

# 국내 자본시장 개방과 기업의 자본비용

The Impacts of Korean Capital Market Liberalization  
on Firms' Cost of Capital

정 현 철 \*

目 次	
I. 서 론	IV. 실증분석 결과
II. 관련연구 동향	V. 결론 및 향후과제
III. 연구내용 및 방법	

## I. 서 론

기업에 있어서 투자안 실행을 위한 자본조달은 자동차를 움직이게 하기 위해 연료를 공급하는 것과 같이 기업활동의 최우선 과제 중 하나이다. 특히 이러한 자본을 조금이라도 저렴하게 조달한다는 것은 투자수익률을 높이는데 있어서 무엇보다도 중요한 것이라 할 수 있다. 따라서 기업은 조금이라도 저렴한 비용으로 자금을 조달하기 위해서 국내자본시장은 물론이고 가능하다면 해외자본시장에서도 자금을 조달하기 위한 노력을 들이고 있는 것이다.

지난 80년대 중반부터 90년대 초중반 사이에 국제자본시장에서는 개방화 (market openness 또는 market liberalization)라는 커다란 변화가 일어났다. 이로 인해 과거엔 국내자금에만 의존하거나 또는 신용이 우수한 소수의 기업에 한해 가능했던 해외자본시장에서의 자본조달이 자본시장개방에 따른 해외투자자의 직접 국내투자로 국내의 많은 기업들이 좀 더 저렴하게 자본을 조달할 수 있게 되었다. 우리나라도 예외는 아니어서 80년대 말에 자본시장개방을

\* 단국대학교 상경대학 상경학부 전임강사; 주소 : 서울시 용산구 한남동 산8번지 단국대학교 상경대학 상경학부; E-mail:hcchung@dankook.ac.kr; Tel : 02-799-1187.

공표하고 90년대 초부터 자본시장개방을 진행하고 있다.

본 연구는 이러한 맥락에서 국내자본시장개방에 따른 해외투자자금의 유입이 국내기업들의 자본조달에 드는 자본비용(cost of capital)에 과연 어떠한 영향을 미쳤는가를 연구대상으로 하고 있다. 일반적으로 국제자본자산가격결정모형(International Capital Asset Pricing Model)에 따르면 자본시장 자유화 이후 자본비용의 감소를 기대할 수 있다. 이는 다음과 같은 논거에 따르고 있다. 만일 국내시장이 세계시장과 완전히 분리(completely segmented)되어 있다고 하면, 투자자의 기업투자에 대한 기대수익(기업의 입장에서 보면 자본조달에 수반되는 자본비용)은 국내시장 요인에 의해서만 결정될 것이다. 반면 국내시장이 자본자유화로 세계시장과 완전히 통합(perfectly integrated)되어 있다고 하면, 기대수익은 세계시장의 위험값 하나로 결정될 것이다. 분산투자효과(benefits of diversification)를 전제로 국내위험가치(local price of risk)가 세계위험가치(world price of risk)에 비해 더 높을 것이라는 것과 또한 주식의 동반움직임이 시장간(across markets)보다는 시장내(within a market)에서 더 높을 것이라는 것은 일반적으로 다 받아들여지고 있다.<sup>1)</sup> 따라서 자본자유화에 따른 시장통합으로 국내위험가치에 의존하던 것이 더 낮은 수준의 세계위험가치에 결정됨으로써 기대수익률(자본비용)이 감소하고, 기업의 입장에서는 자본비용의 감소에 따라 주식값의 상승(revaluation effect)을 기대할 수 있는 것이다.

이에 본 연구에서는 국내자본시장 개방을 전후하여 시장지수 뿐 아니라 상장 개별종목들을 대상으로 자본시장 개방에 따른 외국인 자금의 유입으로 인한 자본비용의 변화를 분석함으로써 개별기업의 차원에서 자본시장 개방의 효과를 검증하는 것을 목적으로 한다. 시장지수 뿐 아니라 개별기업을 대상으로 자본자유화 효과를 분석하는 것은 기업의 특성별로 외국 자본의 유입의 효과가 다를 것이라는 가정하에서 이루어진 것이다. 기업규모나 유동성 등 기업고유의 특성에 따라 다른 반응을 보일 것이라는 가정은 외국투자자의 입장에서는 비록 법적으로 시장이 개방되어 투자가 허용된다고 하더라도 정보의 비대칭성(information asymmetry)으로 인해 여전히 투자장벽이 존재할 것이라는 추론에 근거한다. 즉, 규모가 크고 유동성이 높은 기업에 비해 비록 상장기업이라 할지라도 규모가 작고 유동성이 낮은 기업의 경우 외국투자자들에게 덜 알려져 있기 때문에 비록 외형적 장벽(explicit barrier)인 법적, 제도적 투자장벽이 허물어져 외국인의 투자가 허용된다고 하더라도 정보부재 등으로 인한 내재적 장벽(implicit barrier)이 존재하여 자본자유화의 영향을 다르게 받을 것이라는 것이다. 이를 뒷받침하는 연구결과로는 시장에 참여하고 있는 투자자 및 전문가들을 대상으로 실시한 Chuhan(1994)의 설문조사 결과를 들 수 있는데 이에 따르면 제한된 정보(limited information)가 이머징마켓에 투자하는 가장 중요한 장벽 중의 하나라고 설명하고 있다.<sup>2)</sup>

1) 상세한 내용은 Bekaert and Harvey (2000), Stulz (1999) and Errunza and Miller (2000) 참조.

그러므로, 본 연구는 자본시장 개방에 따라 국내전체는 물론 기업특성별로 자본비용에 미치는 영향을 파악하게 함으로써 외국자본의 유입이 증가하는 시장에 시장참여자들이 어떻게 대응해야 하는지 해답을 찾는데 일조할 것이다.

## II. 관련 연구동향

Kim and Singal(2000), Bekaert and Harvey(2000), Henry(2000) 등 최근 자본시장자유화의 주가 상승효과나 자본비용감소효과에 대해 시장전체 차원에서 연구한 반면 Errunza와 Miller(2000)은 32개국 126개 ADR(American Depository Receipts)을 발행한 기업을 대상으로 자본비용의 변동에 대하여 연구하였다. 이들 최근의 관련연구들의 내용을 정리해 보면 다음과 같다.

Kim과 Singal (2000)은 15개 이머징마켓의 인덱스를 활용하여 자본시장 자유화의 영향을 분석하였는데, 주식값이 자유화에 즉각 반응하여 주식수익률이 자유화에 따라 즉시 오르고 그 이후 내린다는 것을 발견하였다. 그들은 이러한 즉각적 수익률상승을 외국투자자의 수요증가에 기인한 것으로 돌리고, 수익률 상승에 연이은 하락을 해외투자자들의 감소된 기대수익률에 기인한다고 설명하고 있다. 그러나 Kim과 Singal이 인정하고 있듯이, 그들의 연구는 일반적으로 자본자유화와 같이 진행되는 일련의 경제개혁(예를들면, 민영화, 무역자유화, 환율자유화, 시장안정화 등)에 따른 잠재적 영향을 제어하지 못했다는 측면에서 한계를 가지고 있어서 자본자유화 이후의 변화가 시장자유화에 기인한 것이 아니고 다른 일련의 경제개혁에 의한 변화일 수도 있다는 것이다.

Bekaert와 Harvey (2000)는 주식수익률과 배당수익률 변화를 자유화 이전과 이후 약 3년여의 기간을 비교함으로써 자본시장 자유화에 따른 자본비용의 변화를 연구하였다. Kim과 Singal(2000)의 한계를 해결하기 위하여 Bekaert와 Harvey는 영향을 줄 수 있는 외부요인들을<sup>3)</sup> 통제하였으며, 그 결과는 배당률(자본비용 측정의 대용치로 활용) 이 5에서 75 베이스스 포인트 감소한 것으로 나타나, 자본자유화에 따라 기업의 자본비용이 감소하였다고 주장하고

2) 이외에도 Kang & Stulz(1997), Choe et al.(1999)등은 외국인 투자 자료를 인용, 실제로 외국인투자자들이 대규모기업 주식을 선호/투자하고 있음을 보여주고 있다.

3) 4개의 범주로 분류 : 자산집중도(IFCG인덱스를 구성하는 기업수, 수정 Herfindahl 인덱스), 주식시장 개발/경제 통합도 (GDP대비 주식시장가치, GDP대비 무역규모 등), 마이크로스트럭처 효과(시장지수수익률의 표준편차), 거시경제적 변수와 정치적 위험(환율변동성, 평균물가상승률, 기관투자자 국가신용 등급 등)

있다. 다른 한편 실현수익률을 적용한 결과치는 일관되지 못한 결과를 보여주고 있다.

Henry (2000)는 자본자유화에 따른 주가변화에 초점을 맞추어 이머징마켓 12개국을<sup>4)</sup> 대상으로 자본자유화 시점 전후를 비교, 주식값이 자유화 기간 8개월 동안 월평균 4.7%의 비정상수익률 상승을 보였으며, 이는 8개월 평균 37.6%에 이르는 높은 주식수익률의 상승을 나타내고 있다는 것을 밝혀내었다. 그는 또한 대상국 12개 이머징마켓에서 일어난 일련의 경제개혁정책[Henry (1999) 참조]을 정리하여 여타 거시경제적 변수들과 함께 통제변수로 활용함으로써 순수한 자본시장자유화의 영향과약에 주력하였다. 이러한 통제변수로는 세계 주식 시장 수익률, 동 시대의 경제개혁활동(거시경제안정화, 무역자유화, 민영화, 외환자유화 등)과 거시경제변수들(국내산업생산, 미국 재정증권수익률, 실질환율, 정치적 안정지수 등)을 활용하였다. 이러한 통제변수를 이용한 결과, 자본자유화의 영향은 약간 감소하였으나, 통계학적으로나 경제학적으로나 여전히 유의한 월평균3.3%에 이르는 높은 비정상수익률을 보여주고 있다. 일정한 미래 기대현금흐름 가정하에 그는 이러한 주가의 상승을 자본자유화 이후의 자본비용의 감소로 해석하고 있다.

앞서 살펴보았듯이 자본자유화는 꽤나 긴 기간을 두고 진행되며, 보통 다른 일련의 정치적, 경제적, 사회적 개혁과 동반되어 일어나는 것이 일반적이다. 이러한 사실이 자본자유화의 영향에 대한 분석에 있어서 순수한 자유화가 미치는 영향을 분석해내는데 어려움을 가져다 주고 있다. 즉 다른 여타 변수들에 대한 철저한 통제가 전제되어야 우리가 바라는 결과를 얻을 수 있는 것이다.

지금까지 언급한 연구들은 영향을 줌직한 사건들을 직접 통제함으로 순수한 자본자유화 영향을 파악하려고 시도한 반면 Errunza와 Miller (2000)는 다른 접근방법 즉 개별기업별 수준의 분석(firm level analysis)을 활용하여 이러한 문제를 해결하고 있다. 32개국 126개 기업을 대상으로 그들이 발행한 ADR(American Depositary Receipts)을 활용하여 연구하였다. 32개국 중에는 11개 이머징마켓이<sup>5)</sup> 포함되어 있다. 방법론적으로 그들은 장기 샘플일치 접근방법(matched sample long-horizon approach)을 사용하고 있다. 이는 기업규모와 국가가 통제된 기업을 벤치마킹 기업으로 선정함으로써 잠재적인 외부효과(confounding effect)를 제거할 수 있다는 것이다. 장기 주가성과를 측정하기 위하여 Errunza와 Miller는 Conrad와 Kaul (1993), Barber와 Lyon (1996,1998) 등이 제안한 구매-보유수익률(buy-and-hold returns)을 적용하고 있다. 그들의 결과는 자본시장 자유화가 자본비용을 감소시켰다는 강력한 증거를 제시하고 있다. 즉 주가의 상승효과가 ADR발행 발표시점을 전후해서 일어났으며, 42.2%의 장기실현수익률

4) 남미 6개국(Argentina, Brazil, Chile, Mexico, Colombia, Venezuela)과 아시아 6개국(India, Korea, Malaysia, the Philippines, Taiwan, Thailand)

5) 11개국은 Chile (10), India (8), Korea (5), Malaysia (2), Mexico (5), Philippines (1), Portugal (1), Taiwan (6), Thailand (1), Turkey (1), Venezuela (1)이며, 괄호안은 기업수입

(long-run realized returns)의 감소가 발생하였다. 이러한 결과는 배당수익률을 활용한 분석에서도 같은 결과를 보여주고 있다.

### III. 연구내용 및 방법

본 연구의 분석은 시장지수 및 개별기업 보통주의 월별수익률을 대상으로 시행하였다. 자본자유화 시점을 기준으로 하여 다음에 설명할 각 분석모형에 따른 기준에 부합되는 기업은 1988년 12월(자본시장 개방공시시점)을 기준으로 하는 경우 총 289개였으며 1992년 1월(자본시장 개방실행시점)을 기준 하는 경우 총 599개였다. 개별기업의 주가 및 월별수익률은 한국증권연구원의 KSRI에서 추출하였으며, 거래량과 발행주식총수는 한국신용평가정보(주)에서 제공하는 KIS2000을 이용하였다. 또한 통제변수로 사용되는 거시경제 변수들 중에서 산업생산지수는 통계청에서, 소비자물가지수, 실질환율, 무위험이자율은 한국은행에서 제공 받았다. 이 중 무위험이자율은 5년 만기 국민주택채권1종의 월별수익률을 사용하였다.

외국자본의 유입이 허용된 이후 국내 기업들의 자본비용변화에 미친 영향을 먼저 시장지수(market index)를 활용하여 자본자유화가 국내 주식시장전체에 미치는 영향을 살펴본 후 개별기업(individual firms) 데이터를 적용함으로써 기업 간 특성에 따라 자본자유화에 대해 차별화된 반응을 보이는 지를 살펴보고자 한다.

먼저 논란의 소지가 있는 자본자유화 시점을 언제로 잡을 것인가 결정해야 할 것이다. 일반적으로 국내의 선행연구들은 정부가 발표한 자본자유화 시점(1988.12월)을 사용하였으나, 단순히 정부의 자본자유화정책 발표만으로 외국 자본이 국내에 투입되는 것은 아니며 정부의 국내시장 개방정책 발표 이전에도 country fund나 DR(Depository Receipt)과 같은 간접투자 방법을 통해 외국인의 국내주식 매입이 가능하다. 실제로 많은 이머징마켓의 경우 정부의 자본시장 개방정책 실시 이전에 country fund를 발행하였다. 따라서 최근의 연구에서는 여러 가지의 다른 기준을 적용하여 자본자유화 시점을 정하고 있다. Bekaert and Harvey (2000)의 경우 정부의 공식발표, country fund와 ADR 발행, 자본흐름변화 등에 따라 4가지의 시점을 사용하고 있고 Henry(2000)의 경우도 정부의 발표 외에 country fund 발행에 근거하여 자본시장개방일자를 정하고 있다. 우리나라는 1981년 1월에 “자본자유화계획”을 발표한 이후 지속적으로 자본자유화를 추진하였으며, 1988년 12월에는 본격적으로 자본시장자유화계획을 발표하고 1992년 1월 시장개방을 단행하였다. 그러므로 본 연구에서는 선행연구들을 참조하여

자본시장자유화의 정보효과가 나타날 수 있는 최초의 시점이라고 볼 수 있는 1988년 12월 자본시장 개방 공표시점과 실제 개방시점인 1992년 1월을 자본시장자유화 시점으로 설정하여 분석을 시행하기로 한다.

아래에서는 실증분석 테스트 모델과 그 의미를 설명하기로 한다.

### 가. 자본비용(cost of capital)에 미치는 효과분석 모델

자본시장자유화가 자본비용에 미치는 효과를 분석하는 방법은 위의 주가상승효과를 분석하는데 사용된 방법과 유사하다. 차이점은 더미변수 삽입 시에 자본시장자유화시점 해당 월 이후 36개월 동안을 “1”로 하고 자본자유화기간 8개월 이전 36개월 동안을 “0”으로 한다는 것이다. 즉 자본시장자유화 이후 자본비용의 변화를 측정하기 위하여 자본시장자유화 이전 36개월이 통계기간(estimation window)로 사용되고, 자본자유화 기간 8개월을 제외한 그 이후 36개월이 실험기간(event window)가 되는 것이다. 자본자유화 기간 8개월을 분석대상 기간에서 제외하는 이유는 주가상승이 예상되는 8개월을 포함시킨 상태에서 자유화 시점 전후를 비교하면 자유화 이후의 자본비용 변동이 주가상승효과 때문인지 아니면 자본비용 자체의 변화 때문인지 알 수 없기 때문이다.

자본시장자유화 이전 36개월과 이후 36개월에 대한 더미변수를 Post로 표현하여 아래와 같은 회귀식을 통해 자본시장자유화 이후 자본비용의 변화를 측정한다.

$$R_{m,t} = \alpha_m + \gamma Post_{m,t} + [\lambda R_{w,t}] + \varepsilon_{m,t} \dots\dots\dots (1)$$

$$R_{i,t} = \alpha_i + \gamma Post_{i,t} + [\lambda R_{w,t}] + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots (2)$$

$$R_{i,t} = \alpha_i + \gamma Post_{i,t} + \delta Rank(size_i) Post_{i,t} + [\lambda R_{w,t}] + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots (3)$$

$$R_{i,t} = \alpha_i + \gamma Post_{i,t} + \delta Rank(liquidity_i) Post_{i,t} + [\lambda R_{w,t}] + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots (4)$$

위의 식에서  $R_{m,t}$ ,  $R_{i,t}$ 는 주가상승효과 측정에서와 마찬가지로 각각 시장지수와 개별 기업 주식의 월별수익률로서 실현수익률(realized return)을 이용하여 자본비용을 측정하고 있는 것이다. 자본시장자유화 이전과 이후의 자본비용 변화를 측정하기 위해 사용하는 기대수익률(expected return)과 실현수익률(realized return)의 관계는 Errunza and Miller(2000)의 연구에 잘 설명되어 있다. 이러한 연구에 따라 본 연구에서는 기대수익률(자본비용)의 대용치로 실현수익률을 사용하나 실현수익률의 기대수익률의 대용치로써의 한계를 인정한다.<sup>6)</sup> 그들에

따르면 자본시장 자유화를 전후한 기대수익률과 실현수익률과의 관계는 다음과 같다.

- 자본시장자유화 이전에 높은 균형기대수익률로 높은 자본비용을 시사
- 자본자유화 기간 동안 큰 폭의 (+)의 수익률을 보임. 이는 자본비용 감소에 따른 가격의 상승을 반영(the revaluation effect). 가격상승효과를 설명하는 또 다른 주장으로는 해외포트폴리오 투자자들이 국내증권의 수요를 증가시키고 이에 따라 증권 값이 증가한다는 것이다.<sup>6)</sup>
- 자본자유화 이후 균형값이 정상적 상태로 돌아옴. 그 균형수준이 자본자유화 이전과 이후가 차이를 보이게 됨(the change in the cost of capital). 이는 자본자유화 이후 기업의 잠재적 분산투자효과에 기인함.

#### IV. 실증분석 결과

본 장에서는 자본자유화가 국내 주식시장에 미치는 영향을 두개의 자본자유화 시점-자본자유화 시행의 공표시점(1988년 12월)과 실제 개방시점(1992년 1월)을 기준으로 자본비용변화의 측면에서 분석하고 그 결과를 정리한다.

아래 <표1>~<표4>는 자본시장 개방이 국내기업의 자본비용에 미치는 영향을 분석한 결과를 요약 정리한 것이다. 기업의 자본비용 변화를 측정하기 위해서는 앞서 언급한 바와 같이 기업의 기대수익률(expected return)의 변화를 비교하는 것이 보다 정확할 것이나 미실현된 기대치 적용의 현실적 어려움으로 본 연구에서는 실현수익률(realized return)을 자본비용 척도의 대용치로 사용하는 한계가 있다.

<표1>에서 볼 수 있듯이 시장지수를 활용하여 시장 전체의 자본비용 변화 정도를 살펴보면(C1, C2) 자본시장 개방을 전후하여 연평균 65.64%포인트(-65.64 = -5.47×12) 하락한 것으로 나타나고 있다. 이러한 자본비용 감소 효과는 국제시장의 주가변동을 MSCI World Index를

6) 이에 자본비용 척도의 대용치로 배당수익률(Dividend yield)도 활용(Bekaert and Harvey(2000), Errunza and Miller(2000))되고 있으나 이도 또한 완전하지는 않음. 예를 들어 배당수익률의 감소가 일어나는 경우 이를 자본비용 하락으로 해석할 수도 있으나, 자본시장 개방 이후 해외투자자의 국내유입과 함께 기대할 수 있는 성장기회를 대비하여 배당규모를 줄이고 미래 투자를 위해 사내유보 규모를 확대함에 기인할 수도 있다.

7) Bailey과 Jagtiani (1994), Bailey, Chung과 Kang (1999) 참조

이용하여 통제하고 난 후에도 여전히 연평균 54.48%포인트(-54.48=-4.54×12) 하락을 보이고 있다. 이러한 결과는 개별기업을 이용한 자본비용 변동 검증결과(C3, C4)에서도 유사하게 나타나 연평균 54.36%포인트 (-54.36=-4.53×12)의 자본비용 감소를 나타냈다. (국제시장의 움직임을 통제하는 경우에는 연평균 -44.4%).

또한 기업의 고유특성인 규모와 유동성을 고려하여 자본비용의 감소 효과를 살펴보면 세계시장의 움직임에 대한 통제여부와 상관없이(C5~C8) 기업의 규모와 유동성 모두 회귀계수  $\delta_1$ ,  $\delta_2$ 가 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다. 즉, 기업의 규모와 유동성이 큰 기업일수록 자본비용의 감소효과가 큰 것으로 나타나고 있다. 예를 들어 유동성이 가장 큰 기업의 경우 국제시장의 움직임을 통제하고 난 후에도 연평균 57.24%포인트 [-57.24=(-2.62-2.15×1)×12]가 하락한 반면, 유동성이 가장 낮은 기업의 경우는 연평균 31.53%포인트 [-31.53=(-2.62-2.15×1/289)×12] 하락했음을 알 수 있다.

<표 1> 자본시장 개방 이후 자본비용 변화효과(1988년 12월 기준)

$$R_{m,t} = \alpha_m + \gamma Post_{m,t} + [\lambda R_{w,t}] + \varepsilon_{m,t} \dots\dots\dots C1 [ C2 ]$$

$$R_{i,t} = \alpha_i + \gamma Post_{i,t} + [\lambda R_{w,t}] + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots C3 [ C4 ]$$

$$R_{i,t} = \alpha_i + \gamma Post_{i,t} + \delta_1 Rank(size_i) Post_{i,t} + [\lambda R_{w,t}] + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots C5 [ C6 ]$$

$$R_{i,t} = \alpha_i + \gamma Post_{i,t} + \delta_2 Rank(liquidity_i) Post_{i,t} + [\lambda R_{w,t}] + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots C7 [ C8 ]$$

	$\gamma$	$\delta_1$	$\delta_2$	$\lambda$	Adj. $R^2$	횡단면	관측치
C1	-0.0547*** (-3.11)				0.1090	1	72
C2	-0.0454** (-2.64)			0.4519*** (2.67)	0.1805	1	72
C3	-0.0453*** (-26.27)				0.0321	289	20,808
C4	-0.0370*** (-21.33)			0.4011*** (23.45)	0.0569	289	20,808
C5	-0.0426*** (-15.63)	-0.0052 (-1.23)			0.0321	289	20,808
C6	-0.0344*** (-12.67)	-0.0052 (-1.25)		0.4011*** (23.45)	0.0570	289	20,808
C7	-0.0345*** (-12.63)		-0.0215*** (-5.11)		0.0332	289	20,808
C8	-0.0262*** (-9.66)		-0.0215*** (-5.17)	0.4011*** (23.46)	0.0581	289	20,808

+ 괄호안의 수치는 t-통계량을 의미함; \*\*\*,\*\*는 각각 1%,5%의 유의수준을 표시함

국내 자본시장 개방과 기업의 자본비용

이러한 결과는 자본비용 감소라는 측면에서는 예상했던 결과와 일치하지만 감소의 폭을 놓고 볼 때는 당시의 국내기업의 자본비용 수준을 20% 내외로 높게 잡는다고 하더라도 지나치게 높은 자본비용 감소 수치이며 비현실적이다. 이는 앞서 밝힌 바와 같이 자본비용(기대수익률)의 측정치로 사용한 실현수익률이 갖는 문제에서 기인한다고 보여진다. 따라서 크게 줄어든 수치가 자본 비용의 감소를 제대로 측정했다고 간주하기는 어려우며 오히려 자본시장개방 전후의 시장실현수익률 차이를 보여주는 것으로 해석해야 할 것이다.

한편 거시경제변수들의 움직임을 통제한 경우에는 아래 <표2>의 결과처럼 오히려 자본비용이 증가한 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과 역시 거시경제변수들의 통제 전에 나타난 <표1>의 결과가 자본자유화에 의한 것이기 보다는 거시경제환경의 변화에 따른 현상이었다는 것을 반증하는 것으로써, 자본자유화의 공포가 자본비용 감소에 영향을 미쳤다고 보기는 어렵다.

<표 2> 자본비용 변화효과 : 거시경제변수 통제 후(1988년 12월 기준)

	1(지수)	2(개별기업-평균)	3(개별+규모)	4(개별+유동성)
$\gamma$	-0.0091 (-0.13)	<b>0.0327***</b> (4.63)	<b>0.0353***</b> (4.80)	<b>0.0435***</b> (5.91)
$\delta_1$			-0.0052 (-1.26)	
$\delta_2$				<b>-0.0215***</b> (-5.21)
$\lambda$	<b>0.4815***</b> (2.74)	<b>0.4304***</b> (24.77)	<b>0.4304***</b> (24.77)	<b>0.4304***</b> (24.79)
소비자물가	-0.0113 (-1.56)	<b>-0.0089***</b> (-12.42)	<b>-0.0089***</b> (-12.42)	<b>-0.0089***</b> (-12.42)
실질환율	0.0000 (0.30)	<b>0.0002***</b> (4.91)	<b>0.0002***</b> (4.91)	<b>0.0002***</b> (4.91)
산업생산	0.0067 (1.45)	<b>0.0053***</b> (11.76)	<b>0.0053***</b> (11.76)	<b>0.0053***</b> (11.77)
무위험 이자율	2.9523 (0.22)	<b>-4.2672***</b> (-3.18)	<b>-4.2672***</b> (-3.18)	<b>-4.2672***</b> (-3.18)
Adj. $R^2$	0.2539	0.0707	0.0708	0.0719
횡단면	1	289	289	289
관측치	72	20,808	20,808	20,808

+ 괄호안의 수치는 t-통계량을 의미함: \*\*\*는 1%의 유의수준을 표시함

다음은 실제로 자본시장이 개방된 시점인 1992년 1월을 기준으로 자본비용변화 효과를 분석한 결과를 보도록 하자. <표3>에서 볼 수 있듯이 시장지수를 활용하여 시장 전체의 자본비용 변화 정도를 살펴보면(C1, C2) 자본시장 개방에 대해 자본비용의 감소효과가 없는 것으로 나타나고 있다. 반면 개별기업을 이용한 자본비용 변동 검증결과(C3, C4)는 오히려 연평균 24.72%포인트(=2.06×12) 상승한 것으로 나타나고 있으며, 국제시장의 움직임을 통제하고 난 후에도 이러한 자본비용 증가 현상은 여전히 통계적 유의성을 유지하고 있다. 이러한 결과는 우리가 기대하고 있는 자본비용의 감소와 반대의 결과이다. 이는 앞서 언급한 바대로 자본비용의 척도로 사용한 실질수익률이 진정한 자본비용의 변화를 나타내지 못하거나 앞의 주가상승효과 분석에서도 언급하였던 자본자유화 시점의 오류 가능성 등으로 인해 진정한 자본비용 변화를 측정할 수 없었기 때문일 가능성이 있다.

그러나 주가상승효과에서와 같이 해외투자자들이 관심을 갖는 기업의 고유특성인 규모와 유동성을 고려하여 보면(C5~C8). 기업의 규모와 유동성 회귀계수 δ1, δ2가 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다. 즉, 기업의 규모와 유동성이 자본비용 과 역의 관계를 나타내고 있어서 기대가설에 부합하였다.

<표 3> 자본시장 개방 이후 자본비용 변화효과(1992년 1월 기준)

$$R_{m,t} = \alpha_m + \gamma Post_{m,t} + [\lambda R_{w,t}] + \varepsilon_{m,t} \dots\dots\dots C1 [ C2 ]$$

$$R_{i,t} = \alpha_i + \gamma Post_{i,t} + [\lambda R_{w,t}] + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots C3 [ C4 ]$$

$$R_{i,t} = \alpha_i + \gamma Post_{i,t} + \delta_1 Rank(size_i) Post_{i,t} + [\lambda R_{w,t}] + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots C5 [ C6 ]$$

$$R_{i,t} = \alpha_i + \gamma Post_{i,t} + \delta_2 Rank(liquidity_i) Post_{i,t} + [\lambda R_{w,t}] + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots C7 [ C8 ]$$

	$\gamma$	$\delta_1$	$\delta_2$	$\lambda$	Adj. $R^2$	횡단면	관측치
C1	0.0129 (0.77)				0.0083	1	72
C2	0.0129 (0.81)			<b>0.6225***</b> (3.23)	0.1138	1	72
C3	<b>0.0206***</b> (16.89)				0.0066	599	42,464
C4	<b>0.0203***</b> (16.75)			<b>0.3485***</b> (23.86)	0.0198	599	42,464
C5	<b>0.0295***</b> (15.37)	<b>-0.0178***</b> (-6.01)			0.0075	599	42,464
C6	<b>0.0292***</b> (15.32)	<b>-0.0178***</b> (-6.05)		<b>0.3485***</b> (23.87)	0.0206	599	42,464

국내 자본시장 개방과 기업의 자본비용

	$\gamma$	$\delta_1$	$\delta_2$	$\lambda$	Adj. $R^2$	횡단면	관측치
C7	<b>0.0247***</b> (12.87)		<b>-0.0083***</b> (-2.79)		0.0068	599	42,464
C8	<b>0.0244***</b> (12.80)		<b>-0.0083***</b> (-2.81)	<b>0.3485***</b> (23.87)	0.0199	599	42,464

+ 괄호안의 수치는 t-통계량을 의미함: \*\*\*는 1%의 유의수준을 표시함

한편, 거시경제변수들의 움직임을 통제한 이후의 결과는 역시 통제전 결과와 일치하고 있다(표4 참조). 즉 시장지수 적용 시는 자본비용에 변화가 없고, 개별기업 적용 시에는 자본비용이 증가하는 것으로 나타났다. 또한 기업의 규모와 유동성이 자본자유화에 미치는 영향을 보여주는 회귀계수  $\delta_1$ 과  $\delta_2$ 의 값은 일관되게 음(-)의 값을 가지는데 이는 앞서 지적한 바와 같이 기업의 규모나 유동성이 자본 비용과 부의 관계에 있음을 확인시켜주는 것이다.

<표 4> 자본비용 변화효과 : 거시경제변수 통제 후(1992년 1월 기준)

	1(지수)	2(개별기업-평균)	3(개별+규모)	4(개별+유동성)
$\gamma$	0.0157 (0.30)	<b>0.0433***</b> (12.21)	<b>0.0522***</b> (13.63)	<b>0.0475***</b> (12.38)
$\delta_1$			<b>-0.0178***</b> (-6.13)	
$\delta_2$				<b>-0.0083***</b> (-2.84)
$\lambda$	<b>0.6447***</b> (3.31)	<b>0.3739***</b> (25.44)	<b>0.3739***</b> (25.45)	<b>0.3739***</b> (25.45)
소비자물가	-0.0074 (-1.21)	<b>-0.0031***</b> (-6.73)	<b>-0.0031***</b> (-6.73)	<b>-0.0031***</b> (-6.73)
실질환율	0.0004 (0.44)	<b>-0.0003***</b> (-5.53)	<b>-0.0003***</b> (-5.54)	<b>-0.0003***</b> (-5.54)
산업생산	0.0057 (1.57)	<b>0.0044***</b> (16.29)	<b>0.0044***</b> (16.30)	<b>0.0044***</b> (16.30)
무위험 이자율	-9.4363 (-1.13)	<b>-3.8988***</b> (-6.30)	<b>-3.8988***</b> (-6.31)	<b>-3.8988***</b> (-6.31)
Adj. $R^2$	0.2366	0.0428	0.0436	0.0430
횡단면	1	599	599	599
관측치	72	42,464	42,464	42,464

+ 괄호안의 수치는 t-통계량을 의미함: \*\*\*는 1%의 유의수준을 표시함

요약하면, 자본시장 개방 공표시점의 경우 주가지수 또는 개별기업을 적용한 경우 커다란 자본비용 감소효과가 나타난 듯이 보였으나, 거시경제변수 통제 후 그러한 감소 효과가 사라짐에 따라 자본자유화 공표가 자본비용 감소에 영향을 미쳤다고 보기 어렵다. 한편, 자본시장 개방이 실제로 일어난 시점을 기준으로 분석한 결과는 주가지수를 적용한 경우 시장전체의 자본비용에 변화가 없는 것으로 나타났고, 개별기업의 실현수익률을 대용치로 사용한 경우 오히려 평균적으로 자본비용이 증가한 것으로 나타났다. 따라서, 자본시장 개방이 자본비용을 감소시킬 것이라는 가설을 지지할 만한 결과를 도출할 수 없었다. 다만, 본 연구의 주관심사인 기업의 특성과 자본비용감소 효과간의 관계를 놓고 볼 때는 자본시장 개방공표시점과 시행시점, 그리고 경제변수 통제전이나 통제후 모두 개별기업의 특성인 기업규모와 유동성 계수가 음(-)의 값을 나타내었다는 점이다. 이를 통해, 규모가 크고 유동성이 높은 기업이 외국자본 유입에 따른 자본비용 감소의 혜택을 더 많이 누릴 것이라는 본 연구의 기대 가설은 틀리지 않는 것으로 확인되었다고 말할 수 있다.

## V. 결 론

지금까지 우리는 자본시장 개방에 따른 국내기업의 자본비용변화(changes in the cost of capital)를 자본시장 개방 공표와 실제 개방 두개의 시점을 기준으로 시장지수를 이용한 시장전체의 평균 변화를 살펴봄은 물론 개별기업 데이터를 이용하여 해외투자자의 수요와 관련된 기업의 고유 특성별 변화도 살펴보았다.

본 연구의 결과는 한마디로 자본시장 개방이 국내기업의 자본비용을 감소시킬 것이라는 가설을 지지할 만한 결과를 도출할 수 없었다. 자본시장 개방 공표시점의 경우 주가지수 또는 개별기업을 적용한 경우 커다란 자본비용 감소효과가 나타난 듯이 보였으나, 거시경제변수 통제 후 그러한 감소 효과가 사라짐에 따라 자본자유화 공표가 자본비용 감소에 영향을 미쳤다고 보기 어렵다. 한편, 자본시장 개방이 실제로 일어난 시점을 기준으로 분석한 결과는 주가지수를 적용한 경우 시장전체의 자본비용에 변화가 없는 것으로 나타났고, 개별기업의 실현수익률을 대용치로 사용한 경우 오히려 평균적으로 자본비용이 증가한 것으로 나타났다. 다만, 기업 고유의 특성과 자본비용감소 효과간의 관계를 놓고 볼 때는 규모가 크고 유동성이 높은 기업이 외국자본 유입에 따른 자본비용 감소의 혜택을 더 많이 누릴 것이라는 본 연구의 기대가설은 틀리지 않는 것으로 확인되었다고 말할 수 있다.

본문에서도 언급한 바와 같이 본 연구의 한계를 다시 한 번 짚어보면, 첫째 자본비용을 측정하기 위하여 기대수익률 대신에 실현수익률을 대용치로 사용하고 있어서 자본비용의 변화를 제대로 측정할 수 없을 가능성이 있다. 둘째, 자본시장개방 시점의 설정이 잘못되어 변화를 제대로 파악하지 못하였을 수 있다. 따라서 이러한 점을 감안하여 향후 이를 보다 명확히 확인 할 수 있는 추가적인 연구가 필요할 것이다.

## 참고문헌

- Bailey, Warren and Julapa Jagtiani, 1994, Foreign Ownership Restrictions and Stock Prices in the Thai Capital Market, *Journal of Financial Economics* 36, 57-87.
- Bailey, Warren, Peter Chung and Jun-koo Kang, 1999, Foreign Ownership Restrictions and Equity Price Premiums : What Drives the Demand for Cross-Border Investments?, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 34, 489-511.
- Bekaert, Geert and Campbell Harvey, 1997, "Emerging equity market volatility", *Journal of Financial Economics* 43, 29-77.
- Bekaert, Geert and Campbell Harvey, 2000, "Foreign speculators and emerging equity markets", *Journal of Finance* 55, 565-613.
- Christoffersen, Peter, Hyunchul Chung and Vihang Errunza, 2002, Size matters : The Impact of Capital Market Liberalization on Individual Firms, Forthcoming in *Journal of International Money and Finance*.
- Chuhan, Punam, 1994, "Are institutional investors an important source of portfolio investment in emerging markets?", *Policy Research working paper* 1243, World Bank.
- Errunza, Vihang, and Etienne Losq, 1985, "International asset pricing under mild segmentation : theory and test", *Journal of Finance* 40, 105-124.
- Errunza, Vihang and Darius Miller, 2000, "Market segmentation and the cost of capital in international equity markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 35, 577-600.
- Henry, Peter Blair, 2000, "Stock market liberalization, economic reform, and emerging market equity prices", *Journal of Finance* 55, 529-564.
- Kang, Jun-Koo and Rene M. Stulz, 1997, Why is there a home bias? An analysis of foreign

産業研究

portfolio equity ownership in Japan, *Journal of Financial Economics* 46, 2-28.

Kim, E. Han and Vijay Singal, 2000, "Stock market opening : Experience of emerging economies", *Journal of Business* 73, 25-66.

Stulz, Rene M., 1981, "On the effects of barriers to international investment", *Journal of Finance* 36, 923-934.

Stulz, Rene M., 1999, "Globalization of equity markets and the cost of capital", *Working Paper*, *The Ohio State University*.

<ABSTRACT>

## The impacts of Korean capital market liberalization on firms' cost of capital

Hyun chul Chung \*

This paper investigates whether firms' costs of capital have decreased by the foreign capital influx after capital market liberalization as International Capital Asset Pricing Models(ICAPM) predict. The empirical results provide mixed conclusions. It is hard to tell the cost of capital has decreased after liberalization. However, we could confirm our hypothesis that certain firm specific characteristics, which are arguably related to foreign investors' demand, such as firm size and liquidity affect the changes in firms' cost of capital after market liberalization. Both large firms and more liquid firms showed relatively higher decreases in the cost of capital than small and less liquid firms. This study has an unavoidable limitation of potential inappropriate use of realized returns as a proxy for the cost of capital. Future study should focus on solving this limitation.

---

\* Professor, School of Business, Dankook University.