamente à mudança em seus fundamentos, dada a integração financeira do mercado acionário doméstico ao mercado mundial, é difícil afirmar que as informações específicas das empresas tenham sido totalmente irrelevantes para o investimento, uma vez que o mercado alocou capital de acordo com os lucros correntes anormais.

4.2.2 Evidências a respeito das Decisões de Investimento das Firmas e a Possibilidade de Integração do Mercado de Ações Doméstico ao Mercado Global em 1990, 1991 e 1992

Como o comportamento dos preços das ações das firmas da amostra em 1990, 1991 e 1992 falha em sinalizar uma possível queda do custo do capital nestes anos, a princípio não se pode aceitar a hipótese de integração financeira do mercado de ações doméstico ao mercado global em qualquer uma destas datas e nem testar as previsões de mudança no investimento de acordo com o modelo teórico em Chari e Henry (2006) para $t=[0]=1990, 1991$ ou 1992. No entanto, o período em torno destas datas é caracterizado por importantes reformas econômicas, que podem ter influenciado o crescimento econômico da época.

A análise das tomadas de decisões de investimento das empresas neste período pode agregar informações a respeito do papel do mercado acionário sobre o investimento das firmas neste momento e sobre como teriam se dado os efeitos econômicos de uma possível integração financeira em 1990, 1991 e 1992.

A taxa de crescimento do investimento da empresa típica da amostra apresentou, em média, aumento no período posterior a $t=[0]$, com $t=[0]=1990, 1991$ e 1992, como pode ser observado na FIG. 4.2, abaixo, dos gráficos do desvio desta série em relação à média nos três anos anteriores a $t=[0]$, para $t=[0]=1990, 1991$ e 1992, no período de $t=[-3+3]$.

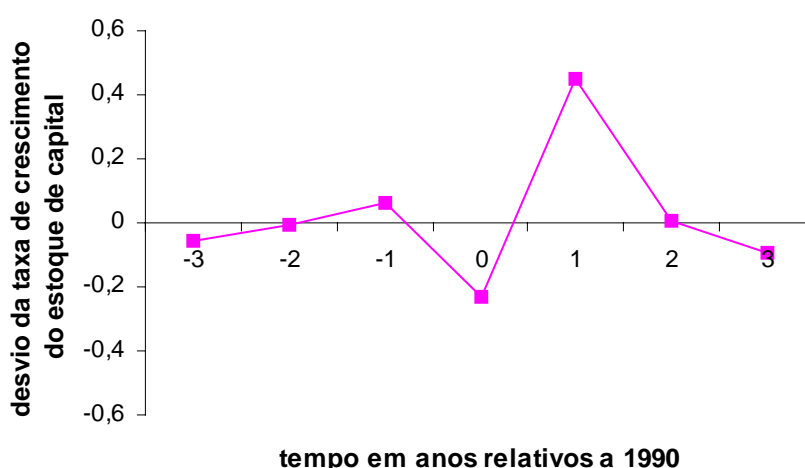


FIGURA 4.2 – Gráficos da série do desvio da taxa de crescimento média do estoque de capital das empresas da amostra, em relação à média nos três anos anteriores a $t=[0]$, no período de $t=[-3+3]$, para $t=[0]=1990, 1991$ e 1992.

(Continua)

Fonte: Dados retirados da *Economática*.

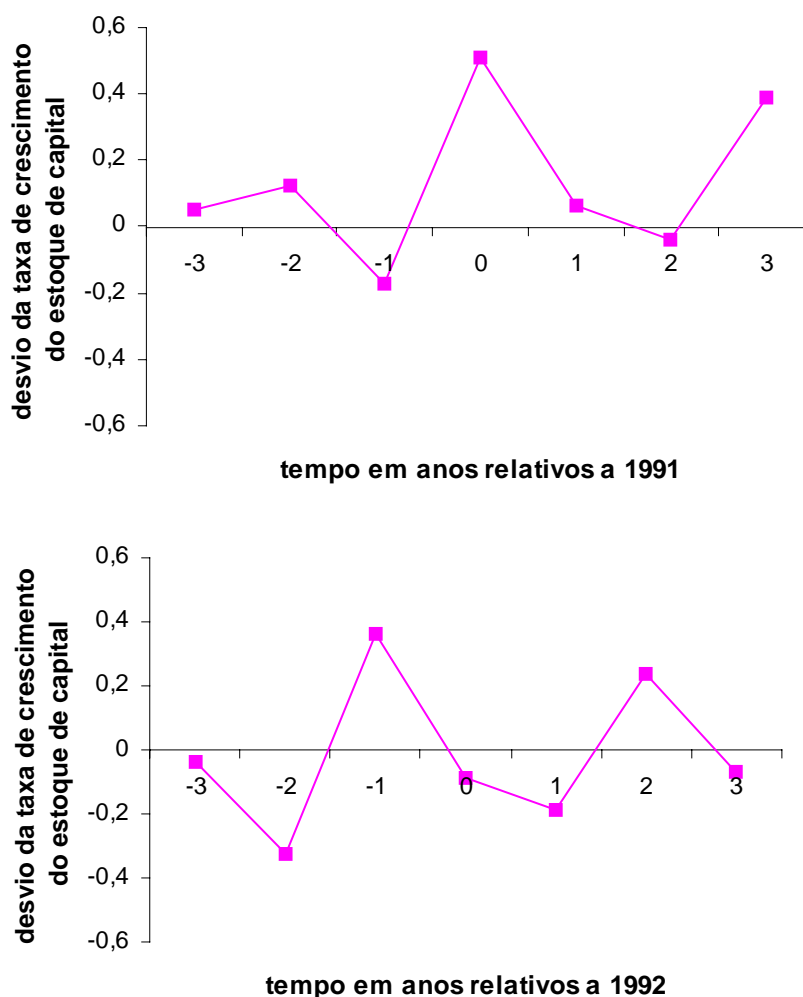


FIGURA 4.2 – Gráficos da série do desvio da taxa de crescimento média do estoque de capital das empresas da amostra, em relação à média nos três anos anteriores a $t=[0]$, no período de $t=[-3+3]$, para $t=[0] = 1990, 1991$ e 1992 .

(Conclusão)

Fonte: Dados retirados da *Economática*.

A taxa de crescimento média do estoque de capital das firmas da amostra teve um aumento de 45,1% em $t=[+1]$, relativamente à média nos três anos anteriores a $t=[0]=1990$, e aumento de 12,07% ao ano, em média, nos três anos após $t=[0]$. Com $t=[0]=1991$, esta taxa apresentou um aumento de 13,85% ao ano, em média, no período de $t=[+1+3]$. Finalmente, o desvio da taxa de crescimento média do investimento das firmas nos dois anos após a introdução da primeira *ADR* no Brasil, 1993 e 1994, foi de 2,67 pontos percentuais positivos em relação à média nos dois anos anteriores a $t=[0]=1992$. O desvio da taxa de crescimento do produto da firma média em relação à média em 1987, 1988 e 1990, nos três anos após $t=[0]=1990$, foi de 4,023% ao ano. No período $t=[+1+3]$, com $t=[0]=1991$, este

aumento foi de 4,61% ao ano, em média. E, no período de $t=[+1+2]$, com $t=[0]=1992$, a taxa de crescimento do produto da firma média aumentou em 1,335% ao ano.

Os aumentos nas taxas de investimento das firmas nos anos posteriores a $t=[0]=1990$, $t=[0]=1991$ e $t=[0]=1992$, em relação à média em $t=[-3-1]$, podem ser explicados, em parte, pelos choques à lucratividade corrente e à lucratividade futura, associados às reformas econômicas implementadas em torno do período de 1990 a 1992, se os administradores das empresas tomavam decisões de investimento de acordo com os fundamentos das mesmas.

As principais reformas econômicas e eventos políticos ocorridos no Brasil entre 1989 e 1994 estão apresentados no QUADRO B.1, no APÊNDICE B, em anos relativos a $t=[0]$. Em resumo, de 1989 a 1992, são implementados três planos de estabilização: o Plano Verão e os Planos Collor I e II. Em abril de 1989, são retomadas as negociações da dívida brasileira com o FMI, que tinham ficado estagnadas durante quase todo o governo Sarney. Em abril de 1990, dá-se a abertura comercial sob o governo Collor e, em julho, tem início um programa de privatização em massa. As privatizações se estendem ao governo de Itamar Franco, totalizando 17 privatizações sob o governo Collor, em um valor de \$4,3 bilhões, e 8 privatizações sob o governo de Itamar, em um valor de \$2,7 bilhões. As conversas com o FMI são retomadas várias vezes, entre 1991 e 1993. Em abril de 1992, começa a discussão de um plano de redução da dívida brasileira, o *Brady Plan* brasileiro, concluído no mês de julho deste mesmo ano, mas que só entra em prática em abril de 1994.

As evidências empíricas confirmam a suspeita de impacto dos choques à lucratividade sobre o crescimento econômico no início da década de 90. Observe a TAB. 4.1, abaixo, com os resultados da estimação da seguinte equação de regressão em painel, para $t=[0]=1990$, $t=[0]=1991$ e $t=[0]=1992$:

$$\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta RECEITA_{it} + \beta_2 \sum_{\tau=1}^3 \Delta RECEITA_{it+\tau} + \varepsilon_{it} \quad (43)$$

Em que as variáveis $\Delta RECEITA_{it}$ e $\sum_{\tau=1}^3 \Delta RECEITA_{it+\tau}$ são definidas da mesma forma que na equação (38).

TABELA 4.1

Resultados da estimação da variável do desvio da taxa de crescimento do estoque de capital da empresa i , em $t=[0+3]$, contra as variáveis *proxies* do crescimento anormal da lucratividade corrente e da lucratividade futura, com $t=[0]=1990, 1991$ e 1992 .

COEFICIENTES ESTIMADOS	ANO DO EVENTO		
	$t=[0]=1990$	$t=[0]=1991$	$t=[0]=1992$
$\hat{\alpha}$	-0,2210* (0,0444)	0,0471 (0,0427)	-0,3946** (0,1891)
$\hat{\beta}_1$	0,0076 (0,0340)	0,4479* (0,1007)	1,4976* (0,3881)
$\hat{\beta}_2$	0,4845* (0,0790)	0,2647* (0,0587)	-0,0386 (0,1477)

Fonte: Dados retirados da *Economática*.

Os símbolos (*) e (**) representam significância estatística aos níveis críticos de 1% e 5%, respectivamente. Os desvios-padrões encontram-se entre parênteses.

O choque à lucratividade futura explica parte do desvio da taxa de crescimento do investimento da firma nos três anos após $t=[0]=1990$. Um aumento de 10% na taxa de crescimento do fluxo de caixa futuro esperado leva a um aumento de 4,845% na taxa de crescimento do estoque de capital da empresa típica após $t=[0]$, relativamente ao período de três anos imediatamente anteriores. Tanto os choques aos fluxos de caixa corrente como aos fluxos de caixa futuros das empresas da amostra tiveram impacto sobre suas decisões de investimento logo após a liberalização oficial do mercado de ações brasileiro. Os efeitos destes choques sobre o desvio da taxa de crescimento do estoque de capital da firma i são dados por 0,448 e 0,2647, respectivamente. Por fim, o lucro corrente anormal é um dos determinantes das decisões de investimento das firmas nos três anos após $t=[0]=1992$.

Além de sugerirem o impacto das reformas econômicas do início da década de 90 sobre o crescimento econômico brasileiro naquele momento, tais resultados empíricos indicam que as decisões de investimento das firmas baseavam-se em seus fundamentos. Consideram-se, aqui, os choques ao lucro corrente e à lucratividade futura, cujas *proxies* são o desvio da taxa de crescimento da receita operacional líquida da empresa i em t , com relação à média anterior a $t=[0]$, e a soma destes desvios até três períodos a frente, respectivamente, como *proxies* para as mudanças nos fundamentos das empresas. Blanchard, Rhee e Summers (1993) utilizam os lucros das firmas e seus valores presentes esperados como *proxies* para seus fundamentos.

Ainda com relação às decisões de investimento das empresas da amostra, é interessante notar que estas não respondem à mudança nos preços das ações em $t=[0]$, com $t=[0]=1990$, $t=[0]=1991$, e $t=[0]=1992$. Estimando-se a seguinte regressão em painel:

$$\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = \beta + \gamma \Delta \text{PreçoAção}_i[0] + \varepsilon_{it} \quad (44)$$

Em que a variável dependente é, mais uma vez, o desvio da taxa de crescimento do estoque de capital da firma i em t , com relação à média nos três anos anteriores a $t=[0]$, e a variável explicativa é a mudança percentual no preço das ações em $t=[0]$, obtêm-se os seguintes resultados:

TABELA 4.2

Resultados da estimação da variável do desvio da taxa de crescimento do estoque de capital da empresa i , em $t=[0+3]$, contra a variável de mudança nos preços das ações em $t=0$, com $t=[0]=1990, 1991$ e 1992 .

COEFICIENTES ESTIMADOS	ANO DO EVENTO		
	$t=[0]=1990$	$t=[0]=1991$	$t=[0]=1992$
$\hat{\beta}$	-0,0672 (0,0711)	0,2209* (0,0466)	0,0016 (0,1745)
$\hat{\gamma}$	0,0039 (0,0434)	0,0197 (0,0257)	0,0046 (0,1458)

Fonte: Dados retirados da *Economática*.

O símbolo (*) representa significância estatística de 1%. Os desvios-padrões encontram-se entre parênteses.

Os resultados das estimações indicam que os efeitos das mudanças nos preços das ações em $t=[0]=1990$, $t=[0]=1991$ e $t=[0]=1992$ sobre os desvios das taxas de crescimento do estoque de capital das firmas no período posterior, $-0,24\%$ $[0,0039(-0,6336)]$, $-0,9\%$ $[0,0197(-0,4578)]$ e $-0,093\%$ $[0,0046(-0,2025)]$, respectivamente, são estatisticamente não significativos, assim como economicamente triviais.

Como as decisões de investimento das firmas respondem à mudança em seus fundamentos, porém não à mudança nos preços das ações em $t=[0]=1990$, $t=[0]=1991$ ou $t=[0]=1992$, de acordo com as estimações acima, pode-se afirmar que existe um indício de que os preços das ações das empresas não refletiam seus fundamentos neste período. Neste caso em que os preços das ações desviam-se dos fundamentos, as evidências são de que o mercado acionário não apresenta um papel, ou o apresenta pouco expressivo, na determinação do investimento, como visto no segundo capítulo.

Se os preços das ações não contêm informações específicas das empresas, estes deixam de ser uma boa *proxy* para q , implicando que as empresas devem buscar uma forma diferente de avaliação do seu capital, que não seja a avaliação do mercado. Se tivesse ocorrido a integração financeira do mercado acionário brasileiro ao mercado mundial em uma destas datas e o administrador da empresa típica tivesse percebido a conseqüente queda no custo do capital, isto poderia ter afetado a decisão de investimento da empresa, mas não através de um sinal do mercado de ações. O problema é que, neste caso, não existe um modelo empírico para se testar as previsões do modelo neoclássico, pois se torna difícil medir a mudança no custo do capital que não seja por meio da mudança nos preços das ações. Existe a necessidade de se buscar uma nova estratégia de identificação para se determinar a ocorrência e os efeitos de uma possível integração em 1990, 1991 ou 1992.

4.3 DISCUSSÃO E INTERPRETAÇÃO DOS RESULTADOS EMPÍRICOS

A análise dos dados das empresas 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 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.

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,

destacando-se, ainda, que, até então, os fluxos de capitais para o país tinham tomado a forma de empréstimos e investimentos diretos apenas¹⁹.

Esta retomada de fluxos de capitais para o Brasil estava associada a vários fatores:

- a) O aumento na liquidez internacional e a expansão dos fundos de pensão e *hedge*²⁰;
- b) O processo de liberalização da conta de capital na década de 90, através do estabelecimento de novas regras para a entrada e saída de capital do país;
- c) Grandes diferenciais de rendimentos entre os títulos estrangeiros e domésticos;
- d) Final do período de reestruturação da dívida externa;
- e) Maior estabilidade macroeconômica com o lançamento do Plano Real.

Os fluxos de capitais iniciais foram dominados pelos investimentos em portfólio, todavia, a partir da segunda metade da década de 90, o investimento direto estrangeiro passou 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, com exceção do período de 1992 a 1994, em que a maior parte dos fluxos financiou a acumulação de divisas. A expansão do déficit em conta corrente de 1995 a 1997 representou um aumento no investimento e no consumo neste período (GOLDFAJN; MINELLA, 2005).

Deixando-se de lado a possibilidade de que os preços das ações desviem-se dos fundamentos das empresas e assumindo-se que o impacto da integração financeira sobre o crescimento econômico do país emergente se dá, de fato, por meio dos sinais do mercado acionário, como em Chari e Henry (2006), pode-se, então, aceitar a hipótese de integração em 1993 apenas e é sobre este processo que se deve focar, agora, para se tratar do impacto da

¹⁹ Sob a legislação de controle dos fluxos de capitais da década de 60, a idéia principal era limitar a conversibilidade da moeda, para evitar pressões sobre a taxa de câmbio e preservar a demanda pela moeda doméstica. Criada no contexto do sistema de Bretton Woods, em que os fluxos de capitais privados eram escassos e dominados pelo investimento direto, esta legislação ainda vigorou durante as duas décadas seguintes. Entre 1970 e 1982, a expansão da liquidez nos mercados financeiros internacionais resultou em entradas de capitais maciças no Brasil, a maior parte na forma de empréstimos, sendo o investimento em portfólio mínimo. A crise da dívida externa e a renegociação da dívida (que se estendeu até 1994) dominaram o período de 1983 a 1991, de modo que o capital escasso que entrava no país fazia parte dos acordos de renegociação. Apesar dos primeiros esforços de abertura da conta de capital no final da década de 80, com a criação de companhias e fundos de capital estrangeiro e portfólios de ações e títulos em 1987 e a criação dos mercados cambiais em 1988, a liberalização da conta de capital brasileira foi um processo gradual que ocorreu, de fato, apenas na década de 90 (GOLDFAJN; MINELLA, 2005).

²⁰ Os fluxos de entrada de capitais no Brasil atingiram tal volume entre 1993 e 1996 que obrigaram as autoridades monetárias a adotar medidas restritivas. Mas isto não reverteu a tendência de liberalização. Ver Goldfajn e Minella (2005) sobre as diferenças entre os controles de capitais adotados no início da década de 90 e os controles previstos na legislação de 60.

integração do mercado de ações brasileiro ao mercado mundial sobre o crescimento econômico do país.

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.

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 $DIFCOV_i$.

Quando os países liberalizam seus mercados de ações, algumas empresas tornam-se aptas a receber investimento estrangeiro, enquanto outras não. Ao se agrupar estes dois tipos de empresas na amostra utilizada na realização dos testes empíricos deste capítulo, pode-se ter gerado um erro de medida em $DIFCOV_i$. Chari e Henry (2004), como visto no capítulo anterior, encontram evidências de que a diversificação internacional do risco explica a mudança no custo do capital das empresas aptas a receber investimento estrangeiro, mas seu coeficiente nunca é significativo no caso das empresas não aptas. É possível que as mudanças no investimento sejam significativamente correlacionadas com a capacidade de diversificação do risco das firmas investíveis, mas que esta relação seja mascarada porque firmas investíveis e não investíveis são agrupadas em uma mesma amostra. Chari e Henry (2006) refazem todos os testes relativos à diversificação do risco, considerando os dois tipos de firmas separadamente, contudo, ainda assim, o coeficiente estimado de $DIFCOV_i$ não se mostra significativo.

As firmas investíveis e não investíveis são agrupadas na mesma amostra utilizada nos testes empíricos deste capítulo, pois a base de dados *Economatica* não faz distinção entre

ambas. Fica aqui a sugestão para um trabalho futuro de se reestimar o modelo empírico dado pela equação (38), levando-se em conta a distinção entre firmas aptas e não aptas a receber investimento estrangeiro após a integração do mercado acionário.

Com o intuito de evitar erros de medida e capturar o efeito da mudança no risco sobre a alocação do capital, Chari *et al.* (2006) realizam testes adicionais.

Em um destes testes, separam as firmas da amostra de acordo com o sinal da sua variável $DIFCOV_i$. Criam uma nova amostra de firmas com valores positivos desta variável e, outra, de empresas com valores negativos. Estimam uma regressão para cada nova amostra. Os resultados qualitativos, entretanto, não se modificam. O mesmo teste não pôde ser feito com a amostra utilizada neste capítulo, pois apenas uma firma pertencente a esta apresentou valor negativo da variável de diversificação do risco.

Em outro teste, Chari e Henry ordenam as empresas da amostra de acordo com a magnitude da variável $DIFCOV_i$. A variável de diversificação do risco das 20% entre as empresas com os valores mais baixos desta é denominada $DIFCOVBAIXA$ e a variável de diversificação das 20% entre as que têm os valores mais elevados é chamada $DIFCOVELEVADA$. Mais uma vez, estimam uma regressão para cada grupo, mas não obtêm resultados favoráveis ao efeito da diversificação do risco sobre a alocação do capital físico. Este segundo teste pôde ser realizado a partir da amostra de empresas brasileiras. Estimando-se a equação (38) para as amostras de firmas com valores elevados de $DIFCOV_i$ e com valores baixos desta variável, respectivamente, obteve-se:

$$\Delta \left(\frac{I}{K} \right)_{it} = -0,2088 + 0,4621 \Delta RECEITA_{it} - 0,0544 \sum_{\tau=1}^3 \Delta RECEITA_{it+\tau} + 0,0712 DIFCOVELEVADA_i \quad (44)$$

(0,0699) (0,0544) (0,0340) (0,0469)

Em que apenas o termo de intercepto e o coeficiente estimado do desvio da taxa de crescimento da lucratividade corrente mostram-se significativos a 1%, e:

$$\Delta \left(\frac{I}{K} \right)_{it} = -0,0610 + 0,3676 \Delta RECEITA_{it} - 0,0121 \sum_{\tau=1}^3 \Delta RECEITA_{it+\tau} - 0,0179 DIFCOVBAIXA_i \quad (45)$$

(0,0892) (0,0966) (0,0360) (0,6061)

Em que apenas o coeficiente estimado do desvio da taxa de crescimento do fluxo de caixa corrente é significativo ao nível crítico de 1%. Desta forma, os resultados da estimação da equação (38) permanecem robustos a diferentes especificações da variável da capacidade de diversificação internacional do risco.

Covariâncias anuais foram utilizadas na construção da variável *DIFCOV*, pois, de acordo com Fama e French (2004), as covariâncias mensais apresentam muitos erros de medida. Todavia, as previsões de crescimento do modelo neoclássico, dada a abertura do mercado acionário emergente, referem-se ao curto prazo, de modo que talvez o uso de dados mensais, como em alguns artigos do enfoque do experimento de política com dados agregados, fosse mais apropriado para se capturar os efeitos previstos pela teoria. Trabalhos futuros poderiam explorar este ponto.

A falha em se encontrar uma relação entre as decisões de investimento das empresas e sua capacidade de diversificação do risco pode dever-se, ainda, 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).

Outra explicação é que as firmas podem estar enfrentando restrições financeiras, que impedem que elas aloquem seu capital de acordo com o modelo neoclássico de investimento.

Como visto, o aumento na taxa de crescimento do fluxo de caixa corrente explica boa parte da mudança na decisão de investimento da firma típica negociada no mercado de ações brasileiro, dada a integração. Sabe-se, também, que a lucratividade corrente tem papel importante nas decisões de investimento das firmas quando estas enfrentam restrições financeiras. Porém, o fato do fluxo de caixa corrente apresentar influência expressiva sobre o investimento da empresa não implica que a mesma esteja enfrentando problemas de restrições financeiras.

De fato, parece não haver evidências de que uma possível falta de acesso ao financiamento externo tenha atrapalhado as decisões de investimento das empresas brasileiras após a integração do mercado de ações doméstico. Uma das razões para tal afirmação baseia-se no seguinte argumento. Uma firma que paga dividendos poderia investir mais se eliminasse este pagamento, de modo que parece improvável que uma empresa que paga dividendos enfrente problemas de racionamento de capital (LANG; STULZ, 1994). Como todas as

unidades da amostra de firmas brasileiras pagam dividendos após a integração, pode ser que, realmente, estas não tenham tido problemas de restrições financeiras, mesmo porque o volume de entrada de capitais no Brasil entre 1993 e 1996, como já destacado, foi bastante expressivo.

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.

4.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As evidências sugerem que, de acordo com a estratégia de identificação de Chari e Henry (2006), pode-se aceitar a ocorrência de integração do mercado acionário brasileiro em 1993 apenas e que esta explica parte do aumento no investimento das empresas nos anos imediatamente posteriores, com a alocação eficiente dos recursos do exterior para o Brasil. No entanto, os resultados da estimação do modelo empírico dado pela equação (38) implicam que estes recursos não foram alocados de forma eficiente entre as empresas brasileiras, abalando, em parte, a visão de Eficiência Alocativa.

Não se pode deixar de destacar, entretanto, que erros de medida na variável de mudança no prêmio de risco da empresa podem ter impedido que se capturasse o efeito da diversificação internacional do risco sobre as decisões de investimento das firmas. Além disto, o número pequeno de empresas negociadas no mercado de ações brasileiro que satisfazem os critérios para a aplicação do enfoque do experimento de política também pode ter influenciado os resultados obtidos. Ainda com relação à amostra de empresas utilizada na análise empírica para o Brasil, é importante salientar que o critério para a inclusão das firmas na amostra foi a disponibilidade de dados para o período completo do estudo, o que pode ter resultado em um problema de viés de seleção nos dados. Como não há um conjunto de dados alternativo, o possível problema do viés de sobrevivência nos dados não tem solução. Talvez, se aplicada a melhores conjuntos de dados no futuro, a estratégia de identificação a partir de dados de firmas, de Chari e Henry (2006), possa promover um melhor entendimento da alocação eficiente dos recursos após a integração dos mercados de ações dos países em desenvolvimento.

Também não se pode descartar a possível ocorrência de integração nos anos de 1990, 1991 e 1992, se os preços das ações não se moveram de acordo com os fundamentos das empresas neste período. Cabe ressaltar, aqui, a necessidade de desenvolvimento de uma nova estratégia de identificação dos efeitos da liberalização do mercado acionário emergente que leve em conta a possibilidade de que os preços das ações afastem-se dos fundamentos. A estratégia de Chari e Henry (2006) é limitada, uma vez que não é capaz de capturar os efeitos de possíveis integrações no caso em que os preços das ações não refletem os fundamentos das firmas, comprometendo, assim, a avaliação do impacto econômico da abertura financeira. A análise do caso brasileiro reflete 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.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Embora a maior parte da literatura que trata da relação entre abertura da conta de capital e crescimento econômico não encontre evidências empíricas desta relação, pôde-se mostrar que os resultados encontrados por estes trabalhos não permitem contestar a validade da visão de Eficiência Alocativa, pois, na verdade, estes não testam as previsões do modelo de crescimento neoclássico acerca dos efeitos da liberalização dos fluxos de capitais internacionais.

Foi visto que uma adaptação dos estudos de eventos aplicados em Finanças serve de base para os testes empíricos do enfoque do experimento de política, permitindo que estes levem em conta a natureza temporal das previsões da teoria de crescimento neoclássica. Os resultados dos trabalhos que adotam este enfoque dão suporte à visão de Eficiência Alocativa da liberalização da conta de capital, indicando uma queda permanente no custo do capital e aumento temporário no investimento e na taxa de crescimento do PIB per capita dos países emergentes após a liberalização de seus mercados de ações.

Apesar de contornar uma falha séria dos estudos com dados em *cross section*, o enfoque do experimento de política também tem suas limitações, de modo que os resultados dos trabalhos que adotam este enfoque podem ser aceitos, todavia não sem algumas ressalvas. Algumas de suas falhas têm sido resolvidas a partir de sua aplicação a dados de empresas, como visto no segundo capítulo, enquanto outras ainda permanecem sem solução.

O uso de dados de firmas torna os efeitos da abertura sobre as taxas de acumulação de capital e de crescimento do PIB per capita mais plausíveis. Isto porque, neste caso, o enfoque do experimento de política trata do investimento das empresas diretamente afetadas pela liberalização e não da economia como um todo e porque fornece graus de liberdade suficientes para a adoção de uma estratégia de identificação que separa os efeitos de crescimento da abertura dos efeitos de crescimento de outras reformas econômicas contemporâneas.

Adicionalmente, através da aplicação do enfoque do experimento de política a dados de empresas, trabalhos mais recentes têm tratado não apenas da eficiência na alocação dos recursos entre os países, como também entre os setores da economia que abriu sua conta

de capital. Desta forma, os testes da visão de Eficiência Alocativa têm tornado-se mais robustos.

Algumas das limitações do enfoque do experimento de política podem ser o resultado das próprias hipóteses assumidas no desenvolvimento dos modelos teóricos que fornecem a base para os seus testes empíricos.

Primeiro, são feitas hipóteses para garantir que o modelo de precificação de ativos mais adequado neste contexto seja o *CAPM*. No entanto, segundo Fama e French (2004), embora este seja um modelo atraente, no sentido de que fornece previsões bastante intuitivas, suas evidências empíricas são fracas. Afirmam que os problemas empíricos do *CAPM* podem refletir falhas teóricas, resultado de muitas hipóteses simplificadoras, ou podem ser causados pela dificuldade de implementação de testes válidos do modelo. De qualquer forma, a falha do *CAPM* nos testes empíricos implica que a maioria das aplicações deste modelo, inclusive na estimação do custo do capital das firmas, é inválida.

Assume-se, ainda, que os preços das ações refletem os fundamentos das empresas, ou seja, o custo do seu capital e o fluxo de caixa futuro. Contudo, como já destacado, nem sempre os preços das ações movem-se de acordo com estes fundamentos. Neste caso, a estratégia de identificação dos efeitos da abertura aplicada pelo enfoque do experimento de política perde sua validade, uma vez que os preços das ações não sinalizam a queda no custo do capital e as boas oportunidades de investimento, dada a liberalização.

Finalmente, outra hipótese que deveria ser considerada com cautela e explorada mais profundamente diz respeito ao diferencial entre as taxas de retorno do capital dos países desenvolvidos e dos países em desenvolvimento. Questões institucionais e regulatórias das economias emergentes que reduzem a produtividade total do fator e imperfeições nos mercados de capitais emergentes, como problemas de agência e de assimetria de informação, que podem implicar em menores taxas de retorno do capital nos países menos desenvolvidos, reduzindo o impacto financeiro da liberalização, deveriam ser analisadas, pois podem ter um impacto substancial sobre os efeitos econômicos da política de abertura.

A aplicação do estudo de eventos no teste das previsões do modelo neoclássico sobre os efeitos da liberalização do mercado de ações também apresenta dificuldades em sua implementação, dados os problemas de determinação da data da primeira liberalização deste mercado. Para se capturar os efeitos da abertura, é necessário que se estabeleça a data correta de implementação desta política e integração do mercado doméstico ao mercado global. Todavia, nem sempre esta data é anunciada oficialmente e, muito menos, há uma coincidência da data oficial de abertura com a data de integração de fato. Isto reduz a confiança em que a

magnitude dos efeitos estimados representa precisamente o impacto da primeira abertura do mercado acionário doméstico, apesar dos esforços em se estabelecer tamanhos apropriados para as janelas pré, durante e pós-liberalização.

Este enfoque é limitado, ainda, no sentido de que seus resultados não podem ser estendidos à abertura da conta de capital como um todo. Os efeitos dos fluxos não apenas de entrada, mas também de saída de capitais, dos fluxos de capitais de participação acionária, de empréstimos interbancários, empréstimos de bancos estrangeiros a empresas domésticas, investimentos diretos estrangeiros, e assim por diante, devem ser analisados separadamente, para se obter resultados mais abrangentes acerca dos efeitos da liberalização financeira na economia emergente.

Os resultados empíricos apresentados no terceiro capítulo deste trabalho refletem claramente alguns dos fatos acima enumerados a respeito do enfoque do experimento de política.

Foram encontradas evidências que confirmam as previsões de crescimento da visão de Eficiência Alocativa no caso da liberalização do mercado de ações brasileiro. A queda no custo do capital da firma típica negociada no mercado acionário doméstico, no ano da integração financeira deste ao mercado global, 1993, foi refletida em um aumento no preço das ações desta empresa, embora os resultados empíricos indiquem que este aumento não sinalizou uma mudança no risco sistemático. A taxa de crescimento do estoque de capital da firma média também aumentou após a liberalização, contudo não foram encontradas evidências de que as decisões de investimento das empresas tenham respondido à mudança em sua capacidade de diversificação internacional do risco.

Este não parece ser, entretanto, o caso em que o comportamento do preço das ações não reflete, de fato, a mudança no prêmio de risco pago pela firma, pois o aumento no preço das ações contém sinais sobre a mudança na lucratividade futura esperada, indicando que estes preços não devem se afastar dos fundamentos das empresas. Da mesma forma, parece pouco provável que as empresas brasileiras não tenham respondido à diversificação do risco, pois as evidências indicam que a mudança na lucratividade corrente alterou suas decisões de investimento, sugerindo que as mesmas fizeram suas escolhas de investimento com base em seus fundamentos, o que teria implicado em uma alocação eficiente dos recursos entre os setores da economia brasileira. Portanto, neste caso, a falha do *CAPM* em trabalhos empíricos pode ser uma das explicações para a não significância estatística do coeficiente estimado da variável de diversificação do risco nas estimações das mudanças nos preços das ações e das mudanças nas taxas de investimento das firmas, dada a liberalização.

Certamente, outras fontes de erros de medida também podem ter dificultado a captação do efeito da diversificação do risco neste contexto de liberalização financeira. Estudos futuros dos impactos da abertura da conta de capital, através da aplicação do enfoque do experimento de política para se testar as previsões do modelo neoclássico, devem buscar separar as amostras de firmas investíveis e não investíveis e usar dados mensais na construção das variáveis, na tentativa de se obter resultados mais confiáveis.

Indícios de que os preços das ações no mercado brasileiro podem ter desviado-se dos fundamentos das firmas nos anos de 1990 a 1992 não permitiram que se tirassem conclusões definitivas a respeito da possível integração financeira nestes anos e de seus efeitos sobre a economia. A análise dos efeitos da abertura ficou comprometida neste caso. Trabalhos futuros deveriam buscar desenvolver uma nova estratégia de identificação dos efeitos da abertura que levasse em conta a possibilidade de que os preços das ações desviassem-se dos fundamentos das empresas.

Para resolver o problema de determinação da data da primeira abertura e integração do mercado acionário em desenvolvimento ao mercado global, o presente trabalho inovou em sua investigação empírica, considerando tanto datas de potencial integração exógenas como endógenas nos testes das previsões da visão de Eficiência Alocativa. Desta forma, contemplou-se a possibilidade de que a integração financeira do mercado brasileiro não tivesse ocorrido com a implementação de alguma das formas de política de abertura, podendo ter sido atrasada ou mesmo antecipada, e a possibilidade do processo de integração não ter ocorrido de uma única vez, mas gradualmente.

A qualidade dos dados disponíveis e os tamanhos das amostras utilizadas nos artigos do enfoque do experimento de política também comprometem seus resultados, como já destacado. No caso da amostra de empresas brasileiras utilizada na investigação empírica dos efeitos da abertura do mercado de ações brasileiro, os dados são de boa qualidade, mas, como os tamanhos das séries temporais são pequenos para o maior número de firmas da base de dados utilizada, relativamente à extensão necessária para a aplicação do enfoque selecionado, seu tamanho não é muito expressivo. O tamanho limitado da amostra também pode ter influenciado os resultados empíricos obtidos. No futuro, a aplicação deste enfoque a melhores conjuntos de dados das economias emergentes pode melhorar a compreensão do mecanismo de impacto da liberalização financeira sobre estas economias.

Apesar de suas falhas, o enfoque do experimento de política, particularmente quando aplicado a dados de empresas, ainda é o método mais apropriado para se testar a validade da visão de Eficiência Alocativa e as evidências a partir da revisão dos trabalhos

desta literatura e da aplicação deste enfoque no estudo do caso da abertura no Brasil permitem concluir que a liberalização dos fluxos de capitais de investimento em ações é benéfica às economias emergentes. As estimações conduzidas no presente trabalho sugerem que a liberalização do mercado acionário brasileiro levou a uma alocação eficiente dos fluxos de capitais dos mercados desenvolvidos para o mercado doméstico, que financiou parte do aumento nas taxas de crescimento nos anos subseqüentes, embora as evidências sugiram não ter havido eficiência na alocação dos recursos entre os setores da economia brasileira. Henry (2006) destaca, ainda, que estes fluxos de capitais também são menos voláteis do que outros fluxos, como de empréstimos, por exemplo.

Mesmo em vista destas evidências, os fluxos de dívidas ainda correspondem à maior fração dos fluxos de capitais para as economias emergentes (GOLDFAJN; MINELLA, 2005; HENRY, 2006). Existem algumas explicações para isto. Primeiro, os capitalistas domésticos no setor não financeiro podem ser favoráveis à liberalização, porque esta reduz o custo do capital, porém podem não estar dispostos a criar as pré-condições necessárias para uma abertura de sucesso do mercado de ações (SHLEIFER; WOLFENZON, 2002). Segundo, podem existir interesses conflitantes. Por exemplo, os bancos domésticos podem perder seus ganhos de monopólio, uma vez que a liberalização fornece fontes de financiamento alternativas para as empresas domésticas. Terceiro, os governos podem atrasar estas liberalizações por várias razões. A preferência pela liberalização dos fluxos de dívidas em detrimento da abertura dos mercados de ações nos países emergentes, apesar das evidências dos efeitos benéficos dos fluxos de investimento em ações, fica como uma questão a ser explorada por trabalhos futuros.

Além de ser o único método desenvolvido até então a testar corretamente as previsões da visão de Eficiência Alocativa da abertura da conta de capital nos países emergentes, o enfoque do experimento de política ainda apresenta falhas, que devem ser contornadas. Também faltam trabalhos que explorem, de maneira apropriada, 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. A solução destas questões é um bom começo para se obter estudos futuros mais abrangentes e com maior grau de confiança nos efeitos da liberalização dos fluxos de capitais nos países emergentes sobre o crescimento destas economias.

REFERÊNCIAS

ABEL, A. B.; BLANCHARD, O. J. The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment. *Econometrica*, v. 54, p. 249-273, 1986.

ALFARO, L. HAMMEL, E. Capital Flows and Capital Goods. *Journal of International Economics*, v. 72, n.1, p. 128-150, 2006.

Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/B6V6D-4MV1P64-1/2/56df4642cd3071fe58add7daa8072d03>>. Acesso em: 20 ago. 2007.

ARTETA, C.; EICHENGREEN, B.; WYPLOSZ, C. When Does Capital Account Liberalization Help More Than It Hurts? *NBER Working Paper*, n. 8414, 2001.

BARRO, R. J. The Stock Market and the Macroeconomy: Implications of the October 1987 Crash. In: KAMPHUIS, R. W.; KORMENDI, R. C.; WATSON, J. W. H. (eds.). *Black Monday and the Future of Financial Markets*, Homewood: Dow Jones Irwin, 1989.

BARRO, R. J. The Stock Market and Investment. *The Review of Financial Studies*, v. 3, n.1, p. 115-131, 1990.

BARRO, R. J. Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics*, v. 102, n. 2, p. 407-433, 1991.

BARRO, R. J. Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study. *NBER Working Paper*, n. 5698, 1997.

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. *A Chronology of Important Financial, Economic and Political Events in Emerging Markets*. Duke University, 2002.

Disponível em : <<http://www.duke.edu/~charvey/chronology.htm>>. Acesso em: 15 jul. 2007.

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.

BEKAERT, G.; URIAS, M. S. Diversification, Integration, and Emerging Market Closed-end Funds. *Journal of Finance*, v. 51, p. 835-870, 1996.

BHAGWATI, J. The Capital Myth. *Foreign Affairs*, v. 77, p. 7-12, 1998. Disponível em: <<http://www.foreignaffairs.org/19980501FACOMMENT1384-faarticles/jagdish-bhagwati/the-capital-myth-the-difference-between-trade-in-widgets-and-dollars.html>>. Acesso em: 14 fev. 2007.

BLANCHARD, O. J.; FISCHER, L. *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1993.

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.

BRUNO, M.; EASTERLY, W. Inflation Crises and Long Run Growth. *Journal of Monetary Economics*, v. 41, n.1, p. 3-26, 1998.

BRAINARD, W.; TOBIN, J. Pitfalls in Financial Model Building. *The American Economic Review*, v. 56, p. 99-122, 1968.

BODENHORN, D. *The American Economic Review*, v. 52, n. 5, p. 1174-1176, 1962.

BOSWORTH, B. The Stock Market and the Economy. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 2, p. 257-300, 1975.

BUCKBERG, E. Emerging Stock Markets and International Asset Pricing. *World Bank Economic Review*, v. 9, p. 51-74, 1995.

CALDERON, C.; LOAYZA, N.; SCHMIDT-HEBBEL, K. *Openness, Vulnerability, and Growth*. Banco Central do Chile, Santiago, 2004.

Disponível em: <<http://scholar.google.com.br/scholar?hl=pt-BR&q=author:%22Calder%C3%B3n%22+intitle:%22Openness,+Vulnerability,+and+Growth%22+&um=1&ie=UTF-8&oi=scholarr>>. Acesso em: 05 mar. 2007.

CASS, D. Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation. *Review of Economic Studies*, v.32, 1965.

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.

Disponível em: <http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/1994/03/01/000009265_3961006032355/Rendered/PDF/multi_page.pdf>. Acesso em: 12 jun. 2007.

CLARK, P. K. Investment in the 1970s: Theory, Performance, and Prediction. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1, p. 73-113, 1979.

DURNEV, A.; MORCK, R.; YEUNG, B. Value-Enhancing Capital Budgeting and Firm-Specific Stock Return Variation. *The Journal of Finance*, v. 59, n. 1, p. 65-105, 2004.

EDISON, H.; KLEIN, M.; RICCI, L.; SLOK, T. Capital Account Liberalization and Economic Performance: Synthesis and Survey. *NBER Working Paper*, n. 9100, 2004.

EDWARDS, S. Capital Mobility and Economic Performance: Are Emerging Economies Different? *NBER Working Paper*, n. 8076, 2001.

EICHENGREEN, B. Capital Account Liberalization: What Do Cross-Country Studies Tell Us? *The World Bank Economic Review*, v. 16, n. 3, p. 341-365, 2001. Disponível em: <<http://wber.oxfordjournals.org/cgi/reprint/15/3/341>>. Acesso em: 03 mai. 2007.

EICHENGREEN, B. Financial Instability. In: LOMBORG, B. (ed.). *Global Crises: Global Solutions*. Cambridge University Press, 2004.

ERRUNZA, V. R.; LOSQ, E. International Asset Pricing under Mild Segmentation: Theory and Test. *The Journal of Finance*, v. 40, n. 1, p. 105-124, 1985.

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. Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *The American Economic Review*, v. 71, p. 545-565, 1981.

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.

FAZZARI, S. M.; HUBBARD, G.; PETTERSEN, B. C. Financing Constraints and Corporate Investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1, p. 141-206, 1988.

FISCHER, S. Capital Account Liberalization and the Role of the IMF. *Princeton Essays in International Finance*, v. 207, p. 1-10, 1998.

Disponível em: <www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/1998/12/eichen.htm>. Acesso em: 05 mar. 2007.

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.

FRANKEL, J.; ROMER, D. Does Trade Cause Growth? *The American Economic Review*, v. 89, n. 3, p. 379-399, 1999.

GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. Capital Flows and Controls in Brazil: What Have We Learned? *NBER Working Paper*, n. 11640, 2005.

GORDON, M. *The Investment, Financing, and Valuation of the Corporation*. Homewood, Illinois: Richard D. Irvin Inc., 1962.

GORG, H.; GREENAWAY, D. Much Ado About Nothing? Do Domestic Firms Really Benefit from Foreign Direct Investment? *Social Science Research Network*, Discussion Paper n. 944, 2004.

HARBERGER, A. A Vision of the Growth Process. *The American Economic Review*, v. 88, n. 1, p. 1-32, 1998.

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*. Documento não publicado, 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, the Cost of Capital, and Economic Growth. *The American Economic Review*, v. 93, n. 2, p. 91-96, 2003.

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.

INTERNATIONAL FINANCE CORPORATION. *The IFC Indexes – Methodology, Definitions and Practices*. World Bank, Washington, D. C., 1996.

KAPLAN, S.; ZINGALES, L. Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? *Quarterly Journal of Economics*, v. 112, p. 159-216, 1997.

KAPLAN, S.; ZINGALES, L. Investment-Cash Flow Sensitivities Are Not Valid Measures of Financing Constraints. *Quarterly Journal of Economics*, v. 115, p. 707-712, 2000.

KAROLYI, G. A. The Role of ADRs in the Development of Emerging Equity Markets. *Review of Economics and Statistics*, v. 86, n. 3, p. 670-690, 2004. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=472700>. Acesso em: 20 ago. 2007.

KEYNES, J. M. *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan, 1936.

KIM, E. H.; SINGAL, V. Stock Markets Openings: Experience of Emerging Economies. *The Journal of Business*, v. 73, n. 1, p. 25-66, 2000.

KLEIN, M.; OLIVEI, G. P. Capital Account Liberalization, Financial Depth, and Economic Growth. *NBER Working Paper*, n. 7384, 2000.

KOOPMANS, T. C. On the Concept of Optimal Economic Growth. In: *The Econometric Approach to Development Planning*, Amsterdam, North Holland. Disponível em: <<http://cowles.econ.yale.edu/P/cp/p02a/p0238.pdf>>. Acesso em: 02 mar. 2007.

KRUEGER, A. O. Trade Policy and Economic Development: How We Learn. *The American Economic Review*, v. 87, n. 1, p. 1-22, 1997.

KRUEGER, A.O. Why Trade Liberalization is Good for Growth. *Economic Journal*, v. 108, p. 1513-1522, 1998.

LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Legal Determinants of External Finance. *Journal of Finance*, v. 52, p. 1131-1150, 1997.

LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Law and Finance. *Journal of Political Economy*, v. 106, p. 1113-1155, 1998.

LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Investor Protection and Corporate Valuation. *Journal of Finance*, v. 57, n. 3, p. 1147-1170, 2002.

LANG, L. H. P.; STULZ, R. M. Tobin's q , Corporate Diversification, and Firm Performance. *The Journal of Political Economy*, v. 102, n. 6, p. 1248-1280, 1994.

LEVINE, R. International Financial Liberalization and Economic Growth. *Review of International Economics*, v. 9, n. 4, p. 688-702, 2001.

LEVINE, R. SCHMUKLER, S. Internationalization and the Evolution of Corporate Valuation. *NBER Working Paper*, n. 11023, 2005.

LEVINE, R.; ZERVOS, S. Stock Markets, Banks, and Economic Growth. *The American Economic Review*, v. 88, p. 537-558, 1998a.

LEVINE, R.; ZERVOS, S. Capital Control, Liberalization and Stock Market Development. *World Development*, v. 26, n. 7, p. 1169-1183, 1998b.

Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/B6VC6-3TXD5VR-2/2/2ffd449ef768af277feaa4920323d8d1>>. Acesso em: 22 jun. 2007.

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.

LOVE, I. Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model. *Review of Financial Studies*, v. 16, n. 3, p. 765-791, 2003.

LUCAS, R. E. Jr. Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? *The American Economic Review*, v. 80, n. 2, p. 92-96, 1990.

MATHIESON, D. J.; ROJAS-SUÁREZ, L. Liberalization of the Capital Account: Experiences and Issues. *IMF Working Paper*, n. 92/46, Washington D. C.: International Monetary Fund, 1993.

Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=884797>. Acesso em: 02 mar. 2007.

McKINNON, R. I. *The Order of Economic Liberalization*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1991.

MEGGINSON, W. From State to Market: A Survey of Empirical Studies on Privatization. *Journal of Economic Literature*, v. 39, p. 321-389, 2001.

MITTON, T. Stock Market Liberalization and Operating Performances at the Firm Level. *Journal of Financial Economics*, 2006. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=648282>>. Acesso em 02 ago. 2007.

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. Disponível em: <www.business.ualberta.ca/rmorck/Research%20Papers/BROOKINGS%20Is%20the%20Market%20a%20Sideshow.pdf>. Acesso em 12 dez. 2007.

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. Risk-Taking, Global Diversification and Growth. *The American Economic Review*, v. 84, n. 5, p. 1310-1329, 1994.

OBSTFELD, M. The Global Capital Market: Benefactor or Menace? *Journal of Economic Perspectives*, v. 12, n. 4, p. 9-30, 1998.

PARK, K.; VAN AGTMAEL, A.(eds.). *The World's Emerging Stock Markets: Structure, Development, Regulations and Opportunities*. Chicago: Probus, 1993.

PATRO, D. K.; WALD, J. K. Firm Characteristics and the Impact of Emerging Market Liberalizations. *Journal of Banking and Finance*, v. 29, n. 7, p. 1671-1695, 2005.

PRASAD, E.; ROGOFF, K.; WEI, S.; KOSE, A. Effects of Financial Globalization on Developing Countries; Some New Evidence. *IMF Occasional Paper*, n. 220, 2003. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/np/res/docs/2003/031703.pdf>>. Acesso em: 14 fev. 2007.

PRICE, M. M. *Emerging Stock Markets*. New York: McGraw Hill, 1994.

QUINN, D. The Correlates of Change in International Financial Regulation. *American Political Science Review*, v. 91, n. 3, p. 531-551, 1997.

RODRIK, D. Who Needs Capital Account Convertibility? *Princeton Essays in International Finance*, v. 207, p. 55-65, 1998.
Disponível em: <<http://ksghome.harvard.edu/~drodrik/essay.PDF>>. Acesso em: 14 fev. 2007.

ROGOFF, K. International Institutions for Reducing Global Financial Instability. *Journal of Economic Perspectives*, v. 13, n. 4, p. 21-42, 1999.

ROMER, D. *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill, 1996.

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.

SHLEIFER, A.; WOLFENZON, D. Investor Protection and Equity Markets. *Journal of Financial Economics*, v. 66, p. 3-57, 2002.

SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n.1, p. 65-94, 1956.

SOLOW, R. M. Applying Growth Theory Across Countries. *World Bank Economic Review*, v. 15, n. 2, p. 283-288, 2001.

Disponível em: <<http://wber.oxfordjournals.org/cgi/reprint/15/2/283>>. Acesso em: 20 ago. 2007.

STEIN, J. C. Agency, Information and Corporate Investment. In: CONSTANTINIDES; HARRIS; STULZ (eds.). *Handbook of the Economics of Finance*, 2003. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=273568>>. Acesso em: 13 mar. 2008.

STIGLITZ, J. Reforming the Global Economic Architecture: Lessons From Recent Crises. *Journal of Finance*, v. 54, n. 4, p. 1508-1521, 1999.

STIGLITZ, J. Capital Market Liberalization, Economic Growth, and Instability. *World Development*, v. 28, n. 6, p. 1075-1086, 2000.

Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=252998>. Acesso em: 14 fev. 2007.

STULZ, R. M. International Portfolio Flows and Security Markets. *Social Science Research Network*, Working Paper n. 99-3, 1999a.

STULZ, R. M. Globalization of Equity Markets and the Cost of Capital. *New York Stock Exchange Working Paper*, p. 99-102, 1999b.

Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=153669>. Acesso em: 30 mar. 2007.

STULZ, R. M. The Limits of Financial Globalization. *Journal of Finance*, v. 60, n. 4, p. 1595-1638, 2005.

SUMMERS, L. Taxation and Corporate Investment: A q Theory Approach. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1, p. 67-140, 1981.

Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=227137>. Acesso em: 20 ago. 2007.

SUMMERS, L. A Changing Course Toward Privatization. In: GALAL, G. A.; SHILEY, M. (eds.). *Does Privatization Deliver?*, The World Bank, Washington, D.C., 1994.

SUMMERS, L. International Financial Crises: Causes, Prevention, and Cures. *The American Economic Review*, v. 90, n. 2, p. 1-16, 2000.

TESAR, L. L.; WERNER, I. M. The Internationalization of Securities Markets Since the 1987 Crash. In: LITAN, R. E.; SANTOMERO, A. M. (eds.). *Brookings Wharton Papers on Financial Services*, Washington D.C.: Brookings Institution Press, 1998.

TOBIN, J. A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 1, n. 1, p. 15-29, 1969.

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. Disponível em: <<http://cowles.econ.yale.edu/P/cp/p04a/p0440.pdf>>. Acesso em: 12 dez. 2007.

TOBIN, J. On the Efficiency of the Financial System. *Lloyds Bank Review*, 1982.

VON FURSTENBERG, G. M. Corporate Investment: Does Market Valuation Matter in the Aggregate? *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 2, p. 347-407, 1977.

WURGLER, J. Financial Markets and the Allocation of Capital. *Journal of Financial Economics*, v. 58, n. 1, p. 187-214, 2000.

APÊNDICE A – Gráficos do Crescimento da Lucratividade

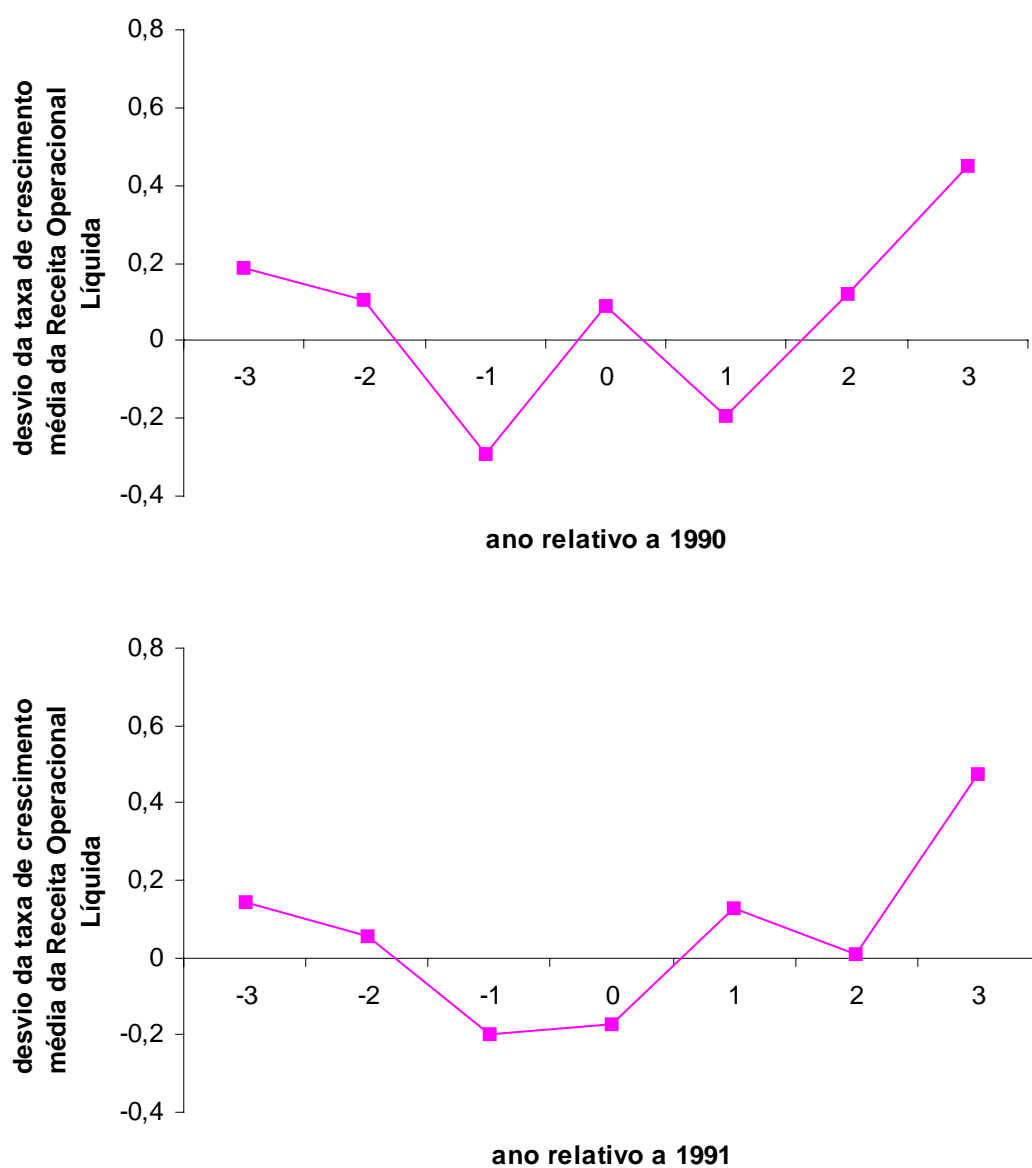


FIGURA A.1 – Gráficos do desvio da taxa de crescimento média da Receita Operacional Líquida, com relação à média no período anterior à integração, para $t=[-3+3]$.

(Continua)

Fonte: Dados retirados da *Economática*.

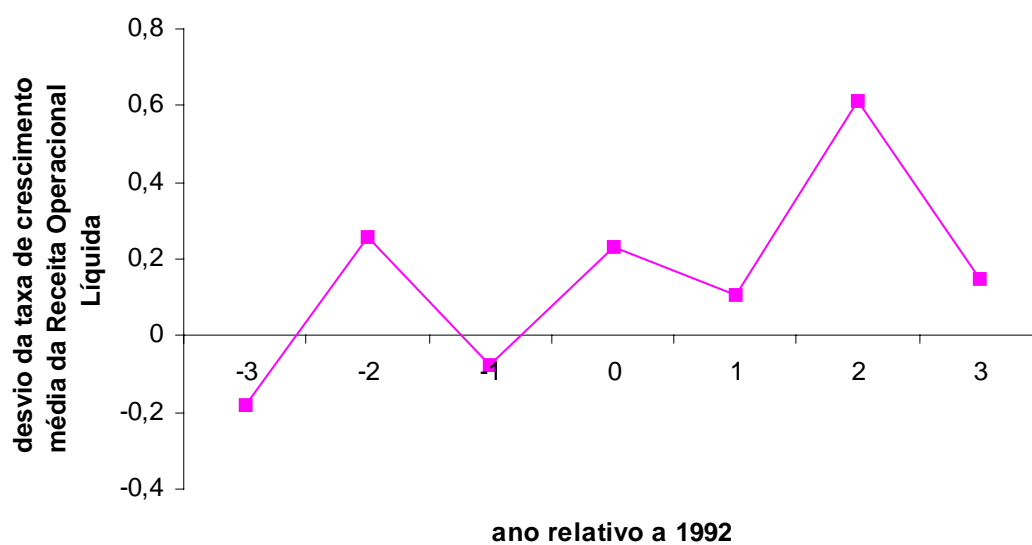


FIGURA A.1 – Gráficos do desvio da taxa de crescimento média da Receita Operacional Líquida, com relação à média no período anterior à integração, para $t = [-3 + 3]$.

(Conclusão)

Fonte: Dados retirados da Economatica.

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

QUADRO B.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 (1999b).

QUADRO B.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	Plano Collor II	..
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 (1999b).

ANEXO A - Modelo de Investimento com Custos de Ajustamento: a Teoria q ²¹

Considere uma indústria com N firmas. Os lucros reais de uma firma representativa no período t , desconsiderando-se os custos de aquisição e instalação do capital, são proporcionais a seu estoque de capital, $\kappa(t)$, e decrescentes com relação ao estoque de capital da indústria como um todo, $K(t)$, assumindo a seguinte forma: $\pi(K(t))\kappa(t)$, com $\pi'(\cdot) < 0$. A hipótese de que os lucros da firma são proporcionais a seu capital é apropriada se a função de produção tiver retornos constantes de escala, os mercados do produto forem competitivos e as ofertas de todos os fatores, exceto o capital, forem perfeitamente elásticas. E a hipótese de que os lucros são decrescentes com relação ao estoque de capital da indústria é apropriada se a curva de demanda pelo produto da indústria tiver inclinação negativa.

A hipótese chave deste modelo de investimento é que as firmas se deparam com custos de ajustamento dos seus estoques de capitais. Estes custos são uma função convexa da taxa de mudança do estoque de capital da firma, $\dot{\kappa}$. $C(\dot{\kappa})$ satisfaz $C(0)=0$, $C'(0)=0$ e $C''(\cdot) > 0$. Isto implica que é custoso para a firma aumentar ou reduzir seu estoque de capital e que o custo marginal de ajustamento é crescente com relação ao tamanho do ajuste.

Finalmente, assume-se que o preço dos bens de capital é constante e igual a um, assim, existem apenas custos de ajustamento internos, e a taxa de depreciação é igual a zero, de forma que $\dot{\kappa}(t) = I(t)$, em que $I(t)$ corresponde ao investimento da firma.

O problema de maximização da firma, em tempo contínuo, é dado por:

$$\begin{aligned} \text{Max} \quad & \int_{t=0}^{\infty} e^{-rt} [\pi(K(t))\kappa(t) - I(t) - C(I(t))] dt \\ \text{s.a.} \quad & \dot{\kappa}(t) = I(t) \end{aligned} \quad (1)$$

²¹ Baseado em Romer (1996).

Em que se assume que a taxa real de juros é constante e cada firma toma a trajetória do estoque de capital da indústria como dada e escolhe seu investimento ao longo do tempo, de modo a maximizar a função objetivo, dada esta trajetória.

Para se analisar este problema, estabelece-se o Hamiltoniano a valor corrente:

$$H(\kappa(t), I(t)) = \pi(K(t))\kappa(t) - I(t) - C(I(t)) + q(t) \left[I(t) - \dot{\kappa}(t) \right] \quad (2)$$

Em que $q(t)$ é a variável de co-estado, que acompanha a variável $\kappa(t)$, e, portanto, simplesmente o valor sombra do capital. Considerando-se, por um momento, o caso em que o tempo é discreto, λ_t , o multiplicador de Lagrange associado à restrição que relaciona κ_{t+1} e κ_t , representa o impacto marginal de um aumento exógeno em κ_{t+1} sobre o valor dos lucros da firma descontados ao período zero. $q(t)$ é definido como $q(t) = (1+r)^t \lambda_t$, correspondendo ao valor de uma unidade adicional de capital em $t+1$ em unidades monetárias de t . No caso em que o tempo é contínuo, o estranho fato de λ_t e $q(t)$ referirem-se ao valor do capital em $t+1$ desaparece. O aumento de uma unidade no estoque de capital da firma aumenta o valor presente dos lucros da firma em q e, portanto, aumenta o valor da firma em q . Assim, q é o valor de mercado de uma unidade de capital. Como se assumiu que o preço de compra do capital está fixo em 1, q também é a razão do valor de mercado de uma unidade de capital pelo seu custo de reposição. A razão do valor de mercado do capital pelo seu custo de reposição é conhecida como q de Tobin (1969).

A primeira condição que caracteriza o ótimo ou condição de primeira ordem para o investimento da firma no período t é dada por:

$$H_t = 0 \Rightarrow q(t) = 1 + C'(I(t)) \quad (3)$$

A condição de primeira ordem para o investimento da firma em t implica que esta deve investir até o ponto em que o custo de adquirir capital iguale-se ao valor do capital. Como $C'(\cdot)$ é crescente em $\dot{\kappa}$ ou, equivalentemente, em $I(t)$, a firma deve aumentar seu estoque de capital se o valor de mercado do capital exceder o que custa para adquiri-lo e reduzir seu estoque de capital se o seu valor de mercado for menor do que o custo de sua aquisição.

A segunda condição de ótimo ou condição de primeira ordem para o capital em t é dada por:

$$H_{\kappa} = \pi(K(t)) = r q(t) - \dot{q}(t) \quad (4)$$

Para que a firma seja otimizadora, os retornos do capital devem ser iguais ao seu custo de oportunidade. Ou, equivalentemente, a firma deve alugar capital até o ponto em que o produto marginal do capital iguale-se ao seu preço de aluguel.

Finalmente, a condição de transversalidade $\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-rt} q(t) \kappa(t) = 0$ implica que o valor do estoque de capital da firma deve tender a zero, pois, se esta condição não for satisfeita, a firma estará mantendo capital de valor para sempre, de forma que pode aumentar o valor presente de seus lucros, reduzindo seu estoque de capital.

É importante notar que $q(t)$, o valor do capital, pode ser expresso em termos dos produtos marginais futuros do capital. A equação (4) implica que:

$$q(t) = \int_{\tau=t}^T e^{-r(\tau-t)} \pi(K(\tau)) d\tau + e^{-r(T-t)} q(T) \quad (5)$$

para qualquer $T > t$. De acordo com a condição de transversalidade, o segundo termo tende a zero, conforme $T \rightarrow \infty$. Então, tem-se que:

$$q(t) = \int_{\tau=t}^{\infty} e^{-r(\tau-t)} \pi(K(\tau)) d\tau \quad (6)$$

A expressão (6) estabelece que o valor de uma unidade de capital em um dado período de tempo iguala-se ao valor descontado de seus produtos marginais futuros.

A análise do problema de maximização da firma indica que q resume toda a informação sobre o futuro que é relevante para a tomada de decisão de investimento da firma. q mostra como uma unidade monetária adicional de capital afeta o valor presente dos lucros. Assim, a firma quer aumentar seu estoque de capital se q for elevado e reduzi-lo se q for baixo, ou seja, o investimento deve ser uma função crescente de q .

Deve-se notar que o q *marginal*, razão do valor de mercado de uma unidade marginal de capital pelo seu custo de reposição, corresponde ao valor relevante para a tomada da decisão de investimento, porém, o q *médio*, razão do valor total da firma pelo custo de

reposição do seu estoque de capital total, é mais fácil de ser calculado. Os trabalhos empíricos referentes à teoria q costumam usar o q médio como *proxy* para o q marginal, porém nem sempre seus valores são coincidentes.

Procedendo-se à análise da dinâmica do modelo, vale destacar, mais uma vez, que a equação (3) estabelece que cada firma investe até o ponto em que o preço de compra do capital mais o custo marginal de ajustamento iguala-se ao valor do capital: $q(t)=1 + C'(I(t))$. Uma vez que o custo marginal de ajustamento, $C'(I(t))$, é crescente com relação ao investimento, $I(t)$, esta condição implica que $I(t)$ é crescente com relação a $q(t)$. E, uma vez que $C'(0)=0$, isto também implica que $I(t)$ é zero quando $q(t)$ é igual a 1. Finalmente, como q é o mesmo para todas as firmas, todas elas escolhem o mesmo valor de I . Assim, a taxa de mudança do estoque de capital agregado, \dot{K} , é dado pelo número de firmas da indústria, N , vezes o valor de I que satisfaz a equação (3). Juntando-se todas estas informações, pode-se escrever:

$$\dot{K}(t)=f(q(t)), \quad f(1)=0, f'(\cdot)>0 \quad (7)$$

A equação (7) implica que K é crescente quando $q > 1$, decrescente quando $q < 1$ e constante quando $q = 1$.

A equação (4) estabelece que o produto marginal do capital deve igualar-se a seu custo. Reescrevendo-se esta equação, tem-se:

$$\dot{q}(t)=r q(t) - \pi(K(t)) \quad (8)$$

Esta expressão implica que q é constante quando $r q(t) = \pi(K(t))$. Uma vez que $\pi(K)$ é decrescente em K , o conjunto de pontos que satisfaz a condição de que $\dot{q}=0$ tem inclinação negativa no espaço (K, q) . Além disso, a equação (8) implica que \dot{q} é crescente em K , assim, \dot{q} é positiva à direita do *locus* de $\dot{q} = 0$ e negativa à esquerda.

A análise do diagrama de fases das variáveis q e K indica que o equilíbrio de longo prazo é caracterizado por $q = 1$, que implica $\dot{K}=0$, e $\dot{q}=0$. O fato de que $q=1$ significa que o valor de mercado do capital iguala-se a seu valor de reposição, de forma que as firmas não têm incentivos para aumentar ou reduzir seus estoques de capitais. E, a partir da

equação (4), para que $\dot{q}=0$ quando $q=1$, o produto marginal do capital deve ser igual à taxa real de juros. Isto significa que os lucros de se manter uma unidade de capital apenas compensam a taxa de juros de que se abre mão e, assim, os investidores estão contentes em manter capital sem a perspectiva de ganhos ou perdas deste.