

주식시장 베타 비대칭성의 구조적 변화에 대한 연구 : 자본시장개방 20주년에 대한 소고

최영민* 국민연금연구원 부연구위원
손삼호 순천향대학교 경제금융학과 조교수
김상수 한국방송통신대학교 경제학과 조교수

요약 본 연구는 자본시장 개방을 전후한 장기적 관점의 베타특성 검증에 목표를 한다. 또한 산업군별 분석을 통해 베타 비대칭성의 산업군별 특성을 찾고자 시도하였다. 본 연구의 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 우리나라 주식시장의 전체 기간을 대상으로 상승장과 하락장에 대한 다양한 범주 하에서 비대칭 베타의 존재를 일관되게 확인하였다. 둘째, 우리나라의 자본시장 개방 이후 상승장에 대해서는 모든 장세구분 범주에서 개방 이전보다 민감도가 증가하였다. 그러나 하락장에 대해서는 다소 혼재된 결과를 보여 하락장 베타의 민감도가 확대되었다는 증거는 미약한 것으로 나타났다. 셋째, 우리나라와 국제 자본시장 간 동조화 현상을 검증한 결과, 개방 이후 동조화 현상이 높아졌으며 해외시장의 움직임을 조건부로 한 베타가 유의하게 높아짐을 확인하였다. 넷째, 산업군별 분석을 시행한 결과 비대칭 베타의 존재는 모든 산업군이 아닌 특정 산업군에서 집중적으로 나타났다. 다섯째, 세부 산업군 분석을 추가로 시행한 결과 유의한 비대칭 베타를 보인 산업군 내에서도 하위 산업군별로 차이가 존재함을 확인하였다. 결국 자본시장 개방의 효과는 산업군별로 서로 다른 충격과 이후 변화를 가져왔으며 글로벌 경기의 움직임을 투자지표로 하는 투자행태가 산업군별로 차별적으로 적용되어야 함을 시사한다.

주요단어 자본시장개방, 비대칭베타, LTSR 모형, 자본시장 동조화, 산업별 분석

투고일 2014년 10월 23일
수정일 2015년 01월 23일
게재확정일 2015년 02월 23일

* 교신저자. 주소 : 135-811, 서울시 강남구 도산대로 128 국민연금 강남회관 4F ; E-mail : jazzbug@nps.or.kr ; 전화 : 02-3218-8698.

본 논문에서 제시된 견해는 교신저자 소속기관의 공식, 비공식 견해를 반영하는 것은 아닙니다. 본 연구에 귀중한 조언과 제언을 해주신 서울대학교 안동현 교수님과 익명의 두 심사자에게 깊이 감사드립니다.

Structural Change of Beta Asymmetry in the Korean Stock Market

Young Min Choi* Research Fellow, National Pension Research Institute
Samho Son Assistant Professor, Soonchunhyang University
Sangsu Kim Assistant Professor, Korea National Open University

Received 23 Oct. 2014
Revised 23 Jan. 2015
Accepted 23 Feb. 2015

Abstract

This paper reports an overall regime shift in asymmetric beta upon liberalization of the Korean stock market. There are various researches for effects of market liberalization. Especially, the global financial crisis in recent triggers great controversy over the capital market liberalization and global financial integration. And after many emerging countries, even developed countries go through unexpected capital flow, such controversy is deepening. It leads for us to consider the liberalization of the Korean stock market discreetly. Previous studies mainly concentrate the impact to the foreign-exchange market and real economy or the effectiveness of foreign investment. However, the structural change of capital market itself has been ignored. We attempt to organize specific arguments and previous discussions upon economic impact of the liberalization. We verify the long-term beta features using the longest data before and after Korean capital market liberalization. And we also attempt to identify the industrial characteristics of asymmetric beta. Hence, our study can be considered as associative study of capital market liberalization issue and asymmetric beta issue. The empirical results are summarized as follows.

First, over the sample period, we consistently observe the existence of

* Corresponding Author. Address: 128 Dosan daero, Gangnam-Fu, Seoul, 135-811, Korea;
E-mail: jazzbug@nps.or.kr; Tel: 82-2-3218-8698.

asymmetric beta under the diverse categories of bull market (bear market). Our finding is consistent with previous studies such that the investors recognize the upside gain and down loss differently. Second, the sensitivity of beta under a bull market has increased after the liberalization. However, we find only weak evidences of beta expansion in bear market. These results denote that the typical paradigm that the sensitivity to down loss is higher is maintained, however, the investors are more conscious about the upside after the liberalization. In other words, the investors actively start to reflect the upside signal after the liberalization.

Third, we find an intensified co-movement of Korean capital market and the foreign capital markets. Additionally, the conditional beta by the foreign market's direction increases significantly. However, PND, the simplest criteria, shows the opposite results. It denotes that the investment strategy based on PND criteria may make an erroneous decision.

Forth, the intensity of asymmetry beta varies in the cross-section of industrial sectors. Based on KSIC, we only observe asymmetric beta in 'manufacturing', 'construction', 'financial and insurance business', and 'professional and scientific service' sectors. Specially, in the majority of sectors, downward beta is higher than upside beta, however, the opposite result is derived in 'financial and insurance business' sector. It denotes that 'financial and insurance business' sector takes the leading role in increasing for the upside beta after the liberalization.

Fifth, from the detailed analysis with industrial sub-sectors, we verify the significant differences among sub-sectors despite the significant upper-sectors. As a result, the capital market liberalization affects separate impacts and post changes by the industry sector. A practical implication suggests sector-based differentiation in portfolio management facing global market risks.

We ask for careful attention to interpret our results. Korean capital market has experienced a considerable change by complex policies after the liberalization. Therefore, restricted interpretation such that our empirical findings are not derived only from the liberalization, but rather the liberalization becomes a turning point of the structural change and there is a possibility such that the discriminative impacts by industrial sectors after the liberalization is appropriate.

Keywords Capital Markets Liberalization, Asymmetry Beta, LTSR Model, Market Coupling, Industrial Analysis

I. 서 론

1992년 1월 국내 자본시장이 개방된 지 20년이 지난 이래 한국경제는 다양한 변화를 겪어왔다. 자본시장 개방과 더불어 외국인이 주식을 직접 매입할 수 있게 되었고 연이어 1994년에는 채권시장의 문호도 개방이 되었다. 1992년 85조에 불과했던 주식 시가총액은 2012년 1,154조로 약 13배 이상 성장하였으며, 동기간 동안 외국인 보유지분은 4.1조에서 401조로 무려 100배 가까이 증폭되었다. 지분율 역시 4.9%에서 34.8%로 비약적인 증가세를 보였다. 유통주식만 고려할 때 외국인 지분율은 40%를 훨씬 상회할 것으로 추정된다. 채권시장 역시 386억에서 2012년 말 91조로 폭발적인 증가세를 보였다. 파생상품시장에서의 외국인 영향력 역시 거래비중에서 30~40% 정도를 차지하고 있다. 이러한 자본시장 개방이 우리나라 자본시장의 비약적인 성장에는 기여했으나 외부변수에 의한 변동성이 확대되는 부작용을 유발하였다는 찬반의견이 엇갈리고 있다. 이 시점에서 지나온 자본시장 개방 20년을 돌아보고 국내 시장에 미친 영향을 검토해 볼 필요가 있다고 판단된다.

이에 본 연구는 자본시장의 중심에 있는 주식시장 자체를 대상으로 자본시장 개방 전후의 구조적 변화를 검증하기 위해서 비대칭 베타를 이용, 상승장과 하락장의 범주별 베타에 구조변화가 존재하는지를 검증함으로써 시장 개방이 우리나라 주식시장에 미친 영향력을 분석하고자 한다. 또한 산업군별 분석을 시행함으로써 보다 세부적인 분석을 시행하고자 한다. 나아가 자본시장 개방을 전후한 최장 자료(1980~2012)를 이용하여 특정 시점의 분석이 아닌 서로 다른 시장조건 내에서의 베타특성을 살펴봄으로써 장기적 관점의 분석을 목표로 한다. 따라서 본 연구는 자본시장의 개방과 비대칭 베타라는 두 주제의 결합으로 간주할 수 있다.

주식시장 내 비대칭 베타에 대한 기존연구를 살펴보면 다음과 같다. Roy(1952)는 투자자들이 상방이득(upside gain)과 하방손실(down loss)을 다르게 인지한다고 주장하여 베타의 비대칭성을 일찍이 예견하였다. Markowitz(1959)는 변동성이 아닌 'semi-variance'를 위험측정치로 제안하여 이를 반영하고자 하였다. Kahneman and Tversky(1979)의 손실회피(loss aversion) 이론과 Gul(1991)의 실망회피(disappointment aversion) 이론 역시 하방 손실에 더 높은 가중치를 부여한다는 개념과 동일 선상에 놓여있다. 많은 실증 연구들 역시 이러한 베타의 비대칭성에 대한 증거를 보이고 있다. Bawa and Lendenberg(1977)은

시장수익률이 상승할 때와 하락할 때의 베타가 동일하지 않을 수 있음을 지적하였다. 즉 시장수익률의 상승과 하락에 대응한 개별 주식수익률의 반응도가 다를 수 있음을 주장하였다. Chen(1982)은 포트폴리오 위험의 측정에 비대칭 베타를 고려한 하방위험의 측정이 더 적합함을 주장하였다. Cho and Engle(1999)는 효율적 시장에서 정보 내지 뉴스에 대응한 베타의 비대칭 효과가 주식수익률의 비정상 성과를 유발하는 요인이라 주장하였다. Post, Vliet, and Lansdorp(2010)은 하방위험이 주식수익률 횡단면 스프레드의 상당 부분을 설명할 수 있으며 기업규모나 모멘텀 등의 다른 주식특성을 통제한 후에도 여전히 존재함을 실증하였다. 투자자 측면에서도 베타의 높은 비대칭성이 감지될 경우 주식보유를 꺼리게 된다. 따라서 높은 비대칭 베타를 가지는 주식이 위험프리미엄으로 인해 더 높은 평균수익률을 보이게 된다. Kim and Zumwalt(1979)는 상승(bull)시장과 하락(bear)시장에 대한 여러 정의를 통해 시장상황에 따라 통계적으로 유의한 베타의 차이를 보였으며 하방변동에 대해서는 위험프리미엄을 요구하고 상방변동에 대해서는 위험프리미엄을 지불한다고 주장하였다. Chen, Andrew, and Yuhang (2006)은 하방베타의 값이 큰 주식일수록 평균수익률이 높으며 이러한 베타의 비대칭성이 평균수익률의 횡단면적 차이를 설명하는 주요 요인이라 하였다. 비대칭 베타에 대한 국내 연구로는 양동익, 이항용(2012)이 대표적이다. 이들은 2000~2011년의 KOSPI 일별 자료를 이용하여 비대칭 베타의 존재를 검증하고 비대칭성을 설명할 수 있는 기업특성변수를 찾고자 하였다. 그러나 이 연구는 분석기간이 짧다는 점과 단일의 장세범주를 사용하였다는 한계가 존재한다. 물론 그 이전에도 황영순, 민홍기(2007) 및 김규영, 김영빈(2007) 등 유사한 연구가 있으나 모두 베타의 비대칭성 자체에 초점을 맞춘 것은 아니며 장세범주 역시 단일 범주를 사용하였다는 한계를 가지고 있다.

자본시장 개방에 대해서도 다양한 기존연구들이 존재한다. 특히 금융위기는 자본시장 개방과 글로벌 금융통합에 대한 논란을 재점화시켰으며 많은 신흥국과 선진국에서조차 급작스런 자금의 유입과 유출을 경험하면서 논란이 더욱 심화되고 있다. 자본시장의 개방은 글로벌 금융통합(Financial integration)의 실질적인 실행절차로 간주할 수 있는데 이는 자본시장의 개방을 통해 자본이동의 자유화가 진전되며 국내 금융시장과 해외 금융시장 간 통합을 이끌기 때문이다. Obstfeld(1994)는 자본시장의 통합이 효율적인 자원배분을 확대하는데 가장 중요하며 국제적인 위험분산효과를 누릴 수 있음을 주장하였다. 또한 Klein and Olivei(1999)과 Volz(2004)는 자본시장 개방을 통해 시장 참여자가 다변화되고 높은 유동성이 부가될 수

있으며, Levine and Zervos(1996)는 이러한 금융시장의 발달이 국가 경제성장의 원동력이 될 수 있음을 제시하였다. 반면, Furman and Stiglitz(1998)는 자본시장 개방이 반드시 높은 성장을 가져오는 것이 아니며, Stiglitz(2000) 또한 자본시장의 통합이 국내 투자를 증진시키지 못할 가능성이 존재하며 반드시 필요한 것은 아님을 주장하였다. Badrinath, Kale, and Noe(1995)은 외국인 투자자들은 경영자를 감시하여 투자기업의 경영투명성을 제고하고 우량한 기업을 선정하여 장기투자를 하기 때문에 개인 및 기관 등 다른 투자체들로 하여금 추격매수를 이끄는 역할을 수행하여 결과적으로 주가의 상승이 나타날 수 있다고 하였다. 반면에 외국인 투자자의 투자비중이 증대되면서 투자이익을 회수하기 위해 과도한 배당을 요구하여 기업의 성장에 저해되는 요인으로 작용할 가능성을 지적하였다.

국내연구로 박상용, 연강흠(1994)은 외국인 국내주식 투자허용이 환율 및 주가형성을 위한 정보 효율성을 제고시켰으나 유기적 관계가 높아짐으로 인한 위험과급효과에 대비해야 할 것을 주장하였다. 박영석, 이근희(2000) 역시 분산분해모형을 이용하여 1992년의 주식시장 개방이 주가의 행태 변화에 미친 영향을 분석한 결과, 증시 개방의 초기에는 주당순이익보다 주가수익률에 대한 기업집단과 산업별 설명력이 크게 나타났지만 시간이 지나면서 주당순이익과 주가수익률에 대한 기업집단과 산업의 설명력은 수렴하는 경향이 있음을 제시하였다. 그러나 이 연구들은 자본시장 개방이 제한적으로 이루어진 초기 시점의 결과라는 한계를 갖는다. 1997년의 본격적인 개방 시점을 기준으로 한 연구는 다음과 같다. 고흥수, 이준행(2003)은 시장 개방시점을 구조적 변화기로 보고 외국인의 거래가 우리 주식시장에 중요한 정보로 인식되기 시작하였음을 실증한 바 있다. 이들은 외국인 거래가 주가수익률에 상당한 영향을 미치나 주가변동을 유발하지 않으므로 외국인 거래가 주식시장의 교란요인이 아님을 주장하였다. 박경서, 이은정(2006)은 외국인 투자가 국내 기업의 배당과 투자에 있어 효율성을 증가시키는 긍정적인 역할을 한다고 보았다. 박경인, 배기홍, 조진완(2006)은 외환위기 전후로 외국인 투자가 활발해진 외환위기 이후 외국인 투자가 높은 투자성과를 보여 외국인의 역할이 외환위기 이후 본격화되었음을 주장하였다.

이렇듯 지금까지의 연구들은 주로 자본시장의 개방이 외환시장 및 실물경제에 미친 영향 또는 외국인 투자의 유효성에 집중되어 있어 자본시장 자체의 구조적 변화에 대해서는 관심을 놓치고 있다. 이에 본 연구는 우리나라 자본시장 개방의 구체적인 논의들을 정리하고, 개방의 경제적 영향에 대한 기존의 논의들을 정리해보고자 한다. 그리고 과거 시장개방의 경험이

자본시장에 어떠한 구조적 충격을 미쳤는지를 보다 객관적으로 바라보고자 한다.

본 연구는 다음과 같은 순서로 전개된다. 우선 아래 제 II장에서는 자본시장 개방의 배경과 우리나라 금융시장에 미친 영향력을 살펴본다. 제 III장에서는 자본시장 개방을 둘러싼 다양한 찬반논란을 살펴본다. 제 IV장에서는 상승장과 하락장의 범주구분을 위한 연구방법론을 제시한다. 제 V장에서는 자본시장 개방을 고려한 베타의 비대칭성을 검증하고 국제 주식시장 간 동조화 현상을 비교 실증한다. 제 VI장은 산업군별 분석을 통해 베타의 비대칭성이 세부 산업군별로 어떻게 차별적으로 나타나는지를 비교 검토한다. 마지막으로 제 VII장에서는 결론의 요약과 본 연구결과가 시사하는 바를 정리한다.

II. 자본시장개방

1. 배경

원론적으로 자본시장 개방의 목적은 단순히 자금원의 다변화 측면보다는 개방을 통해 국민경제를 성장시키고 안정을 도모하려는데 있다. 무역시장의 개방은 국민경제에 기여하는 바가 직접적으로 영향을 미치며 그 영향수준의 측정 역시 비교적 용이하다. 반면 자본시장은 상대적으로 이러한 파급효과나 영향도 측정이 어려워 논란의 대상이 된다.

우리나라의 자본시장 개방은 1992년에 시작되었으나 실질적인 자본시장의 개방은 IMF 금융위기를 전후한 1998년을 그 시점으로 보아야 할 것이다. 그 배경으로 크게 내부적 요구와 외부적 요구를 들 수 있다. 우선 1992년 시점을 돌이켜보면, 표면적으로는 자본시장의 글로벌화를 통해 자본시장의 육성 및 선진화, 투명성 제고, 기업들의 자본조달 용이성 증대를 배경으로 하고 있다. 그러나 내면적으로는 1988년 12월에 발표된 사상최대의 증시부양책에도 불구하고 1990년대 초반에 오히려 주가가 급락하는 사태가 발생하였고, 이를 방어하기 위한 새로운 자금조달원 요구, 즉 외국인 자본 개방을 통한 자금유입원의 모색이 배경에 있다고 보아야 할 것이다. 또 다른 이유로 1990년대 초반은 대규모 사업집단인 재벌들의 경영권 세대교체가 집중적으로 이루어진 시기이다. 이때 대규모 자금을 소유한 외국인들을 이용해 일방적인 기업의 지배구조를 통제하려는 정부의 관치적 성격의 목적도 하나의 배경이라 할

수 있다. 그러나 당시의 개방은 종목별 취득한도가 20%로 한정된 개방으로, 이후 1997년 IMF의 개방요구에 의해 취득한도가 50%로 상향되어 외국인 자금유입이 본격화된 시점을 실질적인 개방시점으로 보아야 할 것이다.

대외적 측면을 살펴보면, 1970년대 이후 전 세계가 통화주의체제로 바뀐에 따라 실물경제가 금융중심으로 옮겨지게 되었다. 이는 글로벌적인 자본시장 통합의 시작이기도 하였다. 1980년대 중후반에 우리나라는 사상 최대의 무역적자를 기록하였다. 전 세계적으로는 미국이 점진적인 흑자감소를 경험하였으며 결국 미국은 채무국가로, 일본은 채권국가로 그 위상이 변경되었다. 미국은 이에 대한 주요 원인으로 대외 관세정책, 환율정책을 유지하고 있는 국가들을 비난하며 이에 대응하는 “Omnibus Foreign Trade and Competitiveness Act(1988)”¹⁾를 제정하였다. 이에 주요 논의대상이 바로 우리나라였으며 이러한 압력은 결국 자본시장개방이라는 형태로 나타나게 되었다. 결론적으로 우리나라 자본시장의 개방은 앞서 제시한 내부적인 필요성과 외부적 요구에 의한 복합적 결과의 산물로 평가할 수 있다.

2. 우리나라 금융시장에 미친 영향

지난 20년 간 외국인은 국내주식과 채권을 지속적으로 사들여 2012년 말 기준 502조(보유주식 시가총액 411조, 채권 보유잔액 91조)를 보유하고 있다. 이러한 증권의 보유잔액은 주식시장 개방 첫해인 1992년 말 4.1조의 122배에 달한다. 특히 외국인 채권잔액은 2006년 말 5조 원을 밑돌았으나 2007년 말 38조 원 수준으로 급증하였으며 이후 매년 10조 원 이상 증가하고 있다. 주가지수 역시 개방직전인 1991년 말 기준 610.92에서 2012년 말 기준 1,997.05로 3배 이상 증가하였다. 물론 이러한 증권의 성장이 전적으로 개방에 기인한 것은 아니나 시장규모가 크게 증가하였음은 명백하다. 시가총액 대비 외국인 보유지분율을 보면 개방시점의 3.3%에서 2004년 42%로 가장 높은 비중을 보였으며 그 이후 다소 감소하다 현재 약 32%이상의 비중을 보이고 있다. 이러한 외국인 참여도는 여타 국가와 비교²⁾하더라도 상당히 높은 수준으로 해석해야 한다. 나아가 우리나라의 경우 비유통주식(거래불가능주식)의 비중이 상당히 높다.

1) 이 법안은 미국에 대해 대규모 흑자를 보이는 국가에 대해 전면적인 무역관행을 조사하고 zero-sum 개념에 상응하는 흑자 삭감을 요구하였다.

2) 2003년을 기준으로 한국은 헝가리, 핀란드, 멕시코에 이어 세계에서 네 번째로 외국인의 주식보유비중이 높다(International Finance Center, 2003).

따라서 이를 감안할 경우 실질적인 외국인 보유비중은 더 높다고 판단된다. 또한 대주주의 지배구조 장악목적 및 지배력의 약화 우려로 인해 주식의 공급은 정체된 반면 수요는 증가함에 따라 중장기적으로 유통주식비율이 계속적으로 감소할 것으로 예상되므로 실질 외국인 보유비중이 점차 증가추세를 띠 것으로 보인다.

자본시장에 참여하는 외국인 자본은 크게 두 가지 성격으로 분류할 수 있다. 첫 번째는 순전히 자본차익을 추구하는 자본이다. 이 자본은 경영권 획득을 의도하지 않는 펀드 개념의 자본과 적극적으로 경영권을 행사하여 추후 매각차익을 얻고자 하는 사모펀드(PEF)로 나눌 수 있다. 두 번째는 가치창출을 목표로 하는 중장기적 투자목적의 외국인 직접투자이다. 제도상으로는 1992년에 자본시장을 개방하였으나 1997년 이전까지는 개별종목에 대한 20% 상한과 같은 다소의 규제로 인해 외국인 직접투자의 성격이 주를 이루었다. 그러나 1997년 이후에는 PEF 형태의 자본이 주를 이룸으로써 외국인 자본의 성격 또한 변화되었다고 판단된다.

자본시장의 개방은 국가의 금융제도 및 금융정책과 분리하여 생각할 수 없다. 즉 자본시장의 자유화 정도는 역으로 국가 내 투자 제한제도가 얼마나 존재하는가로도 가늠할 수 있다. 예를 들어 외국인 투자제한 제도와 같이 일정 금액 이상의 투자에 대해 금융당국의 승인을 요하는 제도가 대표적이다. 또는 중국과 같이 증권시장을 내국인 거래시장(A주)와 외국인 거래시장(홍콩 H주, 레드칩, 상하이 B주 및 선전 B주)으로 이원화하고, 거래 가능한 외국인자격, 즉 해외 적격 기관투자자 자격(QFII; Qualified Foreign Institutional Investor)을 획득한 외국인만 거래가능하게 함으로써 외국인의 국내 영향력을 줄이게 된다. 다른 방법으로는 자본이득에 대한 과세를 통해 외국인 투자를 통제하기도 한다. 현재 우리나라는 대부분의 제도가 폐지되었고 특정 산업군(국가 인프라, 방위산업 등)에 대해 외국인 투자를 법적으로 제한하는 제도와 외국인에 의한 급격한 자금 유출입을 막기 위한 3중 셋트 제도(외국인 채권투자 이자소득 비과세 환원, 선물환 한도제한, 외환건전성 부담금 부과), 외국인 투자자 등록제도가 존재한다. 각각의 제도를 간략히 살펴보면 다음과 같다.

2.1 외국인 주식취득 제한제도

외국인 투기자본에 의한 적대적 M&A는 자본이득과 같은 재무적 목적으로 시도되고 있어 국내경제에 미치는 악영향이 심각하다. 특히 외국자본은 고배당 및 유상감자 등을 요구하며

기업의 성장 동력을 약화시킬 우려가 존재한다. 또한 국내 기업의 많은 지분을 외국인 소유하게 됨에 따라 자국의 이익을 생각하는 경영전략을 펼치기 어려운 구조이다.³⁾ 국내에서는 보호가 필요한 기간산업, 즉 철강, 석유, 기계, 교통, 전력, 통신 등 국가 안보유지에 필수적인 산업군이 그 대상이 된다. 오늘날 각국은 기간산업에 대한 외국자본의 침투를 법적으로 방어하고 있다. 영국은 산업법과 공정무역법 등을 통해 정부가 외국자본의 투자철회를 요구할 수 있으며, 프랑스는 철강과 에너지 등 11개 기간산업에 정부가 거부권을 행사하도록 되어있다. 우리나라도 개별법령에 의해 일부 주식 취득의 제한을 가하고 있다.⁴⁾ 이러한 투자제한조치는 외국 투자자와의 경영권 분쟁, 외국계 펀드가 최대주주가 되는 상황 등이 속속 나타나면서 외국인 지분확대를 일정 정도는 인정하면서 외국인의 경영권 장악을 방지하는 공익성 심사제도로 확대되고 있다. 그러나 일부에서는 외국자본의 유입확대로 마케팅, 시설투자 활성화를 기대할 수 있으며 선진화된 경영기법의 도입, 시장경쟁 촉진 및 이용자 편익 증대 등의 긍정적 효과를 배경으로 당 제도의 폐지를 요구하고 있다.

2.2 외환관련 3종 셋트 제도

첫 번째, 우리나라는 외화유동성 확보차원에서 2009년 외국인 채권투자에 대한 과세특례 조항을 만들어 이자소득세와 양도차익을 면제하였으나 외국인 채권자금의 과도한 유입⁵⁾으로 자산가격의 거품형성, 물가상승 유발 우려 증대, 위기 시 일시에 외국인 자금이 해외로 유출될 가능성 등 대외신인도가 하락할 수 있다는 부정적 측면으로 2010년 말에 환원되었다. 이는 G-20 정상회의에서 자본유출입 규제를 사실상 허용하는 등의 배경에 근거하고 있다.

두 번째로, 우리나라는 2010년 ‘자본유출입 변동완화방안’을 통해 외국은행의 국내지점에 선물환 포지션 한도를 자기자본의 250%로 제한하는 조치를 시행하였다. 이는 단기 외화차입을 줄이고 환율시장의 변동성을 축소시키려는 목적을 갖는다. 세부적으로 살펴보면, 외국인들은 달러를 빌려 현물환을 매도하고 선물환을 매수함으로써 원화를 조달한다. 이를 통해 외국은행 지점은 저금리로 달러를 빌려서 상대적으로 높은 금리인 원화채권에 투자하는데 스왑시장에서 원화교환비용을 고려하더라도 차익을 남길 수 있기 때문이다. 그러나 이처럼 선물환 포지션에

3) 이는 미국의 국가 중요 사업에 대한 외국인 투자를 제한하는 ‘Exxon-Florio’ 법안의 배경이기도 하다.

4) 2011년 6월 기준으로 한국에서 외국인 취득한도가 제한되는 종목은 증권거래법상의 공공적 법인과 공공성이 강한 법인 중 개별법령에 의해 외국인 투자자 제한되는 법인으로 KOSPI의 12종목, KOSDAQ의 24개 종목이 해당된다.

5) 2006년 1.2조, 2007년 31.7조, 2008년 0.5조, 2009년 18.5조, 2010년 22조.

한도가 걸리면 이러한 차익거래에 제한이 가해지게 된다. 그러나 외국인이 포지션 일부를 자국으로 이전하거나, 선물환 규제로 일시적인 달러공급이 부족할 경우 통화스왑(CRS)금리가 급락하면 차익거래의 기대수익률이 높아져 외국인의 매수세가 오히려 증가할 수도 있다.

마지막으로 2011년 ‘외환건전성부담금 제도’를 도입하였는데 그 배경은 다음과 같다. 1997년 외환위기 및 2008년 글로벌 금융위기 시 국내 유입된 외국자본이 해외로 일시에 유출되면서 금융위기가 발생한 데 따라 2009년 G-20 피츠버그 정상회의에서 글로벌 위기로 발생한 손실보전 및 위기대응재원을 금융권에서 분담하는 논의가 제기되었고, 이미 영국, 독일, 프랑스, 스웨덴 등은 은행세를 도입하였으며, 우리나라가 뒤를 이었다. 주로 리스크가 대외부문에서 자본유출입의 급변동으로 인해 발생되어 온 점을 감안하여 비예금 외화부채의 잔액(=전체 외화부채-외화예수금)에 부과한다.⁶⁾ 그러나 최초로 이슈가 제기될 당시보다 부담금 부과 대상과 요율이 큰 폭으로 완화되면서 은행부담이 축소되었으며 동시에 그 영향력도 약화된 상태이다.⁷⁾

2.3 외국인 투자등록제

외국인 투자자 등록제도는 시장 개방의 과다한 시장영향력을 통제하기 위해 1991년 말 도입한 방안의 하나로 외국인의 단일 종목에 대한 지분한도를 모니터링하는 제도이다. 현재 외국인투자자는 우선 금융감독원에서 투자등록증을 발급받아야 투자가 가능하며 주문 시 금융감독원의 외국인 한도관리시스템(FIMS)을 경유하여야 한다. 이어서 외국환은행에 ‘증권투자전용 외화계정’과 ‘증권투자전용 원화계정’을 만들고 증권회사에 위탁계좌를 개설하여 투자하게 된다. 외국인한도관리시스템은 종목별 투자한도관리를 목적으로 한다.⁸⁾ 그러나 자본시장 완전개방화와 더불어 큰 실효를 보지 못하는 상태이다. 이마저도 증권시장의 MSCI 선진지수 편입을 위해 폐지되어야 한다는 주장이 나오고 있는 실정이다.⁹⁾

6) 외화로 징수하여 외평기금에 적립한 후 적립재원은 위기시 금융기관에 대한 외화유동성 공급용으로 활용된다.

7) 추산되는 부담금은 은행 순이익의 약 1% 수준인 연간 약 1,360억 수준인 반면 외환보유고는 3,000억에 달한다. 이는 약 0.04% 수준으로 사실상 실질적 수단의 기능이 아닌 상징적 수단에 불과하다는 한계를 갖는다. 또한 FTA 하의 자유로운 송금 허용 조항에 위배될 소지를 안고 있다.

8) 본 규정은 금융감독원의 ‘증권업감독규정시행세칙’에 근거한다.

9) 금융감독원에 따르면 2011년 6월 기준으로 전체 외국인 투자자 누계는 3만 2257명에 달한다. 국적별로 보면 미국이 전체 1/30에 해당하는 1만 1,005명으로 압도적인 다수를 차지하며, 일본 3,151명, 케이먼제도 2,423명, 영국 2,032명, 캐나다 1,828명, 룩셈부르크 1,187명, 대만 931명 등으로 룩셈부르크와 케이먼제도 등 조세회피처를 근거로 한 투자등록이 증가추세에 있다. 보유액 기준으로는 미국, 영국, 룩셈부르크, 싱가포르 4개국이 전체 외국인 보유액의 61.5%를 차지한다.

Ⅲ. 자본시장 개방을 둘러싼 논란

1. 긍정적 견해

현재 우리나라의 자본시장은 주식, 채권, 직접투자 및 부동산까지 전면 개방된 상태이다. 자본시장 개방과 더불어 외국인 자금이 적극 유입되면서 긍정적인 효과를 가져 온 것은 사실이다. 이에 대한 몇 가지 의견과 그 이면을 해석해 볼 필요가 있다.

첫째, 국내 자본시장의 수요기반 확대 및 투자자 다변화를 가져왔다. 즉 외국인이 국내주식을 적극 사들이면서 증시의 강한 상승세를 이끌었다. 개방 이후 외국인이 사들인 주식은 약 32.8조 원에 달한다. 이는 국내기관이 8.7조 원의 순매도를, 개인이 39.2조 원의 순매도를 보인 것과 대조적이다. 이를 근거로 외국인에게 자본시장을 개방한 사실이 추가상승을 주도적으로 견인했다는 긍정적 측면의 견해가 있다. 그러나 이에 대한 배경을 살펴볼 필요가 있다. IMF 금융위기 직후인 1989년 주가지수는 정부의 증시부양책에 힘입어 1,000p에 도달하였으며 당시 주식공급물량의 부족이 심각한 상태였다. 상당수의 대기업들은 부채비율이 200%가 넘는 상태에서 IMF가 요구하는 자기자본비율을 달성하기 위해 유상증자를 실시하였다. 그러나 대주주 지분율이 하락하면서 경영권 방어차원에서 유상증자를 다시 축소하였다. 즉, 줄어든 공급증가율에 비해 외국인 및 간접투자에 기인한 수요증가율이 더 큰 결과로 지수가 상승한 결과이다. 그러나 1989년 이후 주가는 다시 하락하였고 이후 추가 개방과 국내요인에 의해 약 여섯 번 정도의 심리적 지지선인 1,000p 돌파를 시도하였으나 계속해서 지지당하다 2005년에 와서야 1,000p를 달성하였다. 2005년의 지수상승 역시 펀드시장의 확대¹⁰⁾에 기인한 결과이지 전적으로 외국인 투자물량이 지수상승을 견인하였다는 논리는 기존 추가 개방시점에 1,000p를 달성하지 못했다는 점에서 한계를 갖는다. 외국인 전면 개방 시점인 1998년 이후 거래량이 비약적으로 증가하였다는 점은 부인할 수 없으나 전적으로 상방의 견인차 역할을 했다고 보다는 거래량 증가를 통한 시장 유동성 공급이라는 간접적 역할을 수행하였음을 알 수 있다.¹¹⁾

둘째, 국내 기업의 자금조달 및 체질개선을 이루었다는 긍정적 효과가 있다. 자본시장 개방을

10) 2004년 국내 주식형 펀드 설정액 10조, 2005년 20조 이상, 2008년 140조.

11) 주가지수가 1,000p를 돌파한 후 외국인의 보유비중이 42%에서 2008년 28% 수준으로 줄곤 매도세로 돌아섰다는 점에서 이를 확증한다.

통해 외국의 풍부한 자본이 기술은 있으나 자금부족으로 한계에 다다른 기업들에게 투자되기 시작하였다. 예를 들어 미국이나 기타 선진국들의 뮤추얼펀드 및 기타 퇴직연금 등과 같은 대규모 자본이 차익실현 가능성이 높은 한국의 기업들에게 투자하기 시작하였다. 특히 이로 인해 현재 우리나라의 주력산업 업종인 IT산업발달에 기여했다는 평가를 할 수 있다.

셋째, 외국인 주주를 통한 선진 경영기법의 도입, 경영합리화, 지배구조 개선 등을 들 수 있다. 외국인 투자로 인해 경영권에 적극적으로 개입함과 동시에 그간 국내에 선보이지 못했던 금융기술이나 신상품, 해외펀드, M&A기법 등이 알려지기 시작하였다. 특히 외국인 자본의 유입이 우량 기업과 비우량 기업의 구분 역할을 수행함에 따라 생존을 위한 엄격한 경영활동이 요구되기 시작하였다. 더군다나 시간흐름에 따라 경쟁력이 떨어지는 기업은 시장에서 도태되는 속도가 가속화되고 있다.

넷째, 대외신인도 제고 및 금융감독기법 그리고 금융관련법과 제도의 선진화를 이루었다. 이는 증시 개방을 통한 투명성 제고와 관련된다. 즉 외국인 투자자에게 투자정보를 제공함과 더불어 회계투명성이 강화되었다는 점이다. 이는 궁극적으로 대외신인도 향상으로 이어져 외국인 투자자의 대량 이탈을 방지하는 효과를 가져왔다.

2. 부정적 견해

2012년 말 기준으로 우리나라의 외국인 주식 보유비중은 34.8%로, 인도의 19%, 인도네시아 17%, 중국 9% 등에 비해 월등히 높다. 2009년 기준 자본접근성지수(CAI; Capital Access Index)도 세계 12위 수준으로 주요 선진국과 비슷한 수준이다. 이러한 높은 외국인 참여 수준은 다음의 몇 가지 사실에 기인한다. 우선 과거부터 지향되어 온 수출드라이브 정책에 힘입어 외국인이 기업에 영향력을 행사함으로써 이익을 창출할 수 있는 세계적으로 경쟁력 있는 거대 기업이 한국 내 다수 존재한다. 나아가 우리나라의 거대 기업은 성장기에 요구되는 대규모 자금을 조달하기 위해 대주주의 지분율이 상당히 약화된 상태이다. 이는 소규모 기업이나 기업 공개를 하지 않는 다른 나라에 비해 외국인의 시장 참여에 대한 동기가 매우 높은 시장임을 의미한다. 또한 자본시장의 개방 속도 지나치게 급속히 진행된 데에도 기인한다. 그 결과 여러 가지 폐해가 나타났는데 그 중 다른 나라의 움직임에 상대적으로 얼마나 변동하였는지에 주목하여야 한다. 이러한 상대적 움직임이 동질적일수록 높은 동조화, 일명 커플링 현상을

가진다고 볼 수 있다. 자본시장 개방 이후 과거와 달리 높은 동조화 현상을 가지게 됨으로써 외국에서 일어나는 모든 경제 변화, 예를 들어 최근의 유럽 재정위기와 같은 해외 불안 요소의 영향력이 실물부문에까지 직접적인 영향을 미치게 되었다. 무엇보다도 제도도 유사하고 경제 크기가 비슷한 다른 국가에 비해 우리나라가 유달리 외국인 투자자에게 취약한 근본적 원인은 한국경제가 수출위주의 경제란 특수성을 갖기 때문이다. 수출의존적 경제인만큼 글로벌 경기에 외국인이 더 민감하게 반응하기 때문으로 판단된다.

IV. 연구방법론

상승장과 하락장의 정의는 비대칭 베타에 대한 연구결과에 많은 영향을 미치는 만큼 엄밀한 정의가 필요하다. 즉 상승장과 하락장을 정의하기 위한 한계(threshold) 변수의 임의 설정이 달라질 경우 추출되는 비대칭성의 유효여부가 달라지기 때문이다. 이를 위해 외생적으로 한계값이 주어지는 모형과 더불어 내생적으로 한계값을 설정하는 모형을 대안적으로 검토함으로써 분석 결과의 유효성을 확보하고자 한다.

본 연구는 우선 우리나라 주식시장 개장 이후의 전체 표본에 대해 베타 비대칭성의 존재를 검증하고 자본시장 개방을 전후로 이러한 비대칭성에 구조적인 변화가 존재하는지를 검증한다. 또한 동 분석을 산업군별로 나누어 시행함으로써 비대칭성에 내재된 산업특성을 분석하고자 한다. 이를 위한 설정가설은 다음과 같다.

1. $H_0 : \beta_U = \beta_D$
2. $H_0 : \beta_U = \beta_{static}$
3. $H_0 : \beta_D = \beta_{static}$

1. 상승장과 하락장에 대한 정의 - I

외생적으로 한계값을 설정하는 경우 실제 시장수익률에 근거하는 방법과 단기잡음을 제거하기 위해 실제 시장수익률의 추세를 반영한 이동평균법이 있다. 본 연구는 Fabozzi

and Francis(1977)와 Saumitra and Raja(2006) 등이 제시한 다음의 네 가지 정의를 이용하였다.

1. 시장상황의 단순정의 (SD; simple definition)

만일 t 기의 시장수익률이 $t-1$ 기보다 높으면 t 기를 상승장으로, 낮으면 하락장으로 정의

2. 시장수익률의 양(+)과 음(-)의 부호에 근거하여 정의(PND; positive or negative definition)

여러 장세를 판단하는 범주 중 가장 단순한 방법으로 만일 t 기의 시장수익률이 양(+)이면 상승장, 음(-)이면 하락장으로 정의

3. 대략적인 시장 수익률 부호에 근거한 정의(SUD; substantially up and down)

만일 특정시점에 시장수익률이 0.5 표준편차 이상일 경우 ($r_{mt} > 0.5\sigma_m$) 상승장으로, 시장수익률이 0.5 표준편차 이하일 경우 ($r_{mt} < 0.5\sigma_m$) 하락장으로, 어느 곳에도 해당하지 않는 경우는 보합장으로 분석에서 제외

4. 고점과 저점 기준(PT; peak or trough)

만일 t 기 시장의 이동평균(3개월 EMA(지수이동평균)) 수익률이 t 기 이전과 이후 기간 대비 클 경우 고점(peak)으로 정의

$$(\{r_{mt-2}, r_{mt-1}\} < r_{mt} > \{r_{mt+1}, r_{mt+2}\}),$$

이와 동일한 논리로 이전과 이후 기간 대비 작을 경우를 저점(trough)로 정의

$$(\{r_{mt-2}, r_{mt-1}\} > r_{mt} < \{r_{mt+1}, r_{mt+2}\}).$$

따라서 저점과 고점 사이 구간을 상승장, 고점과 저점 사이 구간을 하락장으로 정의

상기 네 가지 정의에 따라 다음의 비제약 모형(unrestricted model)을 설정할 수 있다.

$$r = \alpha_1 + \beta_U Dum_t^U r_{mt} + \beta_D Dum_t^D r_{mt} + e \quad (1)$$

이때, Dum_t^U, Dum_t^D : Dummy = $\begin{cases} 1 & \text{만일 } r_{mt} \text{가 시장조건을 만족할 경우} \\ 0 & \text{그외 경우} \end{cases}$

식 (1)은 다음 형태로도 나타낼 수 있다.

$$r = \alpha_1 + \beta_{iU}Dumr_{mt} + \beta_{iD}(1 - Dum)r_{mt} + e \quad (2)$$

이때, $Dum = \begin{cases} 1 & \text{만일 } r_{mt} \text{가 상승장일 경우} \\ 0 & \text{그외 경우} \end{cases}$

2. 상승장과 하락장의 정의 - II

Woodward and Anderson(2009)은 내생적으로 한계값을 결정해야 함을 주장하고 logistic smooth transition regression 모형(이하 LSTR 모형)을 이용하였다. 우선 이들은 다음의 Dual-beta 모형을 제시하였다.

$$r = \alpha_i + \alpha_i^U Dum + \beta_i r_{mt} + \beta_i^U Dum r_{mt} + \epsilon \quad (3)$$

이때, M_t : 시장이 상승장인지 하락장인지를 나타내는 indicator

$$Dum = \begin{cases} 1 & \text{만일 } M_t \text{가 임계치 } c \text{ 이상일 경우} \\ 0 & \text{그외 경우} \end{cases}$$

Woodward and Anderson(2009)의 연구에서와 동일하게 M_t 는 r_t^* 로 설정하여 시장수익률의 12개월 이동평균치를 사용한다. $r_t^* < c_j$ 일 경우 하락장을, $r_t^* > c_j$ 일 경우 상승장으로 구분하게 되므로 β_i 는 하락장의 베타를, $\beta_i + \beta_i^U$ 는 상승장의 베타를 뜻하게 된다. 이 모형으로부터 다음의 LSTR 모형이 수립된다.

$$r = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + (\alpha_i^U + \beta_i^U r_{mt}) F(r_t^*) + e \quad (4)$$

이때, $F(r_t^*) = (1 + \exp[-\gamma(r_t^* - c_i)])^{-1}$, $\gamma > 0$

F : 전이함수 r_t^* 를 가지는 전이함수(transition function)

c_i : 내생적으로 결정되는 임계치(위치변수)

r_t^* : 시장수익률 r_{mt} 의 이동평균값

γ : 평활화 수준(smoothness parameter)

만일 상승장에 대한 α^U 를 생략한다면 식 (4)는 다음과 같이 간략화된다.

$$r = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \beta_i^U r_{mt} F(r_t^*) + e \quad (5)$$

식 (5)에 나타난 바와 같이 LSTR 모형은 로지스틱 함수를 전이함수로 이용하므로 베타가 전이변수 r_t^* 에 대해 단조적으로 변화함을 보여준다. 평활화 정도를 나타내는 γ 가 무한으로 접근할 때, 전이함수 $F(r_t^*)$ 는 $(r_t^* - c)$ 의 정도에 따라 0 또는 1의 값을 가진다. 이는 시장상황에 따른 일종의 가중치로써, 극심한 하락장일 경우 $(r_t^* - c_i)$ 는 큰 음의 값을 가지고 $F(r_t^*) \approx 0$ 이 되므로 $r = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + e$ 의 선형모델로 근접한다. 반면 상승장으로 $(r_t^* - c_i)$ 가 큰 양의 값을 가질 경우 $F(r_t^*) \approx 1$ 이 되므로 $r = \alpha_i + (\beta_i + \beta_i^U) r_{mt} + e$ 의 모형을 취하게 된다. 한계치 c 가 사전적으로 알려져 있지 않으므로 오차의 제곱합을 최소화하도록 반복계산을 통해 선택한다.¹²⁾ 선택된 c 의 적용 하에 식 (5)를 추정한다. 이들의 방법론은 시장조건이 평활화된 경우보다 극단적으로 급변할 때 베타의 전이가 발생한다는 주장을 그 배경으로 한다.

V. 실증분석

1. 베타 비대칭성 검증

본 연구의 분석자료는 우리나라의 주식시장 개장일인 1980년 1월 4일부터 2012년 12월 31일까지 총 32년의 월별 자료이다. 생존 편의를 피하기 위해 상장 폐지된 경우 직전일까지의 자료를 포함하였다. 개별 주식들에 대응되는 시장 포트폴리오는 종합주가지수(KOSPI)이다.

본 연구의 분석기간인 32년 간 단 1개월이라도 상장되어 거래가 된 주식은 총 3,329개 종목이다. 그러나 분석결과에 왜곡된 영향을 미칠 것으로 판단되는 다음 종목을 분석자료에서 조정하였다. 우선 적어도 1년 이상 상장되어 거래된 종목만을 분석대상으로 한다. 또한 앞서의 상장기간을 충족하더라도 의미있는 수익률 갯수가 10개월 이상 나타난 경우를 대상으로 하였다.

12) Woodward and Anderson(2009)은 임의적인 c , 특히 임의의 양수를 부여함에 기인한 문제점을 지적하고 내생적으로 계산해야 함을 주장하였다.

이는 상장되었으나 거래량이 없어 수익률 자료가 0의 연속값으로 나타나 분석을 왜곡시키는 상황을 배제하기 위한 조건이다. 모든 조건을 충족시키는 상장종목수는 2,900개³⁾로 나타났다.

각 종목별로 SD, PND, SUD 그리고 PT 범주에 대해서 식 (2)를 GMM을, LSTR은 식 (5)를 적용, 베타를 추정하여 평균한 장세 범주별 평균 베타를 <표 1>에 제시하였다.

<표 1> 상승/하락 범주별 기간평균 베타와 가설검증 결과 1

<표 1>은 1980년 1월 4일부터 2012년 12월 31일까지의 2,900개의 상장종목 월별 자료를 이용한 베타 비대칭성을 측정된 결과이다. 장세구분을 위한 범주는 연구방법론에서 정의한 SD(simple definition), PND(positive or negative definition), SUD(substantially up and down), PT(peak or trough)를 각각 뜻한다. β_U (상방), β_D (하방), β_{Static} (장세구분 없이 전 기간 이용)은 각 종목별로 식 (2)와 식 (5)를 추정하여 평균한 평균베타를 의미한다.

		SD	PND	SUD	PT
전체기간	α	-0.0130	-0.0129	-0.0124	-0.0129
	β_{Static}	0.9106	0.9105	0.9043	0.9107
장세구분	α	-0.0117	-0.0052	-0.0056	-0.0126
	β_U	0.8865	0.7909	0.7880	0.8834
	β_D	0.9266	1.0336	1.0362	0.9361
$\beta_U = \beta_D$	t-val	1.9385*	9.6828***	5.6652***	2.6248***
		(0.0526)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0087)
$\beta_U = \beta_{Static}$	t-val	-1.3250	-6.0261***	-4.0265***	-1.5786
		(0.1852)	(0.0000)	(0.0001)	(0.1145)
$\beta_D = \beta_{Static}$	t-val	0.9470	5.9795***	3.5820***	1.4879
		(0.3437)	(0.0000)	(0.0003)	(0.1369)

* : 10% 유의수준, ** : 5% 유의수준, *** : 1% 유의수준, () : p-value.

우선 SD 범주 하에 하락장의 베타(0.9266)가 상승장의 베타(0.8865)에 비해 높은 값을 보였다. 이는 상대적으로 상승장에 비해 하락장에서 개별주식들이 시장에 더 민감하게 반응하였다는 베타 비대칭성의 존재를 의미한다. PND 범주, SUD 범주 및 PT 범주 하에서도 비대칭성의 존재를 일관되게 지지하였다. 베타 동일성에 대한 가설검정 결과, SD 범주는 10% 유의수준에서 유의하며 나머지 범주는 모두 두 베타가 동일하다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 유의하게 기각한다.

대안적 모형으로 제시한 LSTR 모형의 분석 결과 역시 크게 다르지 않다. <표 2>에 나타난 결과를 보면, 상승장에 비해 하락장에서 개별주식들이 더욱 민감하게 반응하였으며 베타동일성에 대한 귀무가설 역시 높은 유의성으로 기각된다. LSTR 모형 내 임계치인 c에 대해 Woodward and Anderson(2009)이 22개 산업군을 대상으로 추정된 평균값은 -0.002였다. 본 연구에서 추정된 c의 평균값은 -0.0027로 매우 근접한 결과를 보이고 있다.

13) PT 범주 적용시 이동평균이라는 추가 기간조건이 부여됨으로 인해 종목수는 2,825개로 감소된다.

이러한 음의 값은 여러 상승장과 하락장의 차이 존재에 대한 연구에서 증거를 찾지 못하게 되는 원인이기도 하다. 즉, 임의의 비음값으로 상승장과 하락장의 경계를 나누지 않고 내생적으로 임계치를 계산함으로써 모호한 상승장과 하락장의 정의를 회피할 수 있다. 결론적으로 본 연구에서는 모든 방법론에서 시장 장세별로 동일한 베타의 방향성이 확인되었다.

〈표 2〉 LSTR 모형의 분석결과

〈표 2〉는 시장 장세 구분을 위한 대안으로 제시한 LSTR(logistic smooth transition regression)에 따른 베타 비대칭성 측정 결과이다. 설정된 모형은 $r = \alpha_i + \beta_U r_{i,t} + \beta_D r_{i,t} F(r_{i,t}^*) + e$ 로, 이때 전이함수(transition function) $F(r_{i,t}^*) = (1 + \exp[-\gamma(r_{i,t}^* - c_i)])^{-1}$, $\gamma > 0$ 이다.

α	β_U	β_D	$\beta_U = \beta_D$
-0.0106	0.6979	1.1625	25.9607*** (0.0000)

2. 자본시장 개방시점을 고려한 분석

앞 절의 분석은 전체 기간을 적용함으로 인해 나타날 수 있는 베타의 특징이 분석되지 않았다. 이에 본 연구에서 실질적인 연구목표로 설정한 우리나라 주식시장에 자본시장이 개방된 시점을 전후로 구조적인 변화가 있었는지를 살펴보고자 한다. 앞서 제시한 바와 같이 IMF 사태 이후 외국인 투자한도를 상향조정된 1997년 11월을 분기점으로 하여 앞서 살펴본 상승장과 하락장 분류를 위한 네 가지 안과 내생적 결정방법 하에서 베타가 구조적으로

〈표 3〉 1997년 11월을 기점으로 한 베타의 구조변화

〈표 3〉은 외국인 투자한도가 실질적으로 개방된 1997년 11월을 분기점으로 하여 SD, PND, SUD, PT의 네 가지 범주 및 대안적 장세구분범주인 LSTR 하에서 베타의 비대칭성을 측정한 결과이다.

	분기점 이전기간		$\beta_U = \beta_D$	분기점 이후기간		$\beta_U = \beta_D$
	β_U	β_D	t-value (p-value)	β_U	β_D	t-value (p-value)
SD	0.7896	0.9364	4.6965*** (0.0000)	0.8547	0.9557	4.4742*** (0.0000)
PND	0.7163	1.0293	8.1810*** (0.0000)	0.7989	1.0208	8.7004*** (0.0000)
SUD	0.7352	1.0274	4.8544*** (0.0000)	0.7461	1.0759	6.9355*** (0.0000)
PT	0.6576	0.9767	11.5328*** (0.0000)	0.9025	0.9299	1.3927 (0.1638)
LSTR	0.5474	1.1112	20.4402*** (0.0000)	0.6842	1.1253	23.3218*** (0.0000)

* : 10% 유의수준, ** : 5% 유의수준, *** : 1% 유의수준, () : p-value.

변경되었는지를 살펴보고자 한다. <표 3>에 본격적인 외국인 개방시점인 1997년 11월을 분기점으로 설정한 분석결과를 제시하였다.

외견상 나타나는 결과는 분기점을 고려하더라도 하락장 베타가 상승장 베타보다 높은 비대칭 베타 관계가 지속되고 있다는 점이다. SD 범주를 예시하면 β_U 와 β_D 는 (0.7896, 0.9364)에서 (0.8547, 0.9557)로, LSTR 범주는 (0.5474, 1.1112)에서 (0.6842, 1.1253)으로 비대칭성이 자본시장 개방에도 불구하고 여전히 유지됨을 알 수 있다. 또한 모든 방법론 하에서 분기점 이후 상승장의 베타(β_U) 민감도가 확대되었다. 즉, SD/PND/SUD/PT/LSTR의 범주 순서로 β_U 는 (0.7896/0.7163/0.7352/0.6576/0.5474)에서 (0.8547/0.7989/0.7461/0.9025/0.6842)로 나타나 모두 자본시장 개방 이후 상승장 베타가 높아짐을 알 수 있다. 반면 하락장의 베타(β_D)는 범주별로 다소 혼재된 확대양상을 보인다. β_D 는 (0.9364/1.0293/1.0274/0.9767/1.1112)에서 (0.9557/1.0208/1.0759/ 0.9299/1.1253)로 나타나 PND범주와 PT범주에서는 β_D 가 낮아지는 결과가 나타났다. 이를 통계적으로 확인하기 위해 <표 4>에 분기점을 전후한 베타의 변화를 검증한 결과를 제시하였다.

<표 4> 분기점을 전후한 베타의 차이검정

<표 4>는 자본시장 개방시점인 1997년 11월을 분기점으로 한 전후 베타의 변화를 검증한 결과이다.

	SD		PND		SUD		PT		LSTR	
	t-val	p-val	t-val	p-val	t-val	p-val	t-val	p-val	t-val	p-val
β_U	-2.230*	0.026	-2.544*	0.011	-0.213	0.831	-9.493*	0.000	-4.600*	0.000
β_D	-0.802	0.423	0.264	0.792	-0.846	0.398	2.120*	0.034	-0.918	0.359

분석결과, SUD 방법을 제외한 모든 방법론 하에서 유의한 음의 t 값을 보여 분기점 이후 상승장 베타가 증가하였음을 확인할 수 있다. 그러나 하락장 베타는 PT 방법론 하에서만 양의 유의값을 보여 명백한 하락장 베타의 민감도 확대 증거는 미약한 것으로 보인다. 이러한 결과를 종합해보면, IMF의 요구에 의한 외국인 자본유입의 분기점 이후 투자자들이 하방 손실에 대해 더욱 민감하다는 전형적인 투자행태는 유지되었지만 그 안에서도 시장 상승에 대해 분기점 이전보다 민감하게 반응하기 시작했다고 판단할 수 있다. 더불어 자본시장의 개방 이후 주식시장의 규모가 증가된 점을 고려한다면 실질적인 민감도는 결과로 제시된 것 이상으로 보아야 할 것이다.

3. 자본시장의 동조화(coupling) 분석

자본시장과 더불어 급격한 해외자금의 유입은 국내 경기 및 금융시장의 상황보다 해외 증시에 대한 민감도가 급격하게 높아져 해외경제의 충격이 우리나라에 보다 직접적으로 전달되게 되었다. 즉, 국내 시장의 유동성에 해외자금이 차지하는 비중이 높아질수록 해외자금의 유출입에 크게 영향을 미치는 해외 증시의 등락과 동일한 움직임이 보고되고 있다. 따라서 주가 변동성의 요인이 국내보다는 국외요인에 좌우되고 이로 인해 자본시장이 변동할 뿐만 아니라 절대적으로 규모가 작은 외환시장의 병목현상으로 환율변동성 역시 확대되고 있다. 이러한 동조화 현상의 유무는 이미 전통적 자산군뿐만 아니라 지역적 제약을 넘어 포트폴리오의 위험분산효과를 사실상 무력화 시킨다는 점에서 매우 중요하다. 동조화 현상에 대해서는 견인차 가설(locomotive hypothesis), 공통충격 가설(common shock hypothesis) 등 다양한 연구들이 진행되어 왔다. 그러나 대부분의 기존 연구는 동조화 현상의 존재여부 내지는 그 수준분석에 주로 초점이 맞추어져 왔다. 본 연구에서는 동조화 여부와 베타 비대칭성을 연결지어 분석하고자 시도하였다. 즉, 앞서 살펴본 베타의 비대칭성의 실질적 근본원인이 해외시장에 대한 비대칭적 동조화의 결과일 가능성이 있다. 해외 주가가 상승할 때보다 하락할 때 동조화가 더 높다면 앞서 나타난 ‘비대칭적 베타’ 현상의 원인으로 판단할 수 있기 때문이다.

이를 분석하기 위해 우선 상관관계 분석(correlation analysis)을 통해 자본시장 개방을 기점으로 국가 간 상호관계가 유의하게 변화하였는지를 검증하였다. 우선 자본시장 개방을 전후하여 우리나라의 KOSPI200, 미국의 S&P500, 영국의 FTSE, 일본의 Nikkei225를 대상으로 한 상관관계 분석결과는 <표 5>와 같다. 귀무가설은 자본시장을 개방하기 전의 표본 상관관계 계수값이 자본시장 개방 이후의 상관관계 계수값과 동일하다고 설정된다. 이를 위한 통계치는 다음과 같다.

$$q = \frac{Z_2 - Z_1}{\sqrt{\frac{1}{N_2 - 3} + \frac{1}{N_1 - 3}}} \quad (6)$$

이때, r : 표본상관관계 계수

$$Z = 0.5 \ln \frac{1+r}{1-r} : \text{Inverse hyperbolic tangent}$$

N_1, N_2 : 각 해당기간의 일자

식 (6)의 Z_1 과 Z_2 는 자본시장 개방 전후 표본상관관계 계수값의 Fisher 변환값을 뜻한다. Fisher는 N 이 증가할 때 빠르게 정규화하도록 표본상관계수의 변환법(Fisher's z-transformation)을 제시하였다. 귀무가설이 참일 때 검정통계량 q 는 근사적으로 $N(0, 1)$ 을 따른다.

〈표 5〉 자본시장개방을 전후한 상관관계

〈표 5〉의 (a)와 (b)는 우리나라의 KOSPI와 미국의 S&P500, 영국의 FTSE, 일본의 Nikkei225를 대상으로 자본시장 개방을 전후한 상관관계를 분석한 결과이다. (c)의 q -검정통계량은 Fisher's z-transformation을 적용하여 계산된다.

$$q = \frac{Z_2 - Z_1}{\sqrt{\frac{1}{N_2 - 3} + \frac{1}{N_1 - 3}}}$$

이 때, r 은 표본상관관계 계수값을, Z 는 Inverse hyperbolic tangent($0.5 \ln \frac{1+r}{1-r}$), N_1 과 N_2 는 각 해당기간의 일자를 뜻한다.

(a) 자본시장 개방이전(1980. 1~1997. 11)

	KOSPI200	S&P500	FTSE	Nikkei225
KOSPI200	1	0.1690	0.2394	0.3362
S&P500		1	0.7508	0.3951
FTSE			1	0.3760
Nikkei225				1

(b) 자본시장 개방 이후(1997. 12~2012. 12)

	KOSPI200	S&P500	FTSE	Nikkei225
KOSPI200	1	0.5636	0.5508	0.5599
S&P500		1	0.8501	0.6081
FTSE			1	0.5880
Nikkei225				1

(c) 상관관계 분석결과(q -검정통계량)

	KOSPI200	S&P500	FTSE	Nikkei225
KOSPI200		4.3105**	3.4616**	2.6104**
S&P500			2.5968**	2.6566**
FTSE				2.5747**
Nikkei225				

** : 5% 유의수준.

〈표 5〉의 (a)에 나타난 자본시장 개방 이전의 상관관계가 (b)에 제시한 개방시점 이후와 비교 시 전 영역에서 상승하고 있다. 예를 들어 우리나라의 KOSPI200과 S&P500 간 상관관계는 0.1690에서 0.5636으로 상승하였음이 확인된다. 이러한 상관관계의 변화추이는 (c)에 모든 값이 통계적 유의성을 보여 국가 간 지수에서 수준의 차이는 있지만 유의하게 증가되는 방향성을 공통적으로 보임을 알 수 있다. 특히 자본시장 개방 이후 우리나라의 주식시장은 미국의 주식시장과 상관성이 급격히 높아지는 동조화 현상이 확인된다.

이러한 동조화 현상에 근거하여 앞장에서 살펴본 베타 비대칭성을 도출하기 위한 장세 범주를 S&P500을 기준으로 적용하였다. 즉 SD 범주를 예시한다면, S&P500이 상승하면 상승장, 하락하면 하락장으로 간주한다. 이러한 방식으로 SD, PND, SUD, PT 범주를 각각 재설정하고 베타를 계산하였다. <표 6>에 분석 결과를 제시하였다.

<표 6> 상승/하락 범주별 횡단면 평균 베타와 가설검증 결과 II

<표 1>이 장세구분을 위한 기준으로 KOSPI를 적용한 반면, <표 6>은 장세구분을 위한 기준을 S&P500으로 설정하여 장세구분 범주별 비대칭베타를 제시한 결과이다.

		SD	PND	SUD	PT
전체기간	α	-0.0130	-0.0129	-0.0107	-0.0126
	β_{Static}	0.9106	0.9106	0.9329	0.9114
	α	-0.0127	-0.0118	-0.0089	-0.0126
장세구분	β_U	0.9027	0.8841	0.8796	0.8928
	β_D	0.9193	0.9310	0.9778	0.9514
	$\beta_U = \beta_D$	0.8671 (0.3859)	2.3756** (0.0176)	4.0111*** (0.0000)	2.9688*** (0.0030)
$\beta_U = \beta_{Static}$	t-val	-0.4506 (0.6523)	-1.5167 (0.1294)	-2.5180** (0.0118)	-1.0735 (0.2831)
	$\beta_D = \beta_{Static}$	0.5530 (0.5803)	1.2332 (0.2176)	2.2259** (0.0261)	2.4407** (0.0147)

* : 10% 유의수준, ** : 5% 유의수준, *** : 1% 유의수준, () : p-value.

시장장세를 판단하는 기준을 KOSPI로 설정한 <표 1>과 비교해보면, 상승장과 하락장 간의 베타차이 검정의 유의도는 1%에서 5% 유의수준으로 다소 낮아졌으나 유의하다는 결과는 가장 단순한 범주인 SD를 제외하고는 지속되었다. 즉, KOSPI를 상승장과 하락장의 기준으로 한 장세구분의 경우와 동일하게 S&P500을 기준으로 하여도 비대칭적 베타관계가 나타났다. 이러한 결과는 우리나라의 주가지수와 해외 주가지수의 상관성이 자본시장 개방 이후 급격히 높아짐에 따라 예견 가능한 결과로 판단된다. 그러나 상기 분석결과를 단순히 받아들이기에는 추가로 고려해야 할 사항이 존재한다. 그것은 지수 상호 간의 상관성의 존재로 인해 인과성에 판단이 어렵다는 점이다. 따라서 본 연구에서는 국내 시장과 해외시장의 움직임의 방향성에 주목하였다. 즉, 국내 시장과 해외시장이 동일한 움직임을 보이는 경우와 반대의 움직임을 보이는 두 가지의 경우를 상정할 수 있다. 이 중 해외시장의 움직임이 진정한 베타의 비대칭성을 유발하는 원인이라 설정하고, 국내 시장이 하락하더라도 해외시장이 상승하는 경우를 상승장, 국내 시장이 상승하더라도 해외시장이 하락하는 경우를 하락장으로 설정하여 국내 시장에서 나타나는 비대칭성의 주요인이 해외시장인지의 여부를 검증하였다. <표 7>에

분석결과를 제시하였다.

〈표 7〉 S&P500을 조건부로 한 베타의 비대칭성

〈표 7〉은 국내 시장과 해외시장의 움직임의 방향성을 조건부로 반영하기 위해 S&P500의 움직임과 KOSPI의 움직임을 조합하여 베타의 비대칭성을 계산한 결과이다.

		S&P500 상승	S&P500 하락	t-value	p-value
SD	KOSPI 상승	1.0757	1.0007	-2.2222**	0.0263
	KOSPI 하락	1.0712	1.1198	1.2519	0.2107
PND	KOSPI 상승	1.2213	1.3117	2.5023**	0.0124
	KOSPI 하락	1.7017	1.2865	-9.7640***	0.0000
SUD	KOSPI 상승	1.1248	1.0019	-4.5056***	0.0000
	KOSPI 하락	0.8902	1.2194	5.7999***	0.0000

** : 5% 유의수준, *** : 1% 유의수준.

전일 대비로 판단하는 SD의 경우 S&P500의 상승을 조건부로 KOSPI가 상승하는 경우의 베타가 1.0757로 S&P500이 하락할 때를 조건부로 한 KOSPI의 상승의 1.0007보다 유의하게 높게 나타났다. 이는 KOSPI의 단독 상승보다는 S&P500의 상승이 조건부일 때 더욱 민감하게 반응함을 뜻한다. 하락의 경우도 동일하게 S&P500의 하락을 조건부로 하는 베타가 1.0712 대비 1.1198로 유의하게 높았다. 또한 KOSPI와 S&P500의 조합에 대해 (상승, 상승)과 (하락, 하락)의 비대칭성은 역시 하락장에서 높게 나타났다. 이 결과는 0.5 표준편차를 임계치로 판단하는 SUD에서 완전히 동일한 방향성을 보인다. 다만 단순히 수익률이 0보다 높은지 낮은지로 장세를 판단하는 PND 범주에서는 SD 및 SUD와 반대의 결과가 나타난다. 이는 장세 판단 범주 중 가장 단순한 방법인 PND, 즉, t 기의 시장수익률이 양(+)이면 상승장, 음(-)이면 하락장으로 정의하는 방식과 이를 근거로 한 투자 방식이 다른 범주에 비해 왜곡된 장세 판단의 가능성이 있을 수 있음을 시사한다.

VI. 산업군별 분석

1. 산업군별 베타 비대칭성

앞 장에서는 시장 전체에 미치는 영향력에 초점을 맞추었다. 이번 장에서는 자본시장의

개방이 시장 내 개별 산업군에 차별적인 영향을 미쳤을 가능성에 초점을 맞추어 베타의 비대칭성과 산업군 특성을 연결지어 분석하였다. 산업군 분석에는 통계청이 제시하는 한국표준산업분류를 기준으로 하였다. 1964년에 제정된 한국표준산업분류(KSIC : Korean Standard Industrial Classification)는 산업관련 통계자료의 정확성, 비교성을 확보하기 위하여 작성된 것으로 유엔의 국제표준산업분류(ISIC : International Standard Industrial Classification)에 기초하여 제정되었다. 한국표준산업분류는 유엔의 국제표준산업분류의 개정과 국내의 산업구조 및 기술변화를 반영하기 위하여 주기적(1965, 1968, 1970, 1975, 1984, 1991, 1998, 2000, 2008)으로 개정되어 왔으며 본 연구에서는 2008년 9차의 신분류 기준을 적용하였다. 그 중에서도 대분류와 중분류를 기준범주로 설정하였다. 대분류는 전체 산업을 총 21개 군으로, 중분류는 총 76개 군으로 분류하고 있는데 상장거래주식을 기준으로 할 경우 대분류 16개 군과 중분류 59개 산업군 분류에 해당한다. <표 8>에 이러한 분류현황을 정리하였다.

<표 8> 한국표준산업분류 9차 대분류 및 중분류 기준(2008)

<표 8>은 통계청에서 제시하는 한국표준산업분류(KSIC : Korean Standard Industrial Classification) 현황으로서 2008년 9차 신분류를 기준하였다(<http://kostat.go.kr/kssc>).

범주	개수	범주	개수
A 농업, 임업 및 어업	3	L 부동산, 임대	2
B 광업	4	M 전문, 과학, 기술	4
C 제조업	24	N 사업시설, 사업지원	2
D 전기, 가스, 수도	2	O 행정, 국방, 사회보장	1
E 폐기물, 환경복원	3	P 교육서비스	1
F 건설업	2	Q 보건 및 사회복지	2
G 도매 및 소매	3	R 예술, 스포츠, 여가	2
H 운수업	4	S 협회, 수리, 개인	3
I 숙박 및 음식점업	2	T 자가소비생산활동	2
J 출판, 영상, 정보 등	6	U 국제 및 외국기관	1
K 금융, 보험	3		
		총 21	총 76

전체 기간을 대상으로 장세구분을 위해 SD 기준 적용 하에서¹⁴⁾ 각 주식의 산업군별 분석을 시행한 결과¹⁵⁾를 <표 9>에 정리하였다.

14) 앞 장에서 제시한 다양한 장세구분 범주 하에서도 분석해보았으나 결과가 크게 달라지지 않았다.

15) 통계청의 한국표준산업분류 코드가 부여되지 않은 (과거)종목이 제외됨으로 인해 대상 종목수가 시장전체의 분석과 비교하여 감소하였다.

〈표 9〉 대분류 기준 베타 비대칭성 검증결과

〈표 9〉는 한국표준산업분류의 대분류 기준을 적용하여 상방베타(β_u), 하방베타(β_D), 그리고 고정베타(β_{static})를 각각 도출한 결과이다. 표에서 음영부분은 상방베타와 하방베타가 동일하다는 귀무가설을 유의하게 기각하는 산업범주를 뜻한다.

범주	종목수	α	β_{static}	α	β_U	β_D	$\beta_U = \beta_D$		
							t-val	p-val	
A	6	-0.0086	0.5430	-0.0009	0.3325	0.6960	0.9669	0.3685	
B	3	0.0056	0.4913	-0.0009	0.6615	0.3225	-0.7281	0.5139	
C	1,611	-0.0145	0.9667	-0.0128	0.9332	1.0000	2.6300*	0.0086	
D	14	-0.0019	0.5958	0.0027	0.4949	0.7028	1.9551	0.0614	
E	4	-0.0168	1.3238	-0.0070	1.0239	1.5689	0.9443	0.4108	
F	90	-0.0136	0.9781	-0.0075	0.8659	1.1166	3.2719*	0.0014	
G	161	-0.0154	1.0158	-0.0150	0.9948	1.0213	0.3183	0.7505	
H	28	-0.0055	0.9993	-0.0071	1.0780	0.9347	-1.1558	0.2531	
I	3	-0.0113	1.0862	-0.0100	1.0481	1.1196	0.2023	0.8600	
J	260	-0.0186	0.8969	-0.0182	0.8837	0.8774	-0.0696	0.9446	
K	182	-0.0188	0.8929	-0.0267	1.0356	0.6999	-5.3668*	0.0000	
L	4	-0.0078	0.6070	-0.0034	0.4935	0.7161	0.6473	0.5530	
M	76	-0.0095	0.8868	-0.0032	0.7059	1.0514	3.2780*	0.0013	
N	22	-0.0117	0.9282	-0.0118	0.9336	0.9324	-0.0073	0.9942	
P	11	-0.0200	1.1671	-0.0163	1.0151	1.1991	0.3554	0.7264	
R	8	-0.0162	0.7419	-0.0106	0.5803	0.8766	1.0553	0.3155	
		2,483							

분석결과, 상승장과 하락장에 대한 베타가 동일하다는 귀무가설을 유의하게 기각하는 산업군은 총 4개 군으로 나타났다. 즉, 가장 많은 종목이 포함되는 C(제조업), F(건설업), K(금융/보험업), M(전문서비스/과학기술서비스)에서 1% 유의수준으로 비대칭 베타의 존재가 확인된다. 본 분석에서 특징적인 사항은 유의한 4개 산업군 중 경기민감주로 알려진 금융 및 보험업종(K)을 제외하고는 하락장에서 높은 베타를 보이고 있으나 금융/보험업군에서는 상승장에서의 베타가 더 높은 결과가 나타나고 있다는 점이다. 이 결과는 시장 전체를 대상으로 분석한 결과에서는 드러나지 않던 결과이다. 이에 대한 원인으로 1990년대 이후 2000년대 중반까지 경기 변동성이 크게 완화되었고 몇 차례 금융시장에서 교란이 발생했으나 폭락했던 주가가 곧 이전의 수준으로 회복되는 등 금융시장의 복원력에 대한 신뢰 등이 금융과 보험업종의 베타 비대칭성의 방향을 전환시킨 것으로 판단된다.

유의한 결과가 도출된 대분류 산업군을 대상으로 중분류 범주를 적용하여 더욱 세부적으로 분석을 시행하였다. 〈표 10〉에 분석결과를 정리하였다.

〈표 10〉 중분류 기준 베타 비대칭성 검증결과

〈표 10〉은 한국표준산업분류의 중분류 기준을 적용하여 상방베타(β_u), 하방베타(β_D), 그리고 고정베타(β_{static})를 각각 도출한 결과이다. 표에서 음영부분은 상방베타와 하방베타가 동일하다는 귀무가설을 유의하게 기각하는 산업범주를 뜻한다.

	종목 수	전체 기간		장세 구분			$\beta_U = \beta_D$	
		α	β_{static}	α	β_U	β_D	t-val	p-val
	60	-0.0072	0.7812	-0.0025	0.6761	0.8922	2.8570*	0.0051
음료	17	-0.0051	0.7268	-0.0057	0.7539	0.7167	-0.4047	0.6884
담배	1	0.0052	0.0355	0.0118	-0.1405	0.1860	Inf	0.0000
섬유제품(의복제외)	50	-0.0136	0.8494	-0.0069	0.6914	1.0148	2.8780*	0.0050
의복/약세서리/모피	46	-0.0178	0.8555	-0.0128	0.7362	0.9578	1.5040	0.1369
가죽, 가방 및 신발	12	-0.0201	0.9458	-0.0175	0.9381	1.0153	0.3085	0.7609
목재 및 나무제품(가구제외)	3	-0.0066	0.9215	-0.0016	0.7812	0.0535	1.7663	0.1552
펄프/종이 및 종이제품	40	-0.0115	0.7828	-0.0099	0.7572	0.8164	0.7177	0.4752
인쇄 및 기록매체 복제업	5	0.0080	0.1842	-0.0158	0.8393	-0.2392	-0.9686	0.3738
코크스, 연탄 및 석유정제품	5	-0.0025	0.7960	-0.0056	0.8501	0.7251	-0.7815	0.4700
화학물질/제품(의약품 제외)	129	-0.0064	0.9548	-0.0079	1.0089	0.9060	-1.2817	0.2013
C 의료용 물질/의약품	97	-0.0084	0.8580	-0.0110	0.9427	0.7742	-2.2008*	0.0290
고무/플라스틱제품	49	-0.0158	0.9174	-0.0156	0.9156	0.9282	0.1237	0.9018
비금속 광물제품	44	-0.0062	0.8860	-0.0064	0.8917	0.8752	-0.1501	0.8811
1차 금속	101	-0.0113	1.0691	-0.0093	1.0046	1.1324	1.8104	0.0718
금속가공제품(기계 및 가구제외)	54	-0.0157	1.0755	-0.0166	1.1398	0.9976	-0.9576	0.3407
전자/컴퓨터/영상/음향/통신	438	-0.0223	1.0729	-0.0191	1.0021	1.1487	2.5190*	0.0120
의료, 정밀, 광학기기 및 시계	60	-0.0196	1.0828	-0.0206	1.1451	1.0404	-0.6259	0.5158
전기장비	74	-0.0126	1.0149	-0.0082	0.9129	1.1217	2.0417*	0.0436
기타 기계 및 장비	192	-0.0163	0.9585	-0.0139	0.8957	0.9858	1.1610	0.2465
자동차 및 트레일러	92	-0.0076	0.8948	-0.0090	0.9076	0.8856	-0.2387	0.8116
기타 운송장비	24	-0.0057	0.9712	-0.0012	0.8637	1.0499	0.4388	0.6641
가구	12	-0.0216	0.8061	-0.0164	0.7190	0.9322	0.8612	0.3985
기타 제품	6	-0.0150	0.8646	-0.0140	0.8327	0.8889	0.3349	0.7507
F 종합 건설업	75	-0.0142	0.9766	-0.0077	0.8261	1.1271	3.2332*	0.0016
전문직별 공사업	15	-0.0098	0.9864	-0.0064	0.8914	1.0573	0.7231	0.4773
K 금융업	125	-0.0236	0.8211	-0.0320	0.9650	0.6174	-4.5423*	0.0000
K 보험 및 연금업	15	-0.0075	0.9550	-0.0092	0.9656	0.9278	-0.2480	0.8064
금융 및 보험관련 서비스업	42	-0.0103	1.0610	-0.0189	1.2490	0.8360	-3.2024*	0.0020
연구개발업	10	-0.0065	0.6681	-0.0049	0.6291	0.6898	0.1582	0.8562
M 전문서비스업	42	-0.0078	0.9077	-0.0013	0.7206	1.0754	2.6650*	0.0093
건축기술/기타과학기술서비스업	13	-0.0160	0.8088	-0.0126	0.6991	0.9382	0.8679	0.3950
기타 전문, 과학/기술 서비스업	11	-0.0111	1.0475	0.0016	0.7072	1.3419	2.1135*	0.0491

〈표 10〉에 나타나 있듯이 유의한 결과가 나온 산업군 내에서도 하위범주별로 비대칭성의 존재에 상이한 결과를 나타내고 있다. C군(제조업)의 경우 제조업 전반이 아닌 식료품, 섬유, 의료물질, 전자, 전기 분야에서만 비대칭성이 드러나며 F군(건설업)의 경우는 불황에 민감한 종합건설업 분야에서 나타난다. 앞서 특이성을 지적한 바 있는 K군(금융/보험)은 금융업과 금융보험관련 서비스업은 가장 높고 유의한 비대칭 베타를 보인 반면 보험/연금업 분야는

비대칭성을 보이지 않았다. M군(전문서비스/과학기술서비스)에서는 직접적인 연구개발분야 보다는 관련 서비스업종에서 비대칭성을 보였다. 종합하면 베타의 비대칭성을 보이는 산업군 내에서도 세부 산업별로 차이가 존재함을 확인하였다.

2. 산업군별 자본시장개방 영향도 분석

유의하게 나타난 산업군에 대해서도 중요하게 고려해야 할 점은 자본시장 개방을 기점으로 베타의 비대칭성에 산업별로 구조적 변화가 발생하였는지의 여부이다. 이를 위해 앞장에서 분기점으로 제시한 1997년 11월을 기준으로 살펴보고 그 결과를 <표 11>에 정리하였다.

<표 11> 자본시장 개방을 전후한 유의 산업군 베타 비대칭성 검증결과

<표 11>은 유의하게 베타 비대칭성을 보인 대분류 기준 4개 산업군, 즉, C(제조업), F(건설업), K(금융/보험), M(전문서비스/과학기술서비스) 군을 대상으로 자본시장을 전후하여 산업별로 비대칭 베타가 구조적으로 변화하였는지를 분석한 결과이다.

범주		α	β_{Static}	α	β_U	β_D	$\beta_U = \beta_D$	
							t-val	p-val
C	before	0.0006	0.8672	0.0095	0.5868	1.0382	12.5810*	(0.0000)
	after	-0.0188	0.9664	-0.0170	0.9364	1.0024	2.4277*	(0.0153)
	t-val				9.4160*	-1.0112		
	p-val				(0.0000)	(0.1560)		
F	before	-0.0094	0.9605	-0.0086	0.9555	0.9922	0.5207	(0.6043)
	after	-0.0212	0.9282	-0.0096	0.7131	1.1744	4.5869*	(0.0000)
	t-val				-2.1877*	2.2775*		
	p-val				(0.0152)	(0.0112)		
K	before	-0.0067	0.8953	-0.0129	1.0646	0.7616	-6.7065*	(0.0000)
	after	-0.0173	0.9186	-0.0210	0.9632	0.8468	-1.6292	(0.1044)
	t-val				-1.5623	1.2498		
	p-val				(0.0598)	(0.1063)		
M	before	-0.0017	0.8464	0.0075	0.6084	1.0546	3.9295*	(0.0004)
	after	-0.0101	0.9018	-0.0041	0.7297	1.0563	3.0321*	(0.0029)
	t-val				0.8113	0.0110		
	p-val				(0.2097)	(0.4956)		

대분류 기준에서 유의했던 산업군을 대상으로 분석한 결과를 보면, 자본시장을 전후하여 상승장의 베타는 산업군별로 차이가 존재한다. 분석결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, C군(제조업)은 자본시장 개방을 전후하여 상방베타는 0.5868에서 0.9364로 유의하게 증가하였다. 반면 하방베타는 1.0382에서 1.0024로 비유의값을 보였다. 제조업 중에서도

가장 많은 종목을 차지하는 전자/컴퓨터/영상/음향/통신 분야가 집중적으로 사업영역을 확대해나가면서 경기 상승에 민감하게 반응하고 반면 경기하락에 대해서는 어느 정도 대응력이 생성되었다고 판단된다. 나아가 자본시장 개방 이후 베타의 비대칭성은 약화되었으나 통계적으로 유의하게 비대칭성을 지지한다.

둘째, M군(전문서비스/과학기술서비스)은 비유의하지만 자본시장 개방 이후 상방베타가 0.6084에서 0.7297로, 하방베타는 1.0546에서 1.0563으로 증가세를 보였다. 결국 C군과 더불어 개방화 이후 글로벌 경기의 회복세에 크게 영향받는 산업군에서 상방베타의 민감도가 높아지는 방향성을 보이게 되었음을 알 수 있다. 또한 베타의 비대칭성은 자본시장의 개방 여부와 관계없이 존재함을 알 수 있다.

셋째, F(건설업)군은 C군과 달리 자본시장 개방 이전에는 베타간 차이검정의 t 값이 0.5207로 유의성이 없다가 개방 이후 4.5869로 유의한 차이를 보이고 있다. 이러한 배경에는 건설업의 자금운용 및 자금조달 방식이 제조업의 구조와 매우 상이하다는 데 기인한다. 특히 자금조달 원천에 있어 자기자본이 현저히 낮은 반면 타인자본 비중이 극히 높으며 금융기관 차입에 있어서도 단기차입 비중이 높다. 자본시장개방 시점에는 자본시장 개방이 건설업에 다양한 자금원으로 작용하는 긍정적 효과를 기대하였으나 사실상 개방 이후 둔화된 건설업 경기로 인해 건설부문 회복세에 대한 신뢰하락이라는 네거티브 효과가 과다하여 하락장의 민감도만큼 상승장에서 반영되고 있지 못함을 뜻한다. 이러한 해석은 상방베타가 0.9555에서 0.7131로 낮아졌고, 하방베타는 오히려 0.9922에서 1.1744로 증가하였다는 결과로도 재확인된다.

넷째, K군(금융/보험)은 자본시장 개방의 효과가 F군과 반대의 양상을 보인다. 자본시장 개방이전에는 상승장과 하락장의 베타 간 -6.7065 로 유의한 차이가 존재하다가 개방 이후 -1.6292 로 유의성이 사라지는 결과가 확인된다. 특히 상승장 베타는 1.0646에서 0.9632로 하락하고 하락장 베타는 0.7616에서 0.8468로 상승하여 상하방 베타의 격차가 줄어드는 방향으로 움직였기 때문이다. 물론 개방 전후의 상승장과 하락장 각각의 차이는 유의하지 않으나 자본시장 개방이 베타를 일종의 평활화시키는 역할을 수행하여 장세의 민감도가 줄어들었다고 평가할 수 있다. 이는 우리나라 금융 및 보험업이 글로벌 경기에 민감할 것이라는 일반적인 통념과는 배치되는 결과로서 금융산업군은 자본시장 개방을 통해 장세에 크게 영향받지 않는 체질개선을 이루었다고 판단된다.

추가적으로 유의하게 베타 비대칭성이 지지된 산업군이 자본시장 개방의 실질적 효과,

즉, 외국인 자본이 유의미하게 높게 유입되었는지를 역으로 검토하였다. 각 종목별로 자본시장 개방 시점 이후의 월별 시가총액과 외국인 시가총액 자료를 이용하여, 산업별로 합산된 시가총액을 산업별로 합산된 외국인 시가총액으로 나누어 산업별 평균 외국인 지분율을 산출하였다.

〈표 12〉 산업별 기간평균 외국인 지분율

〈표 12〉는 월별로 각 종목별 시가총액과 외국인 시가총액을 각 산업별로 합산하여 산업별 외국인 시가총액을 산업별 시가총액으로 나누어 산출한 산업별 외국인 지분율의 기간(1997. 11~2012. 12) 평균치임.

범주	외국인 지분율	범주	외국인 지분율
A	6.1%	I	14.0%
B	1.4%	J	31.5%
C	32.0%	K	33.3%
D	9.4%	L	0.3%
E	1.9%	M	25.2%
F	20.6%	N	39.8%
G	21.5%	P	17.8%
H	14.8%	R	20.4%

〈표 12〉에 나타난 산출결과를 살펴보면 앞서 유의한 비대칭성을 보인 4개 산업군의 평균 외국인 지분율이 평균치인 18.1%를 모두 상회하며 상위권을 차지함을 알 수 있다. 4개 산업군(C, F, K, M) 외에도 높은 지분율을 보이는 산업군이 존재하나 해당 산업군에 속하는 표본수가 작거나 해당 산업에서 외국인이 선호하는 특정 종목이 압도적으로 우세하여 평균치를 높인 결과로 판단된다. 따라서 산업군별 베타의 비대칭성이 외국인 자본의 유입에 전적으로 기인한다고 단정적으로 판단할 수는 없으나 적어도 베타 비대칭성과 외국인 자본의 유입 간 유의미한 상관성을 확인할 수 있다.

결론적으로 이상의 산업군별 결과를 종합하면, 자본시장 개방의 효과는 산업군별로 서로 다른 충격과 이후 변화를 가져왔으며 글로벌 경기의 움직임을 투자지표로 삼는 투자패턴이 산업별로 다르게 적용되어야 함을 시사한다.

VII. 결 론

1992년을 기점으로 우리나라가 자본시장을 개방한지 어언 20년이 흘렀다. 이후 1997년의

본격적인 자본시장 개방과 더불어 세계 경제 및 금융환경은 많은 변화를 거듭해왔다. IMF사태, 서브프라임 모기지로 촉발된 리먼브라더스 사태, FTSE 선진국 지수 편입, IFRS 국제회계기준 도입 등 다양한 경제 환경의 변화는 시간의 흐름 속에 우리나라 금융시장에 많은 영향을 미치고 있다. 이러한 변화의 시발점이 된 우리나라 자본시장 개방은 20여년이 지난 지금까지도 그 파급효과에 대해 논란이 지속되고 있다. 외국인에게 증시를 개방한 것이 자본시장의 비약적 성장에 기여했다는 긍정적 측면과 외부 변수에 의한 증시 변동성을 확대하는 부작용을 가져왔다는 부정적 측면이 양립하고 있는 현 시점에서 본 연구는 자본시장 개방이 우리나라 주식시장에 어떠한 구조적 충격이 가했는지를 검증하고자 시도하였다. 본 연구의 결과들을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 우리나라 주식시장의 전체 기간을 대상으로 상승장과 하락장에 대한 다양한 범주(SD, PND, SUD, PT, LSTR) 하에서 비대칭 베타의 존재를 일관되게 확인하였다. 이는 투자자들이 상방이득과 하방손실을 다르게 인지한다는 Roy(1952)의 예견 이후 제시된 다양한 이론적·실증적 연구들과 일관된 결과이다.

둘째, 우리나라의 자본시장 개방 이후 시장상승에 대해서는 모든 장세구분 범주에서 개방 이전보다 민감도가 증가하였다. 그러나 하방손실에 대해서는 다소 혼재된 결과를 보여 하락장 베타의 민감도가 확대되었다는 증거는 미약한 것으로 나타났다. 이는 투자자들이 상방이득에 비해 하방손실에 대해 더 민감하다는 전형적인 투자패턴은 유지되었으나 시장상승에 대해서도 개방이전보다 더 민감해진 것으로 판단할 수 있다. 다시 말해 투자자들이 개방 이후 시장상승의 신호를 더 적극적으로 반영하기 시작한 것으로 보인다.

셋째, 우리나라와 국제 자본시장간 동조화(coupling) 현상을 검증한 결과, 자본시장 개방 이후 동조화 현상이 높아졌다. 또한 세부분석을 통해 KOSPI의 단독 움직임보다는 해외시장의 움직임을 조건부로 한 베타가 유의하게 높아짐을 확인하였다. 다만 단순 범주구분인 PND(t기의 시장수익률이 양(+)이면 상승장, 음(-)이면 하락장으로 정의) 범주는 반대의 결과를 나타내 이를 근거로 한 투자방식이 왜곡된 장세 판단의 가능성이 있을 수 있음을 보여준다.

넷째, 한국표준산업분류에 따른 산업군별 분석을 시행한 결과 비대칭 베타의 존재는 모든 산업군이 아닌 C(제조업), F(건설업), K(금융/보험업), M(전문서비스/과학기술서비스) 군에서 집중적으로 나타났다. 특히 대부분 업종들이 상승베타에 비해 하락베타가 높았던 반면 K군은

상승베타가 더욱 높았으며 사실상 앞서 검증된 개방 이후 상승베타의 민감도 상승을 주도한 것으로 판단된다.

다섯째, 세부산업군 분류를 추가로 시행한 결과 유의한 비대칭 베타를 보인 산업군 내에서도 하위 산업군별로 차이가 존재함을 확인하였다. 결국 자본시장 개방의 효과는 산업군별로 서로 다른 충격과 이후 변화를 가져왔으며 글로벌 경기의 움직임을 투자지표로 하는 투자행태가 산업군별로 달리 적용되어야 함을 시사한다.

다만 본 연구에서 수행한 분석의 해석에는 주의가 따른다. 우리나라의 자본시장은 IMF 이후 자본시장 개방 외에 여러 가지 정책이 복합적으로 이루어져 경제환경에 많은 변화가 있어왔다. 따라서 본 연구에서 살펴본 자본시장 개방 효과만이 베타에 영향을 미쳤다고 보다는 자본시장 개방이 우리나라 자본시장의 구조적 변화의 분기점이 되었으며 이후 산업별로 차별적인 구조변화가 진행되었을 가능성을 확인한 제한적 해석이 타당할 것이다.

참고문헌

고광수, 이준행, “외국인 거래 정보와 주식시장 : 개방 10년의 경험,” 재무연구, 제16권 제1호 (2003), pp. 159-192.

(Translated in English) Ko, K. S. and J. H. Lee, “Foreigner’s Trading Information and Stock Market: Ten Year’s Experience of Stock Market Liberalization,” *The Korean Journal of Finance*, Vol. 16, No. 1 (2003), pp. 159-192.

김규영, 김영빈, “한국 주식시장에서의 하락위험에 관한 실증적 연구,” 산업경제연구, 제20권 제4호 (2007), pp. 1521-1551.

(Translated in English) Kim, K. Y. and Y. B. Kim, “An Empirical Study on the Downside Risk in the Korean Stock Market,” *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 20, No. 4 (2007), pp. 1521-1551.

박경서, 이은정, “외국인투자자가 한국기업의 경영 및 지배구조에 미치는 영향,” 금융연구, 제20권 제2호 (2006), 73-113.

(Translated in English) Park, K. S. and E. J. Lee, “The Role of Foreign Investors on the Management and Corporate Governance of Korean Companies,” *Journal of Money and Finance*, Vol. 20, No. 2 (2006), pp. 73-113.

박경인, 배기홍, 조진완, “한국 증권시장의 투자자 유형에 따른 성과분석,” 증권학회지, 제35권 제3호 (2006), pp. 41-76.

(Translated in English) Park, K. I., K. H. Bea, and J. W. Cho, “Analyses on Performance by Different Types of Investors in Korean Stock Market,” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 35, No. 3 (2006), pp. 41-76.

박상용, 연강흠, “자본시장개방이 환율, 주가, 금리간의 상호관련성에 미치는 영향,” 경영학연구, 제23권 제4호 (1994), pp. 47-79.

(Translated in English) Park, S. Y. and K. H. Yon, “The Effects of Liberalization

of Korean Capital Markets on the Interrelationship of Foreign Exchange Rates, Stock Prices, and Interest Rates,” *Korean Management Review*, Vol. 23, No. 4 (1994), pp. 47-79.

박영석, 이근희, “주식시장의 개방과 주가 행태 : 기업집단별과 산업별 주가 동조현상을 중심으로,” 증권학회지, 제26권 제1호 (2000), pp. 1-37.

(Translated in English) Park, Y. S. and G. H. Lee, “The Opening of Korean Stock Market and Stock Price Behavior: From the View Point of Co-movements by Business Group and Industry,” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 26, No. 1 (2000), pp. 47-79.

양동익, 이항용, “한국 주식시장의 베타 비대칭성,” 경제연구, 제33권 제1호 (2012), pp. 131-147.

(Translated in English) Yang, D. I. and H. Y. Lee, “Beta Asymmetry in the Korean Stock Market,” *The Hanyang Journal of Economic Studies*, Vol. 33, No. 1 (2012), pp. 131-147.

황영순, 민흥기, “장기주가수익률 자료에 드러난 분산불가능한 신용가산금리위험,” 금융연구, 제21권 제1호 (2007), pp. 119-145.

(Translated in English) Hwang, Y. S. and H. G. Min, “Undiversifiable Credit Spread Risk Revealed in the Long-Term Stock Return Data,” *Journal of Money and Finance*, Vol. 21, No. 1 (2007), pp. 119-145.

Badrinath, S. G., J. R. Kale, and T. H. Noe, “On Shepherds, Sheep, and the Cross Auto Correlations in Equity Return,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, No. 1 (1995), pp. 3-18.

Bawa, V. S. and E. B. Lindenberg, “Capital Market Equilibrium in a Mean-lower Partial Moment Framework,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, No. 2 (1977), pp. 189-200.

Chen, S., “An Examination of Risk Return Relationship in Bull and Bear Markets

- using Time Varying Betas,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 17, No. 2 (1982), pp. 265–285.
- Chen, J., A. Andrew, and X. Yuhang, “Downside Risk,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 19, No. 4 (2006), pp. 1191–1239.
- Cho, Y. H. and R. F. Engle, “Time Varying Betas and Asymmetric Effects of News: Empirical Analysis of Blue Chip Stocks,” UCSD, Working Paper 1999.
- Fabozzi, F. J. and J. C. Francis, “Stability Tests for Alphas and Betas over Bull and Bear Market Conditions,” *Journal of Finance*, Vol. 32, No. 4 (1977), pp. 1093–1099.
- Furman, J. and J. E. Stiglitz, “Economic Crises: Evidence and Insights from East Asia,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2 (1998), pp. 1–135.
- Gul, F., “A Theory of Disappointment Aversion,” *Econometrica*, Vol. 59, No. 3 (1991), pp. 667–686.
- Kahneman, D. and A. Tversky, “Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk,” *Econometrica*, Vol. 47, No. 2 (1979), pp. 263–291.
- Kim, M. K. and K. J. Zumwalt, “An Analysis of Risk in Bull and Bear Markets,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 14, No. 5 (1979), pp. 1015–1025.
- Klein, M. and G. Olivei, “Capital Account Liberalization, Financial Depth, and Economic Growth,” *NBER Working Paper 7384*. (1999), National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
- Levine, R. and S. Zervos, “Stock Market Development and Long-Run Growth,” *World Bank Economic Review*, Vol. 10, No. 2 (1996), pp. 323–339.
- Markowitz, H. M., “Portfolio Selection : Efficient Diversification of Investments,” John Wiley & Sons, NewYork (1959).
- Obstfeld, M., “Risk-Taking, Global Diversification, and Growth,” *American Economic Review*, Vol. 84, No. 5 (1994), pp. 1310–1329.
- Post, T., Van P. Vliet, and S. Lansdorp, “Sorting Out Downside Beta,” *SSRN Working*

- Paper*, No. 1360708 (2009).
- Roy, A. D., “Safety First and the Holding of Assets,” *Econometrica*, Vol. 20, No. 3 (1952), pp. 431–449.
- Saumitra, N. B. and S. D. Raja, “Asymmetric Beta in Bull and Bear Market Conditions: Evidences from India,” *Applied Financial Economics Letters*, Vol. 2, No. 1 (2006), pp. 55–59.
- Stiglitz, J. E., “Capital Market Liberalization, Economic Growth, and Instability,” *World Development*, Vol. 28, No. 6 (2000), pp. 1075–1086.
- Volz, U., “European Financial Integration and the Financing of Local Businesses in the New EU Member States,” *European Bank Working Paper*, 89 (2004), European Bank for Reconstruction and Development, London.
- Woodward, G. and H. M. Anderson, “Does Beta React to Market Conditions? Estimates of ‘bull’ and ‘bear’ Betas Using a Nonlinear Market Model with an Endogenous Threshold Parameter,” *Quantitative Finance*, Vol. 9, No. 8 (2009), pp. 913–924.