

KOSPI 200지수종목의 변경에 따른 시장반응 : 규모와 시장요인에 따른 그룹간 비교분석

박영석* · 이재현** · 김대식***

〈요 약〉

본 연구는 KOSPI 200주가지수의 구성종목 변경 사건에 대한 시장반응을 재검증하는 데 초점을 두었다. 국내에서 두 차례 이루어진 과거 실증연구들에서는 KOSPI 200지수종목의 변경이 정보력이 없는 사건으로 분석되었으며, 일부 표본에 대해서만 가격압박가설을 지지하는 것으로 나타났다.

본 연구는 이러한 실증적 결과가 변경기업의 속성과 주식시장의 장세에 따라 다르게 나타날 수 있다고 판단하여 기업규모와 시장상황에 따라서 샘플을 구분하여 분석하였다. 실증분석의 결과 지수종목에 신규로 포함되는 기업의 경우 평균적으로 가격압박가설을 지지하는 것으로 나타났다. 또한 종목들을 기업규모와 시장상황에 따라 나누어서 분석해보면 추가반응이 크게 나타났던 년도의 표본수가 많지 않았기 때문에 시장의 평균적 반응을 살펴보면 정보력이 없거나 가격압박가설을 지지하는 것처럼 나타난 것으로 분석되었다. 이러한 연구결과는 거래량분석을 통해서도 지지되었는데, 시가총액이 큰 기업은 공시일 전에 새로운 지수종목으로 진입될 것을 예상되기 때문에 공시일 이전에 거래량이 크게 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 지수종목에서 탈락되는 기업의 경우에는 장기적인 추가반응이 뚜렷하게 나타났지만 거래량에 의한 추가적 설명은 부족한 것으로 분석되었다.

주제어 : 지수종목 변경, KOSPI 200지수, 사건연구, 기업규모, 거래량

논문접수일 : 2008년 09월 08일 논문수정일 : 2009년 01월 21일 논문게재확정일 : 2009년 02월 10일

* 서강대학교 경영학부 교수

** 국민연금연구원, 부연구위원

*** 교신저자, 한양대학교 경영대학 교수, E-mail : daeskim@hanyang.ac.kr

**** 본 연구는 서강대학교 2003년도 특별연구비의 지원을 받았습니다. 또한 본 논문은 박영석, 이재현의 저서인 “주가지수와 자본시장”의 제 8장과 제 9장의 내용을 기초로 하고 있으며 『재무관리연구』에 별도의 논문으로 게재할 수 있도록 새로운 분석들을 추가한 내용들로 구성되어 있습니다.

I. 서 론

본 연구는 KOSPI 200 주가지수에 새롭게 포함(이하 편입기업) 또는 기존 200개 종목군에서 탈락(이하 탈락기업)되는 KOSPI 200지수 종목의 변경 정보가 시장에 발표된 후의 시장반응을 살펴보는 것을 목적으로 하고 있다.

국내 시장에서의 주가지수펀드의 성장, KOSPI 200선물과 현물을 활용한 차익거래, 대형 기관투자자의 주가지수펀드 운용 등의 요인들 때문에 KOSPI 200지수를 구성하는 종목(이하 지수종목)이 변경되는 사건을 전후로 해서 해당종목들은 많은 거래량을 수반한다. 그런데, 지수종목 변경이 공시된 후의 종목교체에 따른 거래량의 일시적인 증가가 주가에 긍정적 혹은 부정적 반응으로 연결되는지에 관한 실증적 분석은 그 결과에 따라서 다음과 같이 해석될 수 있다고 본다. 첫째, 지수종목 변경 사건이 내재가치와 무관하고 주식 수요함수가 완전 탄력적인 수평이라고 한다면, 비록 대규모의 거래를 수반하더라도 주가반응은 나타나지 않을 것이다. 그러므로 주가와 거래량 사용하여 지수종목 변경에 대한 실증분석을 한다면 우리나라 주식의 수요함수가 완전탄력적인가에 대한 답을 얻을 수 있을 것이다. 둘째로 앞에서 언급한 실증분석 결과는 지수종목의 변경과 같은 사건에 해당기업의 펀더멘탈에 대한 정보가 담겨 있다는 가설에 대한 검증도 가능하게 할 것이다. 시장을 대표하는 KOSPI 200과 같은 지수종목에 편입되기 위해서는 해당 산업에서 건전성, 수익성, 유동성이 높아야 할 것이다. 따라서 해당기업이 지수종목에 새롭게 편입되거나 혹은 종목에서 탈락되는 사건이 해당 종목의 내재가치에 영향을 줄 수 있다는 견해가 존재한다.

지수종목 변경과 관련된 연구문헌을 살펴보면 우하향 수요곡선(불완전 대체재) 가설, 가격압박 가설, 유동성 가설, 정보 가설 등이 있다. 이와 같은 가설에 대한 실증분석들은 해외시장의 지수들을 대상으로 다수 실시되었는데 국내에서는 다음과 같은 두 개의 선행연구만 존재한다. 권택호, 박종원(2000)과 안영규, 박순식(2005)은 1994년부터 1999년까지 KOSPI 200지수 변경종목을 대상으로 검증하였다. 그런데 두 연구에서 공통적으로 특별한 주가반응이 존재하지 않는 것으로 나타나서 두 연구 모두 지수종목의 변경 사건이 정보력을 갖고 있지 못하다는 결론을 내리고 있다.

본 연구는 1996년부터 2006년까지로 연구기간을 넓혀서 KOSPI 200의 지수종목의 정기변경에서 신규로 편입된 기업과 탈락된 기업을 대상으로 지수종목 변경 사건에 대한 시장반응을 주가수익률과 거래량을 가지고 실증분석을 실시하였다. 그 결과 이전 국내연구결과와 차별화 되는 결과를 얻을 수 있었다. 본 연구는 지수종목 변경이 국내

선행연구에서는 특별한 시장반응을 보이지 않는 것으로 보고되는 것에 대한 원인을 찾고자 노력하였다. 본 연구에서 시도한 추가분석으로 첫째, 샘플을 기업규모별로 나누어서 분석하여 규모효과가 존재하는 가를 살펴보았다. KOSPI 200지수종목 중에서 상위 50개 기업이 KOSPI 200지수구성종목 전체 시가총액의 90% 이상을 차지하고 있다. 따라서 시가총액이 작은 기업일수록 지수 편입의 효과가 크지 않게 나타날 것으로 예상된다. 단순히 거래비용 관점으로만 고려하더라도 지수펀드를 운용하는데 있어서 낮은 편입비율의 종목까지 편입해서 펀드를 운용할 경우 편입의 이점보다는 비용이 크다고 볼 수 있기 때문이다.

둘째로 추가분석한 것은 시장을 약세장 강세장의 상황별로 구분하여 지수종목 변경에 대한 시장반응을 살펴본 것이다. 지수변경이 되는 시점의 시장 상황에 따라서 주가지수펀드와 같은 기관투자자로부터의 지수종목에 대한 수요는 크게 차이가 날 것으로 예상하였다. 따라서 시장상황이 좋지 않은 시기에 지수종목으로 편입된 기업들은 시장이 좋은 경우보다 지수펀드 운용에 따른 시장의 추가적 수요가 크지 않을 것으로 판단하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제 II장에서는 본 연구의 대상이 되는 KOSPI 200지수의 구성과 종목변경에 대한 개략적인 설명, 관련 가설 및 국내외 연구들을 정리하였으며, 제 III장에서는 본 연구에서 사용된 연구방법론을 제시하였고 제 IV장에서 연구 결과를 정리하였다. 제 V장에서는 연구의 결론을 제시하였다.

II. 지수종목 변경에 대한 가설 및 개요

1. 문헌연구

지수종목 변경 사건에 대한 시장반응에 대한 설명은 크게 다음의 <표 1>과 같이 4가지 가설로 정리된다. 위 가설들에 있어서 거래량에 대한 효과는 직관적으로 명백하다. 지수종목으로 편입되거나 지수종목에서 탈락되는 경우 주가지수 펀드의 종목 변경에 따른 거래가 수반되기 때문에 편입과 탈락종목들에 있어서 공통적으로 거래량이 늘어날 것이다.

대부분의 선행연구들은 불완전 대체재 가설, 가격압박 가설, 정보 가설에 대한 실증검증을 실시하고 있다. 주가로 나타나는 시장반응의 방향은 가설별로 차이가 존재한다. 단기적으로는 모든 가설들에 있어서 주가의 상승을 기대하고 있지만 그러한 주가의 상

승 움직임을 내재가치와 연관하여 주장하는 가설은 정보 가설밖에 없다. 그러나 정보 가설에 대한 직접적인 검증은 쉽지 않다. 지수변경 사건이 내재가치와 연관이 있다는 것은 단지 직관적인 추론이지 실증적 대상이 되기 힘들기 때문이다. 한편 Dillion and Johnson(1991)은 옵션가격의 변동을 통해 정보가설을 검증하였는데, 이들은 새롭게 지수종목으로 선정되는 사건이 장기적으로 주식의 내재가치를 상승시키는 사건이 아니라고 한다면 옵션가격이 변동될 이유가 없다고 주장하였다. Dillion and Johnson(1991)은 공시시점에서 옵션가격의 변동을 관찰하였는데 그 결과 가격압박 가설을 기각하고 정보가설을 지지하는 결과를 도출하였다. 그러나 국내에서는 개별 종목에 대한 주식옵션이 일부 대형주에서만 제한적으로 거래되기 때문에 이러한 검증방식을 우리나라 시장에 적용하는 데에는 한계가 있다.

내재가치와 무관하다는 가설 중 서로 경쟁하고 있는 가설들로 불완전 대체재 가설과 가격압박 가설이 있다. 주가반응이 장기적으로 지속되는지에 대해서 이 두 가설은 다른 결론을 제시하고 있다. 불완전 대체재 가설은 주식 수요함수가 수평이 아니라 우하향하고 있기 때문에 장기적으로 주가 상승이 유지된다고 주장하고 있는데 반해서 가격압박 가설은 단기적으로 가격압박에 의한 주가 변화는 존재할 수 있지만 장기적으로는 가격은 본질적이 수준으로 회귀된다고 주장하고 있다.

<표 1> 지수종목 편입과 관련된 시장반응에 대한 가설

구 분		불완전 대체재 가설	가격압박 가설
주가 반응	단기	증가	증가
	장기	증가	불변
거래량		증가	증가
효율적 시장가설에 대한 견해		기각	장기적으로 일치
주요 내용		주식 수요함수가 완전탄력적인 수평이 아니기 때문에 장기적인 주가반응이 존재함. 주식에 대한 대체재가 없기 때문으로 설명.	일시적으로 가격 압박에 의해 주가가 반응하지만 내재가치와 무관한 사건이기 때문에 장기적으로 효과 없음.
선행 연구		Shleifer(1986), Pruitt and Wei(1989), Chan and Lakonishock(1993), Lynch and Mendelhall(1997), Benish and Whaley(1996), Liu(2000; NIKKEI 500지수)	Harris and Gruel(1986), Lynch and Mendelhall(1997; 부분적으로 지지)

구 분		정보 가설	유동성 가설
주가 반응	단기	증가	증가
	장기	증가	?
거래량		증가	증가
효율적 시장가설에 대한 견해		일치	기각
주요 내용		지수 종목은 대표성을 갖고 있기 때문에 편입사건은 내재가치에 대한 신호임. 수평인 주식수요함수의 수직이동으로 간주됨.	지수펀드 등의 성장으로 지수에 편입되게 되면 유동성이 증가하게 되어 유동성 프리미엄이 감소됨. 요구수익률 감소에 따른 주가 상승
선행 연구		Dhillon and Johnson(1991), Jain(1987)	Harris and Gruel(1986), Lynch and Mendelhall(1997)

국내에서 지수종목 변경과 관련된 선행연구로는 권택호, 박종원(2000)과 안영규, 박순식(2005)이 있다. 권택호, 박종원(2000)는 1994년부터 1999년 6월 정기변경까지의 지수종목 변경을 대상으로 대응표본과 변경 종목의 표본간의 비정상수익률, 누적비정상 수익률을 관찰한 결과 변경종목과 대응표본 사이에 수익률의 차이가 존재하지 않음을 보였다. 이들은, 일부 표본의 경우에는 공시일 이전에 가격이 반영되는 모습을 보이고 있으며, 외환위기 이후의 기간에서는, 편입되는 종목의 주가변동과 거래량 변화의 결과를 가지고, 가격압박가설이 지지된다는 결론을 내렸다.

안영규, 박순식(2005)도 비슷한 기간을 대상으로 사건일 접근과 월력 접근¹⁾을 통해 주가변동뿐만 아니라 베타로 측정되는 위험의 변동을 살펴본 결과 대응표본과 차이가 존재하지 않음을 보여 권택호, 박종원(2000)의 결과와 유사하게 지수종목의 변경이 정보력을 갖는 사건으로 보기 힘들다는 결론을 내렸다. 즉, 국내의 두 연구 모두 단기적이든 장기적이든 평균적으로 주가와 위험수준에 변동이 나타나지 않아 일부 표본을 제외하고는 위에서 제시된 가설을 적용하기 힘들다는 결론을 제시하고 있다.

본 연구의 목적이 기존의 선행연구들과 차별화되는 점은 다음과 같다. 첫째로 본 연구에서는 표본 기간을 2006년까지 연장하여 지수종목 변경이 시장에 주는 영향을 살펴

1) 안영규, 박순식(2005)에서 사용된 월력접근법은 해당 사건일의 지수 변경 종목을 포트폴리오로 구성하여 포트폴리오의 초과수익률과 베타가 사건일 이전과 이후 어떠한 차이가 존재하는지를 분석하는 방법을 의미한다.

보았다. 권택호, 박종원(2005)의 연구결과에서 외환위기 이후의 실증분석결과가 외환위기 이전과 다르게 나타나고 있는 것을 장기간의 자료를 가지고 재검증하고자 한다. 둘째로 서론에서 언급된 바와 같이 지수종목의 변경이 기업규모 및 시장상황별로 차별화되어 나타날 수 있음을 추가적으로 검증하고자 하는 것이다. 이와 같은 분석을 통해 왜 과거의 국내 연구에서 지수변경 사건이 정보력이 없는 사건으로 결론지어졌는지에 대해서 추가적인 조명을 하고 동시에 사건연구에서 CAR의 평균치를 가지고 결론을 도출하는 연구방법론의 한계에 관해서 설명하고자 한다.

2. KOSPI 200지수의 지수 종목 변경 요건

KOSPI 200지수는 주가지수선물 및 주가지수옵션의 거래대상으로 개발된 주가지수로서 선물 및 옵션거래에 적합하도록 거래소시장에 상장된 전체 종목 중에서 시장대표성, 업종대표성 및 유동성 등을 감안하여 선정²⁾된 200종목을 구성종목으로 한다. KOSPI 200지수는 1990년 1월 3일을 100으로 하여 1994년 6월 15일부터 산출, 발표되었다.

지수구성종목 선정은 증권거래소가 분류한 산업분류에 따라 8개의 산업군³⁾으로 분류하고, 제조업이외의 산업군은 비제조업으로 정의하여 비제조업에 속하는 종목들을 먼저 구성종목으로 채용하고, 나머지 종목들은 제조업에서 채용한다. 구성종목 선정에 위한 기초자료는 시가총액과 일별 거래량 합계를 사용한다. 비제조업의 구성종목 선정 방법을 살펴보면, 각 산업군 별로 월평균 시가총액이 큰 순서로 선정하되, 누적시가총액이 산업군 전체 시가총액의 70%에 달하는 종목까지를 선정하며 이 때 선정된 종목수를 당해 산업군의 구성종목수로 한다. 그리고 시가총액 기준에 충족된 종목이라 하더라도 연간 거래대금 순위가 산업군 전체 종목 수의 85% 미만인 종목은 제외되며 시가총액이 차순위인 종목 중에서 거래대금 기준을 충족하는 종목으로 대신 선정하게 된다. 한편 제조업의 구성종목 선정방법은 200종목에서 위에서 확정된 비제조업 산업군별 구성종목수를 차감한 종목수만을 선정한다. 이 때에는 시가총액이 큰 순서로 선정하되 시가총액 선정기준인 70% 기준은 적용하지 아니하고 거래대금 기준 85%만을 적용하여 선정한다. 또한 구성종목 선정기준에 충족하지 못하는 종목이라도 개별종목의 시가총액 순위가 전체에서 상위 50위 이내인 종목은 위원회에서 산업군별 비중, 유동성 등을 감안하여 채용여부를 결정, KOSPI 200 구성종목으로 선정할 수 있다.

2) 지수종목 선정과 변경은 선물옵션지수운영위원회에서 이루어진다.

3) 한국표준산업분류 기준을 기본으로 어업, 광업, 제조업, 전기·가스업, 건설업, 서비스업, 통신업, 금융업 등 8개 산업군으로 분류하고 있다.

KOSPI 200 구성종목의 변경 시기는 정기변경과 특별변경으로 나눌 수 있는데, 정기변경은 매년 1회 선물·옵션시장의 6월물의 최종거래일의 다음 매매거래일에 변경된 종목으로 지수가 산출될 수 있도록 정기적으로 변경을 실시하고 있고, 특별변경은 구성종목 중에서 상장폐지, 관리종목 지정, 합병 등의 사유로 KOSPI 200 구성종목으로서 부적당하다고 인정되는 경우 수시로 변경을 실시하고 있다.

정기변경방법은 기본적으로 구성종목 선정방법과 동일하게 종목을 선정하되 지수의 연속성을 침해하지 않기 위하여 가급적 적은 종목이 교체되도록 일정한 제한을 두고 있다. 특별변경의 방법은 기존 구성종목 중에서 관리종목지정, 합병, 상장폐지, 기타 등 특별변경사유에 해당하는 종목이 발생하는 경우 정기변경시에 미리 선정해 놓은 산업군별 예비종목 순위에 따라 순차적으로 보충하는 방법으로 변경하며 예비종목이 없는 산업군의 경우에는 제조업에서 보충하여 선정한다. 정기심의일 이전이라도 주식시장에서 시가총액비중이 크고 유동성이 풍부한 종목이 신규 상장되거나 기존 구성종목이 비구성종목에 피흡수 합병되는 경우 또는 구성 종목간에 신설합병하는 경우 당해회사 또는 합병회사를 KOSPI 200 구성종목으로 선정할 수 있다.

Ⅲ. 자료 및 연구방법론

1. 자료

<표 2> 정기변경일의 공시일, 변경기준일과 표본수

공시일	변경기준일	편입 및 탈락기업
1996/05/27	1996/06/14	30
1997/06/05	1997/06/13	28
1998/06/05	1998/06/12	42
1999/05/26	1999/06/11	84
2000/05/31	2000/06/09	44
2001/06/07	2001/06/15	38
2002/05/31	2002/06/14	58
2003/05/29	2003/06/13	50
2004/05/25	2004/06/11	76
2005/05/31	2005/06/10	20
2006/05/30	2006/06/09	30

자료 : 한국증권선물거래소 공시 시스템.

본 연구는 1996년 6월의 정기변경을 시작으로 2006년 6월의 정기변경의 사건까지를 포함하여 분석 대상으로 하였다. <표 2>은 연도별 정기변경의 공시일과 변경기준일 그리고 해당 기업 표본수를 나타낸 것이다.

변경기업의 속성들을 파악하기 위해 변경기업의 편입비율의 통계치를 다음과 같이 살펴보았다.

<표 3> 분석대상 표본기업의 편입비율

편입비율은 공시일 시점을 중심으로 해당 기업의 시가총액/KOSPI 200 시가총액을 의미한다.

	편입비율	
	편 입	탈 락
평 균	0.0022	0.0007
표준편차	0.0039	0.0014
최대 값	0.0263	0.0151
최소 값	0.0001	0.0000
중앙 값	0.0007	0.0002

<표 3>에서 알 수 있듯이 편입비율의 평균은 0.2%이지만 중앙 값은 0.07%로 많은 수의 기업이 중앙값 아래의 낮은 편입비율을 갖는 것으로 나타나고 있다.

2. 연구방법론

1) 사건연구

주가반응을 살펴보기 위하여 시장모형을 적용한 초과수익률(AR; abnormal return)과 누적 초과수익률(CAR; cumulative abnormal return)을 다음과 같이 사용하였다.

$$AR_t^{(i)} = R_t^{(i)} - (\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 R_{M_t}) \quad (3.1)$$

(여기서, $R_t^{(i)}$ 는 i 종목의 t 시점 수익률, R_{M_t} 는 t 시점의 종합주가지수 수익률을 의미한다.)

$$CAR(\tau_1, \tau_2)^{(i)} = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} AR_t^{(i)} \quad (3.2)$$

식 (3.1), 식 (3.2)의 횡단면 평균을 각각 \overline{AR} , $\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)$ 로 정의하자. MacKinlay

(1997)에 의하면 횡단면 AR과 CAR의 분포는 다음과 같이 얻어진다.

$$\overline{AR} \sim N(0, \text{Var}(\overline{AR})) \tag{3.3}$$

$$\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2) \sim N(0, \text{Var}(\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2))) \tag{3.4}$$

(여기서, $\text{Var}(\overline{AR}) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_i^2$, $\text{Var}(\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_i^2 (\tau_2 - \tau_1 + 1)$ 를 의미하며, $\sigma_i^2 = \text{Var}(R_i) - \hat{\beta}_1^2 \text{Var}(R_M)$ 을 나타낸다).

한편, 거래량에 대한 효과를 살펴보기 위해 Harris and Gruel(1986)과 동일한 방식을 적용하여 분석하였다.⁴⁾

$$VR = \frac{V}{V_{mt}} \cdot \frac{V_m}{V_i} \tag{3.5}$$

$$MVR = \frac{\sum_i^N VR}{N} \tag{3.6}$$

V_{it} 는 t시점의 i종목에 대한 거래량이며 V_i 는 공시일-10거래일 전부터 60거래일동안의 평균거래량이다. V_{mt} , V_m 은 시장전체 거래량의 t시점과 공시일-10거래일 전부터 60거래일동안의 시장전체의 평균거래량을 의미한다. 만일, 시장의 거래량 증감패턴과 개별종목의 거래량 증감패턴이 유사하다면, 이 비율은 1에 근접할 것이다.

본 연구는 이러한 사건연구를 수행하기 위해 다음과 같은 구간(window)을 설정하였다.

[그림 1] 사건연구를 위한 구간 설정



4) 거래량에 대한 효과를 분석하는데 있어 로그거래량을 식 (3.1)과 유사하게 추정하는 방식이 있지만 이 경우 횡단면 평균에서 거래량이 큰 종목의 초과거래량의 영향이 크기 때문에 사용하지 않았다.

공시일 이전 10거래일부터 이전 100거래일 간의 자료를 바탕으로 초과수익률, 초과거래량, 초과변동성 계산을 위한 모수 추정기간으로 설정하였다. 공시일-T1일로부터 공시일+T2일로 측정되는 단기적 변경효과는 변경사건이 갖고 있는 정보력에 대한 검증이다. 그러나 우하향수요곡선 가설과 가격압박가설에 대한 검증은 공시일+T2일로부터 일정기간동안 측정되는 장기변경효과에 의해 판단할 수 있다. 만일 공시일+T2일로부터 일정기간동안 측정되는 장기 변경효과기간에 가격전환(price reversal)이 발생하지 않는다면 우하향수요곡선 가설을 채택하게 되는 것이며, 가격전환이 존재하는 경우 가격압박가설을 지지하는 실증결과를 얻을 수 있다. 통상 단기적 변경효과는 공시일 주변으로 일정기간의 누적초과수익률로 정의할 수 있다. 본 연구에서는 T1을 5거래일로 T2를 5거래일 혹은 10거래일로 하여 총 10거래일과 15거래일로 나누어서 단기분석을 하였다.⁵⁾

2) 기업규모 및 시장상황

본 연구에서는 앞에서 기술한 사건연구의 방법론을 따라서 서론에서 언급된 바와 같이 기업규모별 그리고 시장상황별 효과의 차이를 살펴보는 방식을 채택하였다. 본 연구에서 이러한 요인을 선정한 이유와 그룹을 구분하는 기준을 정리하면 다음과 같다.

기업규모효과를 고려하기 위하여 종목의 시가총액 비율이 전체 200개 종목의 시가총액의비율로 계산되는 편입비율을 살펴보았다. <표 3>에 의하면 편입기업의 평균 편입비율은 약 0.22%이다. 그러나 중앙값은 0.07%로 상당한 왜도가 존재함을 알 수 있다. 탈락기업의 경우도 평균은 0.07%, 중앙값은 0.02%로 편입기업에 비해 왜도가 작지만 비교적 낮은 시가총액의 기업들이 변경의 대상이 되는 것을 알 수 있다. 평균적으로 KOSPI 200종목 중 시가총액 상위 100위의 해당하는 편입비율은 0.15%로 조사되었다.⁶⁾ 따라서 상위 100위권과 그 이하를 구분하는 기준으로 0.15%를 사용하여 0.15%를 기준으로 이 보다 큰 기업군을 대기업군 작은 기업군을 소기업군으로 설정하여 분석하였다. 이러한 기업규모에 대한 통제는 권택호, 박종원(2000)에서와 같이 초과수익률을

5) 그러나 이러한 기간설정에는 각 변경년도마다 기관투자자들의 포트폴리오 조정 속도의 차이를 무시한 것으로 그 한계를 갖고 있다. 예를 들어 특정연도에 지수펀드의 종목 변경이 빠르게 이루어져 시장반응이 짧은 기간에 집중될 수 있고 종목 변경이 느리게 이루어진다면 장기간에 걸쳐 시장반응이 나타날 수 있기 때문이다. 그러나 이러한 조정속도를 고려한 분석은 기관투자자의 포트폴리오 조정 내역에 대한 정보가 필요한 만큼 그 분석은 쉽지 않다. 그리고 이러한 문제는 모든 선행연구에서 동일하게 적용되는 문제이다.

6) 2007년말 기준 KOSPI 200지수종목 중 시가총액 상위 100위 기업의 시가총액 비율(해당 기업의 시가총액/KOSPI 200지수 시가총액)은 0.14%로 조사되었다.

계산하는 과정에서 통제할 수도 있다. 그러나 그렇게 하는 경우에 초과수익률에 대한 직관적 의미를 얻기 힘들며, 규모에 따른 차별화된 반응이 각 시점의 초과수익률을 계산하는 과정에서 다르게 나타날 수 있는 가능성이 있기 때문에 본 연구에서는 단순히 이항적으로 구분하여 분석하였다. 실제로 지수펀드라고 하더라도 200개 종목을 모두 편입하여 포트폴리오를 구성하는 펀드는 많지 않다고 한다. 왜냐하면 상위 100개 기업만으로도 95% 이상의 지수 복제효과가 있기 때문이다.

<표 4> 시장구분

각 변경연도 변경일 전 6개월 간의 평균지수와 변경 전 6개월 간의 평균수익률을 계산하여 전체 기간의 평균을 기준으로 강세/약세를 구분한 표이다. 예를 들어 2006년은 176.34 포인트가 평균지수이며 전체 평균인 96.34보다 높기 때문에 평균지수 기준으로는 강세로 분류됨을 의미한다. 굵은 체 표시는 각 구분의 결과와 다른 변경연도를 나타낸다.

변경연도	변경일전 6개월 평균 지수	변경일전 6개월 주평균수익률	평균지수기준	수익률기준
1996	100.82	-0.0016	강세	약세
1997	70.41	-0.0003	약세	약세
1998	51.84	-0.0076	약세	약세
1999	71.12	0.0175	약세	강세
2000	110.27	-0.0121	강세	약세
2001	70.21	0.0065	약세	강세
2002	99.00	0.0123	강세	강세
2003	77.80	-0.0049	약세	약세
2004	111.03	0.0011	강세	약세
2005	120.91	0.0037	강세	강세
2006	176.34	0.0019	강세	강세
평균	96.34	0.0015		

다음으로 시장상황별로 시장을 샘플을 구분한 것은 해당 정기변경이 있던 시점의 변경종목에 대한 지수펀드의 수요의 크기가 강세장이나 아니면 약세장인가 하는 시장상황별로 차별화될 것이라고 보았기 때문이다. 강세장과 약세장에 대한 구분은 정기변경의 공시 이전 6개월의 평균 지수를 가지고 6개월 평균 지수가 전체 평균보다 높으면 강세장, 낮으면 약세장으로 설정하였다. 이러한 이유는 지수펀드의 수요규모(시가총액)와 주가지수의 수준이 높은 상관관계를 가질 것이라고 본다면 변경일 이전의 지수펀드의 규모가 크고 낮음에 따라 지수변경 사건의 시장반응이 다르게 나타날 가능성이 존

재하기 때문이다. 또한 강세장과 약세장을 시장수익률의 크기로 구분할 수도 있다. 따라서 시장수익률의 크기로 시장상황을 나누는 경우에는 변경일전 6개월의 주가수익률이 전체기간의 평균수익률보다 높으면(낮으면) 강세장(약세장)으로 분류하였다. 다음의 <표 3-5>는 본 연구에서 설정한 시장 구분⁷⁾을 나타낸 표이다.

본 연구는 이러한 요인들을 더미변수로 이용하여 어떠한 형태의 그룹에서 시장반응이 큰 지를(그룹간 평균의 차이를) 관찰하기 위해 다음과 같은 회귀모형을 사용하였다. 이 분석에 제조업과 비제조업의 업종더미를 추가한 것은 KOSPI 200의 지수종목변경의 기준에서 제조업과 비제조업으로 나누어서 접근하고 있는데 이러한 구분이 시장반응에 영향을 주는 가를 살펴보기 위해서이다.

$$\text{모형 1 : } CAR(-5, \tau) = \alpha_0 + \alpha_1 I + \alpha_2 M + \alpha_3 w + \epsilon \quad (3.7)$$

τ : +5일과 +10일로 설정하였다.

I : 업종 더미(제조업 = 1, 비제조업 = 0)

M : <표 4>에서 강세장은 1, 약세장은 0

w : 편입비율(= i 종목의 정기변경 당시의 시가총액/동일시점의 KOSPI 200의 시가총액) 더미, 이 비율이 0.15%보다 크면 1, 작으면 0으로 설정하였다.

한편, 우하향 수요곡선가설과 가격압박가설의 큰 차이는 장기적인 주가반응이 존재하는지에 대한 여부인데, 가격전환 역시 요인별로 분석하여 특정 그룹에서 가격전환이 발생하는 지를 살펴보기 위해 다음과 같이 모형을 구분하였다.

$$\text{모형 2 : } CAR(\tau, \tau+10) = \alpha_0 + \alpha_1 I + \alpha_2 M + \alpha_3 w + \epsilon \quad (3.8)$$

식 (3.7)과 같은 모형 1이 단기적 변경효과가 그룹별로 어떤 특징을 갖고 있는지를 살펴본 것이라면 모형 2는 가격전환이 그룹별로 어떻게 나타나는지를 살펴본 것이다. 가격전환의 여부는 식 (3.7)에서 측정된 단기적 효과의 마지막 기간 다음일로부터 시작하여 10일간의 기간을 대상으로 측정하였다.

7) 강세와 약세를 정의하는 방식은 이 방법 외에도 Fabbozi and Francis(1977)에서 사용한 세 가지 기준이 더 존재한다. 본 연구에서도 동일한 방법을 사용하여 강세/약세를 구분하여 분석을 수행하였으나 평균장 구분 방법외에는 시장요인이 유의적이고 직관과 일치하게 영향을 주는 방식은 없었음을 알린다.

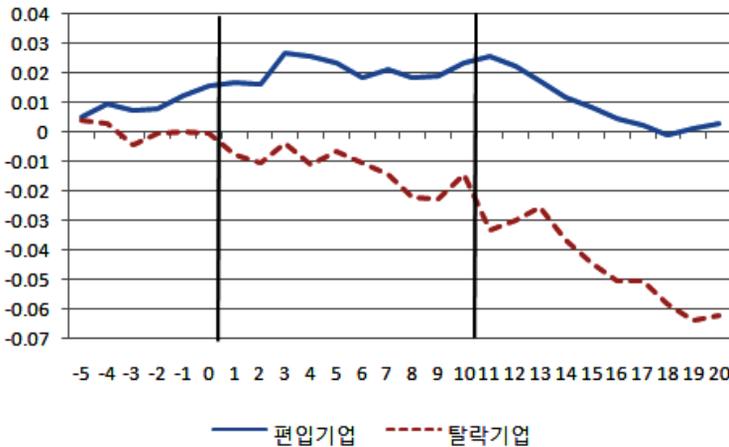
IV. 실증결과

1. 지수변경사건의 시장반응

[그림 2]은 편입기업과 탈락기업의 누적초과수익률(CAR(-5, t))을 그림으로 나타낸 것이다. 평균값과 t통계량은 <부록 A>에 보고되어 있다. 편입기업의 경우 공시일 전후로 상승한 후 변경일(공시일+10일) 이후 하락하여 가격반전이 발생하였다. 반면 탈락기업은 그 공시일 이후 지속적으로 하락하는 모습을 보여 그 효과가 지속적인 것으로 나타났다. 편입기업의 결과는 권택호, 박종원(2000)의 연구에서의 외환위기 이후 표본에서 나타난 결과와 일치하는 것으로 분석되었다.⁸⁾

[그림 2] 변경 기업의 누적초과수익률(CAR)

지수종목으로 편입된 기업과 지수종목에서 탈락된 기업의 누적초과수익률을 공시일 -5일부터 산출하여 CAR(-5, t)를 계산한 그림이다. 0시점은 공시일을 의미하며, 통상 공시일 이후 2주 후에 변경이 되기 때문에 변경일을 10일 시점으로 구분하여 선으로 표시하였다.



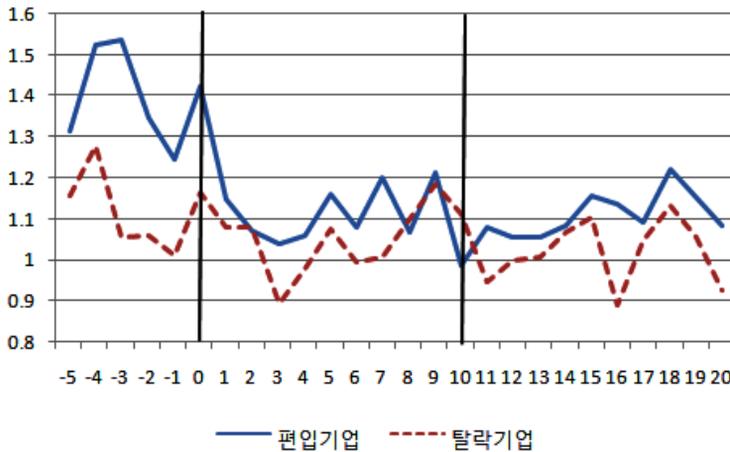
[그림 3]는 변경기업의 MVR을 그림으로 나타낸 것이다. 변경기업 모두 공시일전에 거래량이 크게 집중되는 현상이 보이고 있으며, 전체적으로 편입기업이 탈락기업보다 거래량이 더 크게 증가한 것을 알 수 있다. 공시일전에 거래량이 크게 증가하는 현상이 나타나는데 이러한 결과는 변경이 예상된 종목들을 중심으로 공시에 선행하여 시장에서 거래가 일어나고 있음을 보여주고 있다. 본 연구에서는 아래에서 살펴볼 기업규모

8) 이러한 증거로 권택호, 박종원(2000)에서는 외환위기 이후의 표본에 대해서 가격압박가설을 지지하였다.

와 시장요인에 따라 세분화된 표본에서 이러한 거래량의 증가가 수익률로 연계되어 나타났는지를 회귀모형을 통해서 살펴보기로 한다.

[그림 3] 변경 기업의 MVR

지수종목으로 편입된 기업과 지수종목에서 탈락된 기업의 식 (3.6)에서 정의한 것과 같은 MVR을 계산하여 산출하였다. 공시일 이전에 높은 MVR을 보이고 있어 공시일 이전부터 변경기업에서 높은 거래량이 나타남을 알 수 있다.

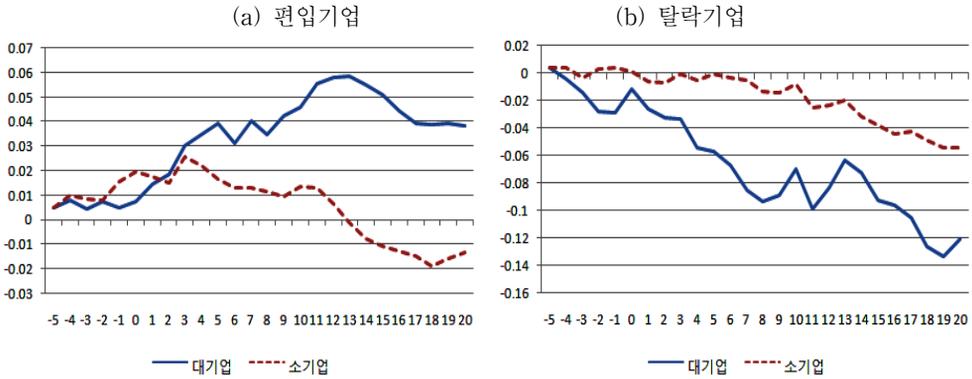


앞에서 분석한 CAR는 전체 평균 값이기 때문에 각 요인에 따른 효과가 서로 상충적으로 작용하여 나타날 가능성도 있다. 따라서 CAR를 각 요인별로 분석해 보면 KOSPI 200지수종목 변경에 대한 시장반응에 관하여 기존연구에서 제공하지 못했던 추가적인 분석이 가능할 것이다.

1) 기업규모요인

[그림 4]과 같이 기업규모에 따라서도 CAR의 차이는 뚜렷하게 나타났다. 시가총액이 높은 대기업군의 경우 추가반응이 장기적으로 나타난 반면 소기업군은 추가반응이 단기적이고 변경일 이후 편입과 탈락 모두 하락하는 것으로 나타났다. 결과적으로 편입기업의 경우에 대기업은 장기적으로 주가에 긍정적으로 영향을 주지만 소기업의 경우에는 그렇지 않게 나타난 것은 시장참여자들이 기업의 규모별로 차등화하게 대응하고 있기 때문이라고 볼 수 있다. 탈락기업의 경우에도 대규모 기업에 있어서 소규모 기업보다 더욱 부정적인 방향으로의 추가움직임이 지속되고 있음을 알 수 있다.

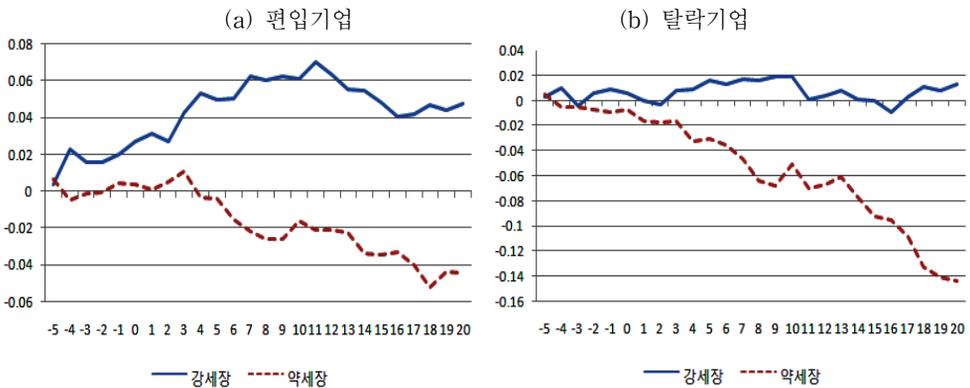
[그림 4] 변경기업의 기업규모구분 CAR



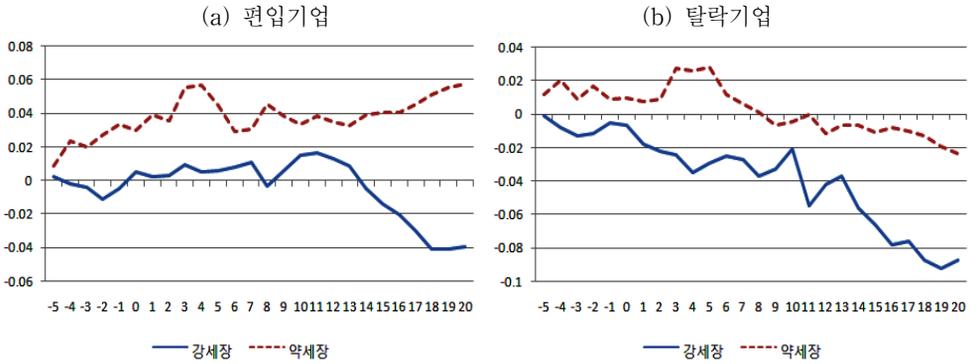
2) 시장요인

지수의 평균수준을 기준으로 시장을 구분한 경우에 편입기업의 경우는 강세장에서, 탈락기업의 경우는 약세장에서, 주가반응이 뚜렷하게 나타난다. 그리고 기업규모와 달리 편입기업의 경우 약세장에서는 오히려 주가가 하락하는 것으로 나타난 점이다. 그러나 수익률을 기준으로 시장을 구분하는 경우 정반대의 효과가 나타난다. 수익률에 의한 시장 분류를 따를 경우 편입기업은 오히려 약세장에서 장기적인 주가반응이 존재하고 강세장에서는 효과가 없고 오히려 장기적으로 하락하는 것으로 나타났다. 탈락기업의 경우에서도 약세장에서는 변경에 따른 효과가 없지만 강세장에서 하락하는 패턴을 보인다.

[그림 5] 변경기업의 시장구분(평균지수 구분) CAR



[그림 6] 변경기업의 시장구분(수익률기준 구분) CAR



이러한 차이가 시장구분 방법에 따라서 다르게 나타나는 지를 살펴보기 위해 다음의 <표 5>과 같이 각 연도별로 CAR(-5, 10)를 산출하여 시장 구분별로 비교하였다.

<표 5> 연도별 변경기업 포트폴리오 CAR(-5, 10)

변경연도별로 편입기업과 탈락기업을 각각 포트폴리오로 구성하여 포트폴리오의 CAR(-5, 10)을 측정한 표이다. 표본수는 해당 변경연도의 변경기업수이다. 따라서 각 포트폴리오의 종목수는 이를 반으로 나눈 값이 될 것이다. 굵은 체 표시는 시장구분이 다른 분류 중 유의적인 CAR를 갖는 시기를 표시한 것이다. ***는 1%, **는 5%에서 유의적인 값을 의미한다.

변경연도	편입	탈락	표본수	지수평균 구분	수익률기준 구분	평균 편입비율
1996	0.0202	-0.0125	30	강세	약세	0.0027
1997	-0.0423	-0.0748***	28	약세	약세	0.0027
1998	0.0161	0.0219	42	약세	약세	0.0027
1999	-0.0755***	-0.1149***	84	약세	강세	0.0010
2000	0.1069**	0.1069**	44	강세	약세	0.0010
2001	0.0332	0.0787**	38	약세	강세	0.0007
2002	0.0057	-0.0615***	58	강세	강세	0.0017
2003	0.0325	-0.0817***	50	약세	약세	0.0005
2004	0.0845***	0.0566***	76	강세	약세	0.0011
2005	0.0250	0.0216	20	강세	강세	0.0007
2006	0.1040***	-0.0210	30	강세	강세	0.0020
평균	0.0282	-0.0073				

<표 5>의 결과를 살펴보면 음영으로 표시된 1999년도, 2000년도, 2004년도의 경우에

지수평균 구분과 수익률기준 구분을 적용했을 때 연도별 시장구분이 상이하게 분류되었으며 이 기간들이 공통적으로 유의적인 CAR의 값을 보이고 있다. 이중 1999년도와 2004년의 표본이 각각 84개와 76개로 표본의 크기가 다른 연도에 비해 비교적 큰 것을 알 수 있다. 그러므로 전체 평균으로 CAR를 산출할 경우에 1999년, 2000년, 2004년의 특성이 평균에 더 많은 영향을 줄 수 있다고 하겠다. 특별히 1999년의 경우는 편입기업의 CAR가 유의적인 음의 값을 보이는데 이러한 결과가 전체 CAR의 평균을 낮추어서 평균이 유의하지 않은 값으로 나타나는 방향으로 작용할 수 있다. 따라서 전체 평균을 가지고 결론을 도출한 국내 선행연구에서 지수종목의 변경효과가 시장에 존재하지 않는다고 내린 결론은 이와 같이 상반된 방향의 시장반응이 합쳐져서 나타난 결과일 수 있는 개연성이 높다고 볼 수 있다.

편입기업의 경우 지수종목의 변경효과가 양의 방향으로 나타나야 하는 것을 가정한다면, <표 5>의 결과를 해석하는데 있어서 지수를 추적하는 펀드의 수요의 크기를 대변하는 시장요인은 지수평균을 기준으로 하는 것이 수익률을 기준으로 하는 것보다 적절하다고 볼 수 있겠다. 이러한 이유로 이후에 사용되는 모든 분석은 지수의 평균수준을 기준으로 하는 시장구분에 따라서 분석하였다.⁹⁾

다음 절에서는 회귀모형을 이용하여 추정된 계수를 통해 각 요인 중 어느 요인이 더 강하게 작용하며 동시에 각 그룹별 평균을 가지고 지수종목의 변경효과가 어느 조건에서 나타나는지를 탐색해 보자.¹⁰⁾

2. 그룹별 시장반응

1) 그룹구분

업종, 시장, 규모에 대한 효과를 살펴보기 위해 우선 그룹을 아래와 같이 정의하자.

-
- 9) 이러한 가정은 실제 지수펀드의 수요가 수익률보다는 평균 시가총액에 비례함을 의미한다. 수익률이 상승하는 강세장의 경우 펀드 규모는 상승할 수 있지만 지수펀드의 규모보다는 상대적으로 성장형 주식 이 많이 포함된 펀드의 규모를 중심으로 성장할 가능성이 크다고 추정된다. 물론 이러한 주장이 성립하기 위해서는 실증적 자료가 뒷받침되어야 할 것이다.
- 10) 물론 일반적으로 회귀계수를 통해 어느 요인이 더 강하게 나타나는지를 파악하는 것은 무리가 있다. 왜냐하면 독립변수의 스케일 때문에 회귀계수의 크기가 결정되기 때문이다. 따라서 통상 특정 요인이 유의적인지 아닌지를 살펴보는 것이 일반적이지만 본 연구모형은 앞서 언급하였듯이 직관적 해석을 용이하게 하기 위해 모두 더미변수를 이용하여 평균수익률을 쉽게 산출하는 방법을 사용하였다. 또한, 모든 더미변수의 스케일은 0과 1로 같기 때문에 어느 요인이 더 강하게 작동하는지를 살펴볼 수 있다.

<표 6> 그룹 구분 및 표본 수

시장의 구분은 평균장 구분에 따른 것이며, 표본수는 1996년부터 2006년까지의 정기변경에서 변경된 해당 그룹에서 나타난 기업수를 의미한다.

그룹 구분	업 종	편입비율	시 장	표본 수	편 입	탈 락
그룹 1	제조업	대기업	강세장	17	17	0
그룹 2	제조업	대기업	약세장	21	19	2
그룹 3	제조업	소기업	강세장	178	81	97
그룹 4	제조업	소기업	약세장	143	76	67
그룹 5	비제조업	대기업	강세장	36	27	9
그룹 6	비제조업	대기업	약세장	32	15	17
그룹 7	비제조업	소기업	강세장	27	4	23
그룹 8	비제조업	소기업	약세장	46	11	35

<표 6>에서와 같이 식 (3.7)과 식 (3.8)에서 사용될 각종 더미를 이용해 그룹을 설정하였다. 예를 들어 그룹 1은 제조업 군으로 시가총액은 상대적으로 큰 종목이며 강세장 일 때의 표본이다. 이에 해당하는 총 표본 수는 17개의 표본이 있었으며, 모두 편입기업으로 탈락기업의 경우 해당 표본은 실제 존재하지 않았다.

2) 그룹별 결과

아래 <표 7>는 식 (3.7)과 식 (3.8)에 대한 회귀분석 결과를 나타낸 것이다.

<표 7>의 결과를 살펴보면 가장 큰 특징은 단기적 효과를 측정하는 모형 1에서 시장더미의 계수가 양의 값을 보인다는 점이다. 즉, 시장이 좋은 시기에는 CAR가 더 높은 수준을 보인다는 것이다. 탈락기업의 경우 특이한 점은 모형 2의 결과에서 추가반응이 지속적으로 이루어져 시장상황이 좋은 시기에 탈락되는 종목은에서 추가하락이 더 크게 나타남을 알 수 있다.

한편, 편입비율 더미의 계수를 살펴보면 유의적인 계수가 나타나고 있지 않지만 편입기업의 경우 방향성은 양의 방향으로 나타났고, 탈락기업의 경우 모형 1의 계수는 음의 방향성을 갖고 있어 시가총액이 높은 기업이 편입(탈락)되었을 경우 초과수익률을 더 상승(하락)시키는 요인으로 작용하고 있음을 알 수 있다.

<표 7> 그룹별 평균 모형 추정 결과¹¹⁾

(a) CAR(-5, 5)를 종속변수로 이 표는 식 (3.7)과 식 (3.8)의 추정결과를 제시한 것이다. 모형 1은 단기효과를 모형 2는 가격반전을 살펴보기 위한 장기효과를 의미한다. () 값은 t-값을 의미하며, *는 10%, **는 5%, ***는 1%에서 유의적인 값을 의미한다.

	편 입		탈 락	
	모형 1	모형 2	모형 1	모형 2
상수항	0.0171 (0.6567)	-0.0304 (-1.3780)	-0.0316* (-1.7213)	-0.0942*** (-5.5938)
업종더미	-0.0295 (-1.2115)	-0.0148 (-0.7198)	0.0128 (0.6450)	0.0501*** (2.7485)
편입비율더미	0.0058 (0.2635)	0.0401** (2.1533)	-0.0394 (-1.3376)	0.0382 (1.4151)
시장더미	0.0531*** (2.9969)	0.0230 (1.5355)	0.0403** (2.3705)	0.0453*** (2.9028)
R-square	0.0460	0.0461	0.0441	0.0715

(b) CAR(-5, 10)을 종속변수로

	편 입		탈 락	
	모형 1	모형 2	모형 1	모형 2
상수항	-0.0110 (-0.3944)	0.0074 (0.3618)	-0.0729*** (-3.5787)	-0.0970*** (-4.7757)
업종더미	-0.0142 (-0.5462)	-0.0338* (-1.7735)	0.0453** (2.0551)	0.0258 (1.1735)
편입비율더미	0.0205 (0.8692)	0.0035 (0.2010)	-0.0194 (-0.5949)	0.0413 (1.2679)
시장더미	0.0756*** (3.9910)	0.0020 (0.1467)	0.0591*** (3.1304)	0.0691*** (3.6752)
R-square	0.0707	0.0190	0.0787	0.0636

그리고 업종더미를 살펴보면 편입기업의 경우는 유의적이지 않았지만 음의 방향성을 갖고 있어 비교적 제조업군일수록 단기적인 수익률 효과는 낮고 가격반전도 발생할 가

11) 식 (3.7)과 식 (3.8)과 같이 더미변수를 사용하지 않고 편입비율과 시장평균 가격을 독립변수로 하여 회귀분석을 수행할 수 있다. 그러나 본 연구의 목적은 더미를 이용하여 그룹간 평균의 차이를 직관적으로 이해하기 쉽게 하여 선행연구에서 나타나지 않았던 시장반응이 어떠한 조건에서 나타날 수 있는지를 탐색하는 것이기 때문에 별도로 편입비율과 시장평균가격을 독립변수로한 회귀분석 결과는 부록 B에 제시되어 있다. 그러나 이러한 회귀분석을 시행한 결과 각 변수의 부호와 유의성에 크게 차이가 없다.

능성이 있는 것으로 판단되며, 탈락기업의 경우는 유의적으로 제조업 군에서만 탈락에 대한 효과가 낮게 나타날 가능성이 있다.

아래 <표 8>은 <표 7>의 결과를 바탕으로 편입기업의 경우 추정된 평균 CAR를 산출한 것이다.

<표 8> 편입기업의 그룹별 CAR 평균과 가격반전효과

이 표는 <표 7>의 결과를 바탕으로 각 그룹별로 정의되어지는 추정된 CAR를 그룹별 CAR 평균으로 사용하여 모형 1의 결과를 내림차순으로 정렬한 결과이다. I 는 업종더미를 의미하는 것으로 1은 제조업, 0은 비제조업을 의미한다. w 는 편입비율을 의미하는 더미변수로 1은 대기업군(대략 시가총액 100위 이상)을 나타낸다. M 은 시장더미로 1은 강세장을, 0은 약세장을 의미한다. 모형 1과 모형 2는 각각 단기효과와 반전효과를 측정한 것이다. 즉, 패널(a)에서는 CAR(-5, 5)의 추정된 값이 모형 1이고, 모형 2는 CAR(5,15)를 추정한 값이다. 굵은 체는 모형 1에서 유의적인 값을 나타낸다.

(a) CAR(-5, 5)를 대상으로

그룹구분	더미 구분			모형 1		모형 2	
	I	w	M	CAR 평균	t-stat	CAR 평균	t-stat
그룹 5	0	1	1	0.0761	1.9113	0.0327	0.9725
그룹 7	0	0	1	0.0703	2.2268	-0.0074	-0.2775
그룹 1	1	1	1	0.0466	0.9219	0.0179	0.4195
그룹 3	1	0	1	0.0408	1.0770	-0.0222	-0.6925
그룹 6	0	1	0	0.0230	0.6436	0.0097	0.3222
그룹 8	0	0	0	0.0171	0.6567	-0.0304	-1.3780
그룹 2	1	1	0	-0.0065	-0.1356	-0.0051	-0.1253
그룹 4	1	0	0	-0.0123	-0.3600	-0.0452	-1.5648

(b) CAR(-5, 10)을 대상으로

	더미구분			모형 1		모형 2	
	I	w	M	CAR 평균	t-stat	CAR 평균	t-stat
그룹 5	0	1	1	0.0851	2.0000	0.0129	0.4139
그룹 1	1	1	1	0.0709	1.3114	-0.0209	-0.5263
그룹 7	0	0	1	0.0646	1.9156	0.0094	0.3818
그룹 3	1	0	1	0.0504	1.2445	-0.0243	-0.8192
그룹 6	0	1	0	0.0095	0.2485	0.0109	0.3890
그룹 2	1	1	0	-0.0047	-0.0922	-0.0229	-0.6105
그룹 8	0	0	0	-0.0110	-0.3944	0.0074	0.3618
그룹 4	1	0	0	-0.0252	-0.6899	-0.0264	-0.9850

편입에 따른 가장 높은 수준의 주가반응을 보여주고 있는 그룹은 그룹 5이다. 비제조업군으로 상대적으로 높은 시가총액을 갖고 있으며 강세장에 속한 그룹이 유의적으로 가장 높은 주가반응을 보이고 있다. 그리고 그룹 7역시 편입기업의 경우 유의적인 주가반응이 존재하였다. 그룹 5와 7의 공통점은 강세시장임과 동시에 비제조업군이다. 그런데 <표 5>에서 그룹 5와 7의 표본수는 27개와 4개로서 작은 편이다. 따라서 평균으로 계산된 CAR의 경우 그 효과가 크게 나타나지 않게 된다. 이러한 결과를 통해 국내의 기존연구에서 지수종목의 변경이 정보력이 없는 사건으로 판단하였는지에 대한 원인을 유추할 수 있다.¹²⁾ <표 3>에서와 같이 기존연구의 표본기간은 대체로 하락장에서 이루어졌으며 또한, <표 7>에서의 표본 수에서 판단할 수 있듯이 CAR가 크게 나타난 그룹의 표본수가 많지 않기 때문이다. 가격반전 여부를 나타내는 모형 2에서 그룹 5와 7 모두 유의적이 값을 보이지 못해 가격반전은 이루어지지 못하고 있음을 알 수 있으며 오히려 총 8개 그룹 중 가장 큰 표본을 갖고 있는 그룹 3, 4에서 비록 유의적이지는 않지만 음의 값을 갖고 있기 때문에 [그림 2]에서와 같이 평균적으로 가격반전이 발생한 것처럼 해석될 위험이 크다고 하겠다. 결국 <표 8>의 결과를 통해 국내에서 지수변경의 효과는 시장이 강세 시기에서 비제조업군에서 크게 나타나며 동시에 이들의 가격반전효과는 관찰되지 않은 것으로 보여 우하향수요곡선가설을 지지할 수 있다.

아래 <표 9>는 탈락기업의 그룹별 CAR을 제시하고 있다.

탈락기업의 경우 약세장에서 그 탈락의 효과가 크게 나타났다. 그룹 6, 8의 경우 비제조업군으로 약세장인 것이 공통적인 특징인데 단기적, 장기적 모두 유의적인 음의 CAR가 관찰되어 지속적인 추가하락이 발생하였다. 그룹 8의 경우는 장기적으로 약 9.5%의 하락이 추가로 이루어진 점이 특이하다. 이는 비제조업군으로 시가총액이 낮은 경우는 더욱 다시 편입될 가능성이 낮기 때문일 것이다. 또한 그룹 4의 경우는 단기보다는 장기에서 음의 CAR가 관찰되어 공시일 이후 보다는 변경일 이후에서 추가하락이 발생한 것이 특이한 점이지만 직관적 해명을 찾기는 쉽지 않다. 또한 단기적 효과를 CAR(-5, 5)로 측정하였을 때 나타나는 그룹 7에서도 공시일 이후보다는 변경일 이후에서 추가하락이 발생한 것도 비슷한 현상이다.

12) 권택호 박종원(2000)의 연구에서는 업종과 기업규모를 비정상수익률을 산출하는 과정에서 제거하였지만, 본 연구에서 살펴본 것과 같이 유의적인 특성이 나타나는 그룹군의 표본 수가 작기 때문에 평균에 혼합되어 그 특징이 관찰되지 않은 것으로 판단된다.

<표 9> 탈락기업의 추정된 그룹별 CAR과 가격반전효과

이 표는 <표 7>의 결과를 바탕으로 각 그룹별로 정의되어지는 추정된 CAR를 그룹별 CAR 평균으로 사용하여 모형 1의 결과를 바탕으로 오름차순으로 정렬한 결과이다. 탈락기업이라는 것을 제외하고는 <표 8>의 설명과 같다.

(a) CAR(-5, 5)를 대상으로

그룹구분	더미 구분			모형 1		모형 2	
	I	w	M	CAR 평균	t-stat	CAR 평균	t-stat
그룹 6	0	1	0	-0.0709	-2.0458	-0.0560	-1.7588
그룹 2	1	1	0	-0.0581	-1.2689	-0.0059	-0.1402
그룹 8	0	0	0	-0.0316	-1.7213	-0.0942	-5.5938
그룹 5	0	1	1	-0.0307	-0.7787	-0.0107	-0.2963
그룹 4	1	0	0	-0.0188	-0.6946	-0.0441	-1.7781
그룹 1	1	1	1	-0.0179	-0.3688	0.0394	0.8854
그룹 7	0	0	1	0.0087	0.3476	-0.0490	-2.1321
그룹 3	1	0	1	0.0215	0.7095	0.0011	0.0413

(b) CAR(-5, 10)을 대상으로

그룹구분	더미 구분			모형 1		모형 2	
	I	w	M	CAR 평균	t-stat	CAR 평균	t-stat
그룹 6	0	1	0	-0.0924	-2.3983	-0.0557	-1.4508
그룹 8	0	0	0	-0.0729	-3.5787	-0.0970	-4.7757
그룹 2	1	1	0	-0.0471	-0.9247	-0.0299	-0.5896
그룹 5	0	1	1	-0.0333	-0.7612	0.0134	0.3079
그룹 4	1	0	0	-0.0276	-0.9197	-0.0712	-2.3795
그룹 7	0	0	1	-0.0139	-0.4990	-0.0279	-1.0071
그룹 1	1	1	1	0.0120	0.2233	0.0392	0.7313
그룹 3	1	0	1	0.0315	0.9348	-0.0021	-0.0623

3. 거래량과 CAR

[그림 3]를 통해 편입기업의 경우 거래량 증가가 공시일 전부터 발생한 것을 관찰할 수 있었다. 그리고 본 연구는 이러한 거래량 증가가 편입이 예상 되는 종목을 위주로 지수펀드의 종목교체가 발생하여 다른 유형의 거래자를 유인함으로써 주가반응이 공시일 이후 지속적으로 나타날 가능성을 제시하였다. 본 연구에서는 이러한 가능성을 검증하기 위해 다음과 같은 회귀모형을 적용하였다.

$$CAR(-5, \tau) = \alpha + \beta CMVR(-5, \tau) + \epsilon \tag{4.1}$$

(여기서, $CMVR(-5, \tau) = \sum_{t=-5}^{\tau} (MVR-1)$ 로 정의하여 누적초과거래량으로 설정하였다).

식 (4.1)에서 CMVR은 누적초과거래량을 의미하며, 동일한 사건 구간에서 거래량 증가가 주가반응에 반영되었는지를 살펴보는 모형이다. 이를 위에서 분류된 요인별 표본별로 회귀계수를 산출하여 보고한 표가 <표 10>이다.

<표 10> 누적초과거래량과 CAR에 대한 회귀결과¹³⁾

이 표는 식 (4.1)에서 누적초과거래량에 대한 β 를 각 그룹 표본별로 나타낸 표이다. 예를 들어 CAR(-5, 10)을 종속변수로 하고 시장구분을 강세장/약세장으로 분리한 표본에 해당되는 셀을 살펴보면, 강세장에서는 유의적으로 거래량이 초과수익률에 영향을 주고 있는데 반해 약세장은 영향을 주고 있지 못함을 알 수 있다. () 값은 t-값을 의미하며, *는 10%, **는 5%, ***는 1%에서 유의적인 값을 의미한다.

변경구분 종속변수	편 입		탈 락		
	CAR(-5,5)	CAR(-5,10)	CAR(-5,5)	CAR(-5,10)	
전체 표본	0.0024*** (3.6864)	0.0017*** (2.9688)	0.0025*** (4.1986)	0.0015** (2.5967)	
업종	제조업	0.0016** (2.3048)	0.0011* (1.7462)	0.0023*** (4.1549)	0.0019*** (3.0534)
	비제조업	0.0051*** (3.3652)	0.0047*** (3.3188)	0.0037* (1.7584)	-0.0003 (-0.2109)
시가총액	대기업군	0.0053*** (4.7612)	0.0057*** (5.0338)	0.0035 (0.9963)	0.0018 (0.6995)
	소기업군	0.0015* (1.9477)	0.0009 (1.2953)	0.0025*** (4.1346)	0.0015** (2.5193)
시장구분	강세장	0.0026*** (2.8087)	0.0033*** (3.8520)	0.0027*** (3.1174)	0.0028*** (3.8852)
	약세장	0.0026*** (3.0558)	0.0010 (1.4039)	0.0027*** (3.5044)	0.0005 (0.6151)

<표 10>를 살펴보면 전체적으로 편입기업의 경우 거래량과 CAR가 유의적으로 비

13) 누적초과거래량이 공시일전에 집중적으로 발생함을 알 수 있었는데, 이를 확인하기 위해 독립변수는 CMVR(-5, 0)을 종속변수에는 CAR(0, 5), CAR(-5, 5), CAR(0, 10)으로 설정하여 회귀분석을 수행한 결과 <표 10>의 결과와 차이가 없음을 확인하였다. 즉, 공시일전의 거래량의 증가가 이후에 나타나는 초과수익률의 지속성에 영향을 주고 있음을 의미한다. 결과는 <부록 B>에 수록하였다.

례하는 것을 알 수 있다. 그러나 이러한 현상은 탈락기업에서 거래량이 많은 기업에서 CAR의 하락폭이 낮음을 의미하는 것으로 볼 수 있다. 즉, 지수펀드의 매도가 탈락기업의 경우 큰 폭의 CAR 하락을 가져오지는 않는 것으로 관찰되었다. 또한, 시가총액 구분에서 업종구분의 비제조업과 유사한 결과가 도출되었다. 시가총액이 높은 기업 역시 정기변경일 전 어느 정도 편입에 대한 예상이 가능하기 때문인 것으로 판단된다.

V. 결 론

본 연구는 주가지수 종목 변경 사건에 대한 시장반응을 추가분석을 통해서 재검증하는 데 초점을 두었다. 주가지수 종목 변경 사건은 효율적 시장가설에 대한 검증 차원에서 중요하지만 지수펀드 및 현선물 차익거래의 차원에서도 지수종목으로 편입하거나 지수종목에서 탈락되는 경우 추가반응이 존재하는지는 지속적인 관심사이기도 하다. 국내에서 두 차례 이루어진 과거 실증연구에서는 이러한 지수종목의 변경이 정보력이 없는 사건으로 간주되었으며, 일부 표본에 대해서만 가격압박가설을 지지하였다.

본 연구는 이러한 실증적 결과가 국내 시장환경과 투자자의 속성에 의존할 가능성에 주시하여 기업규모와 시장상황에 따라 지수종목변경 사건이 시장반응에 다른 방식으로 영향을 줄 것으로 판단하였다. 이에 평균적으로는 편입기업의 경우 가격압박가설을 지지하는 것처럼 보였지만, 강세장으로 구분하여 분석한 결과 추가반응이 장기적으로 나타나 우하향수요곡선 가설을 지지하는 것으로 나타났다. 그리고 기존연구에서는 추가반응이 강하게 나타났던 그룹군의 실제 표본수가 많지 않음에 따라 평균적으로 정보력이 없거나 가격압박가설을 지지하는 것처럼 나타난 것으로 판단하였다. 이러한 결과는 거래량에 의해서도 간접적으로 지지되었다. 그러나 탈락기업의 경우에는 장기적인 추가반응은 뚜렷하게 나타났지만 거래량에 의해 설명되지 못하고 있는 것으로 분석되었다.

한편, 일반적인 사건연구의 방법론이 평균적인 CAR 형태의 분석이 일반적이다. 그런데, 시장반응에 영향을 주는 요인별로 그 특징이 다르게 나타날 가능성이 있는 사건의 경우 전체 표본의 CAR를 살펴보는 방식은 국내 주식시장의 사건연구에서 오류가 있을 가능성 또한 존재한다. 또한 업종과 규모 효과를 비정상 수익률을 산출하는 과정에서 제거할 경우 그 효과가 중요함에도 불구하고 적은 표본 수에 의해 나타나지 않을 가능성을 본 연구는 제시하였다. 결과적으로 평균적으로 지지되는 가격압박가설이 결국에는 기각되고 우하향수요곡선 가설을 지지하는 결과로 바뀌게 됨을 알 수 있었다.

본 연구를 포함하여 지수변경사건을 다루고 있는 모든 연구의 한계는 다음과 같다. 물론 비정상수익률을 산출하는 방식의 차이와 그 유효성도 문제가 되지만 그 차이는 크지 않다. 오히려 지수변경사건을 다룰 때 가장 어려운 점은 지수펀드의 포트폴리오 조정속도의 차이이다. 공시일 이전에 정보가 유출되는 것을 포함하여 공시일과 변경일 사이에 발생하는 포트폴리오 조정은 변경시기마다 다르고 상당히 미시적인 속성이 강하기 때문에 일별 CAR를 통해 검증하는 것은 매우 한계가 있다. 이러한 점은 향후 지수변경사건을 다루는 연구에서 중요하게 부각되어야 할 이슈이다.

지수종목변경 사건에 대한 연구는 미국에서도 5년 주기로 재검증 되고 있는 중요한 사건이므로 국내에서도 주기적인 관찰을 통해 논쟁을 이어나가는 것이 필요하다고 볼 수 있다.

참 고 문 헌

- 권택호, 박종원, “KOSPI 200 진입기업의 주가행태”, 재무관리연구 제17권 제2호, 2000, 49-70.
- 안영규, 박순식, “KOSPI 200 구성종목변경과 위험에 관한 연구”, 경영연구 제20권 제1호, 2005, 175-206.
- Benish, M. D., and R. E. Whaley, “An anatomy of the S&P Game : The effects of changing the rules,” *Journal of Finance*, 51(5), (1996), 1909-1930.
- Chan, L. and J. Lakonishock, “Institutional trades and intra-day stock price behaviour,” *Journal of Financial Economics*, 33, (1993), 173-200.
- Dhillion, U. and H. Johnson, “Changes in the Standard and Poor’s 500 list,” *Journal of Business*, 64(1), (1991), 75-85.
- Fabozzi, F. J. and J. C. Francis, “Stability tests for alphas and betas over bull and bear market conditions,” *Journal of Finance*, 32(4), (1977), 1093-1099.
- Harris, L. and E. Gruel, “Price and volume effects associated with changes in the S&P 500 list : New evidence for the existence of price pressures,” *Journal of Finance*, 41(4), (1986), 815-829.
- Keim, D. and A. Madhavan, “The upstairs market for large block transactions : Analysis and measurement of price effects,” *Review of Financial Studies*, 9, (1996), 1-36.
- Liu, S., “Changes in the Nikkei 500 : New evidence for downward sloping demand curves for stocks,” *International Review of Finance*, 1(4), (2000), 245-267.
- Lynch, A. W. and R. R. Mendelhall, “New evidence on stock price effects associated with changes in the S&P500 index,” *Journal of Business*, 70(3), (1997), 351-383.
- MacKinlay, A. C., “Event Studies in Economics and Finance,” *Journal of Economic Literature*, (35), (1997), 13-39.
- Pruitt, S. W. and K. C. J. Wei, “Institutional ownership and changes in the S&P500,” *Journal of Finance*, 44(2), (1989), 509-513.
- Shleifer, A., “Do demand curves for stocks slope down?,” *Journal of Finance*, 41(3), (1986), 579-590.
- Sholes, M., “The market for securities : substitution vs. price pressure and the effect of information on share price,” *Journal of Business*, 45, (1972), 179-211.

<부록 A> 진입기업 및 탈락기업의 초과수익률 및 누적 초과수익률

(단위 : %)

사건일	진입기업		탈락기업	
	AR	CAR	AR	CAR
-5	0.51 (2.0036)	0.51 (2.0036)	0.41 (1.5831)	0.41 (1.5831)
-4	0.44 (1.7351)	0.95 (2.6437)	-0.11 (-0.4200)	0.30 (0.8224)
-3	-0.22 (-0.8738)	0.73 (1.6541)	-0.74 (-2.8972)	-0.45 (-1.0012)
-2	0.05 (0.2126)	0.78 (1.5388)	0.39 (1.5128)	-0.06 (-0.1107)
-1	0.46 (1.8125)	1.24 (2.1869)	0.07 (0.2689)	0.01 (0.0213)
0	0.35 (1.3807)	1.59 (2.5600)	-0.05 (-0.1987)	-0.04 (-0.0617)
1	0.08 (0.3168)	1.67 (2.4898)	-0.75 (-2.9139)	-0.79 (-1.1585)
2	-0.05 (-0.2035)	1.62 (2.2571)	-0.23 (-0.8823)	-1.01 (-1.3956)
3	1.08 (4.2758)	2.70 (3.5533)	0.63 (2.4462)	-0.39 (-0.5004)
4	-0.11 (-0.4467)	2.59 (3.2297)	-0.71 (-2.7677)	-1.10 (-1.3499)
5	-0.22 (-0.8797)	2.36 (2.8141)	0.43 (1.6748)	-0.67 (-0.7821)
6	-0.49 (-1.9533)	1.87 (2.1305)	-0.39 (-1.5087)	-1.05 (-1.1843)
7	0.28 (1.0959)	2.15 (2.3508)	-0.35 (-1.3636)	-1.40 (-1.5161)
8	-0.28 (-1.1094)	1.87 (1.9688)	-0.82 (-3.1786)	-2.22 (-2.3104)
9	0.08 (0.3133)	1.95 (1.9830)	-0.05 (-0.1887)	-2.27 (-2.2808)
10	0.40 (1.5735)	2.34 (2.3134)	0.82 (3.1893)	-1.45 (-1.4111)
11	0.27 (1.0603)	2.61 (2.5015)	-1.88 (-7.3273)	-3.33 (-3.1461)
12	-0.38 (-1.5154)	2.23 (2.0738)	0.32 (1.2596)	-3.01 (-2.7605)
13	-0.0048 (-1.8842)	1.75 (1.5862)	0.49 (1.9219)	-2.51 (-2.2460)
14	-0.56 (-2.2279)	1.19 (1.0479)	-1.15 (-4.4927)	-3.67 (-3.1937)
15	-0.0034 (-1.3529)	0.84 (0.7274)	-0.76 (-2.9532)	-4.42 (-3.7612)
16	-0.36 (-1.4197)	0.48 (0.4080)	-0.63 (-2.4400)	-5.05 (-4.1949)
17	-0.27 (-1.0508)	0.22 (0.1799)	0.03 (0.1271)	-5.02 (-4.0762)
18	-0.31 (-1.2118)	-0.09 (-0.0712)	-0.81 (-3.1412)	-5.82 (-4.6316)
19	0.24 (0.9280)	0.15 (0.1158)	-0.54 (-2.1159)	-6.37 (-4.9704)
20	0.14 (0.5693)	0.29 (0.2252)	0.15 (0.5946)	-6.21 (-4.7573)

주) ()는 t 통계량을 나타낸다.

<부록 B> 더미를 사용하지 않은 회귀분석

이 표는 식 (3.7)과 식 (3.8)을 추정함에 있어 업종을 제외한 편입비율과 시장구분변수를 더미를 사용하지 않고 회귀분석을 시행한 결과이다.

(a) CAR(-5, 5)를 종속변수로

	편 입		탈 락	
	모형 1	모형 2	모형 1	모형 2
상수항	-0.0750** (-2.1363)	-0.0406 (-1.3454)	-0.0257 (-0.8372)	-0.1594*** (-5.7643)
업 종	-0.0204 (-0.9184)	-0.0211 (-1.1067)	0.0186 (0.9647)	0.0442*** (2.5423)
편입비율	4.0640* (1.7019)	4.9315*** (2.4053)	-11.4065* (-1.7853)	5.4547 (0.9469)
평균가격	0.0011*** (3.7873)	0.0003 (1.2027)	0.0002 (0.5257)	0.0010*** (3.7954)
R-Square	0.2759	0.2141	0.1661	0.2998

(b) CAR(-5, 10)을 종속변수로

	편 입		탈 락	
	모형 1	모형 2	모형 1	모형 2
상수항	-0.0999*** (-2.6369)	-0.0170 (-0.6107)	-0.0917*** (-2.6830)	-0.1835*** (-5.4883)
업종더미	-0.0113 (-0.4699)	-0.0242 (-1.3784)	0.0474** (2.2066)	0.0242 (1.1517)
편입비율	4.8590* (1.8853)	3.4564* (1.8305)	-9.2995 (-1.3066)	8.5236 (1.2240)
평균가격	0.0013*** (4.0390)	0.0001 (0.5284)	0.0006* (1.7136)	0.0013*** (4.1203)
R-square	0.2850	0.1820	0.2406	0.2766

<부록 C> 초과누적거래량과 CAR의 지속성에 대한 회귀분석

이 표는 [그림 3]와 같이 누적초과거래량이 공시일전에 집중적으로 발생하는 것을 근거로 하여 공시일전 누적초과거래량이 공시일 이후 CAR의 지속성에 영향을 주고 있는지를 분석한 표이다. 즉, 다음과 같은 회귀 분석을 수행하여 β 를 보고하였다. $CAR = \alpha + \beta CMVR(-5, 0) + \epsilon$

종속변수		편입			탈락		
		CAR(0, 5)	CAR(-5, 5)	CAR(0, 10)	CAR(0, 5)	CAR(-5, 5)	CAR(5, 10)
전체		0.0027*** (4.2517)	0.0035*** (4.2992)	0.0032*** (3.9805)	0.0038*** (5.2569)	0.0053*** (5.8599)	0.0048*** (5.2707)
업종	제조업	0.0013* (1.7861)	0.0025*** (2.7357)	0.0017* (1.8506)	0.0037*** (5.1369)	0.0051*** (6.3870)	0.0050*** (5.2994)
	비제조업	0.0058*** (5.4008)	0.0057*** (3.4115)	0.0065*** (4.6225)	0.0035 (1.3493)	0.0059 (1.5729)	0.0002 (0.0885)
시가총액	대기업군	0.0057*** (5.7336)	0.0062*** (4.6971)	0.0071*** (5.5794)	0.0017 (0.4364)	0.0079 (1.2299)	0.0024 (0.5108)
	소기업군	0.0016** (2.0461)	0.0025** (2.4662)	0.0017* (1.7779)	0.0038*** (5.1823)	0.0052*** (5.8416)	0.0048*** (5.1613)
시장	강세장	0.0029*** (3.5560)	0.0033*** (3.1873)	0.0040*** (4.0294)	0.0047*** (5.1108)	0.0054*** (4.5391)	0.0065*** (7.3216)
	약세장	0.0021** (2.0103)	0.0043*** (3.0943)	0.0007 (0.5195)	0.0021* (1.8206)	0.0059*** (4.3089)	0.0015 (0.8110)

주) ()은 t-값으로 ***는 1%, **는 5%, *는 10%에서 유의적임을 의미한다.

The Market Effect of Additions or Deletions for KOSPI 200 Index : Comparison between Groups by Size and Market Condition

Young S. Park* · Jaehyun Lee** · Daesik Kim***

〈abstract〉

The event of change in KOSPI 200 Index composition is one of the main subjects for the test of EMH. According to EMH, when a certain event is not related with firm's fundamental value, stock price should not change after the announcement of news. This hypothesis leads us to the conclusion of horizontal demand curve of stock.

This logic was questioned by Shleifer(1986) and argued that downward sloping demand curve hypothesis was supported. But Harris and Gruel(1986) found a different empirical evidence that price reversal occurs in the long run, which is called price pressure hypothesis. They argued that short term price effect by large block trading (price pressure) is offset in the long run because these event is unrelated to fundamental value. Therefore, they argued that EMH can not be rejected in the long run.

Until now, there are two empirical studies with Korean market data in this area. Using a data with same time period of 1996~1999, Kweon and Park(2000) and Ahn and Park(2005) showed that stock price or beta is not significantly affected by change in index composition. This study retested this event expanding sample period from 1996 to 2006, and analyzed why this event was considered an uninformative events in the preceding studies.

We analyzed a market impact by separating samples according to firm size and market condition. In case of newly enlisted firm, we found the evidence supporting price pressure hypothesis on average. However, we found the long run price effect in the sample of large firms under bearish markets. At the same time, we know that the number of samples under the category of large firms under bearish markets is relatively small, which drives the same result of supporting the hypothesis that change in index composition is a non-informative event on average. Also, the long run price effect of large size firms under bearish markets was supported by the analyses using trading volumes. On the other hand, in case of delisting from the index, we found the long run price effect but that was not supported by trading volume analyses.

Keywords : Changing In Index Composition, KOSPI 200 Index, Event Study, Firm Size, Trading Volume