

주가수익률의 월별효과에 관한 실증분석

-규모별 주가수익률을 중심으로-

An Empirical Study on Monthly Effect in Korean Stock Market

: Focusing on the Stock Price Return by Firm Size

하 태 현* · 강 석 규**

(Tae-Heorn Ha · Seok-Kyu Kang)

목 차

- I. 서론
- II. 선행연구
- III. 자료 및 연구방법론
- IV. 실증분석결과
- V. 결론

I. 서론

1.1. 연구의 배경

주가가 뚜렷한 호재 없이 일정한 시기에 따라 강세 또는 약세를 나타내는 현상을 주식 시장에서는 계절적 이례현상(seasonal anomalies)이라고 한다. 계절적 이례현상에는 월별·월중·일별효과 등 다양하지만 가장 공통적으로 발견되는 현상이 1월 효과(january effect)이다. 특히 규모효과(size effect)와 관련하여 중소형주의 초과수익률이 1월 중에 높게 나타나지만 해마다 나타나는 것은 아니고, 통계적으로 볼 때 다른 달에 비해 상승률이 높게 나타나는 현상이다.¹⁾

* 제주대학교 대학원 경영학과 박사과정, hath21@jejunu.ac.kr

** 교신저자, 제주대학교 경영학과 교수, kangsk@jejunu.ac.kr

연구자들은 이러한 현상을 CAPM의 한계점 또는 자본시장의 비효율성 때문으로 보고 있는데, 주요한 원인으로서는 첫째, 각종 정부 정책이 1월에 발표되고, 둘째, 경제면에서도 대체적으로 낙관적인 수치가 제시되며, 셋째, 당해 연도의 주식시장이 밝게 전망되어 투자자들의 투자심리가 고조됨과 동시에, 넷째, 시중자금이 다른 달과 비교하여 풍부하다는 점 등을 들고 있다. 일반적으로 이러한 현상을 설명하는 가설로는 세금회피매각가설과 거래비용가설이 있는데, 이는 시장균형의 모형설정에 오류가 있거나, 또는 주식시장이 비효율적이라는 사실을 반증한다.²⁾

Szakmary & Kiefer(2004)의 연구는 1993년도 S&P 중형지수선물과 러셀 2000 지수선물에서 1월 효과가 존재할 경우 연말에 대형주가지수를 의미하는 다우지수선물을 매도하고, S&P 중형지수선물과 러셀 2000 지수선물의 중·소형 지수선물을 매수하는 기법을 활용하여 비정상적인 추가이익을 낼 수 있다고 하였다.

본 논문에서는 Szakmary & Kiefer(2004)의 논문에서처럼 우리나라 주식시장을 대상으로 2001년 1월 2일부터 2014년 1월 29일까지 규모별 월별수익률을 이용하여 월별효과 및 1월 효과가 존재하는지를 검증하고 이러한 월별수익률의 계절성 존재가 시장의 비효율성에 의한 것인지, 또는 수익률을 측정하는 모형이 수익률의 기본적인 위험요소들을 포함하지 못하여 나타나는 모형설정의 오류현상 때문인지를 검증하고자 하였다. 이를 검증하기 위한 분석모형에서 무위험이자율로는 실증분석기간 동안의 국고채(3년)의 일별 시장금리를 이용하였다. 분석결과, 만약 1월 효과가 새로운 표본기간에서도 존재한다면 국내시장은 여전히 비효율적이라는 것을 나타내는 것이며, 새로운 표본자료에 의해 더 이상 1월 효과가 나타나지 않는다면 국내 주식시장은 그만큼 효율적인 시장이라는 증거가 될 것이다.

본 논문은 모두 5장으로 구성되어 있다. 다음의 제2장에서는 월별효과와 1월 효과에 관련된 선행연구들을 살펴보았다. 제3장에서는 연구가설과 연구방법을 설명하고, 제4장에서는 실증분석을 통해서 우리나라 주식시장에서 월별효과 및 1월 효과가 나타나는지를 검증하였다. 마지막으로 제5장에서는 연구내용의 결론을 서술하였다.

1) 1월중에 중·소형주의 초과수익률이 높은 데 대해서는 이 시기 소형주들이 저가 매수세력의 목표가 되기 때문이라는 분석이다. 왜냐하면 펀드매니저들은 연말에 포트폴리오를 구성할 때 주로 고객들이 잘 아는 블루칩을 편입시킴에 따라 소외된 소형주들이 그들의 목표가 된다는 것이다. 또한 소형주를 보유한 대주주들이 연초에 지분율을 높이기 위한 자사주 매수현상이 소형주 강세의 한 원인이라는 분석도 있다.

2) 일반적으로 주요 국가들의 분석 자료에 따르면 1월의 주가 상승률이 전체 월평균 상승률보다 2% 정도 높게 나타나고, 특히 선진국보다 개발도상국에서 상승률이 더 높은 것으로 나타난다.

II. 선행연구

월별효과(monthly effect)는 특정한 달의 주가수익률이 다른 달의 주식수익률과 차이가 나며, 이러한 차이가 지속적으로 나타나는 이례적 현상을 말한다. 주가변동의 이례현상은 투자심리적 현상과 기업특성적 현상 및 계절적 현상으로 크게 세 가지로 분류해 볼 수 있으며, 계절적 현상에는 월별효과, 월중효과, 일별효과, 일중효과, 그리고 Calendar 효과 등이 있다. 특히 세계 주요 주식시장을 대상으로 월별효과의 존재 유무에 대한 실증적 검증과 월별효과가 나타나는 원인을 설명하고자 활발한 연구가 진행되어 왔다.

본 연구에서는 주식시장의 계절적 이례현상으로서 월별효과의 존재유무에 대한 대표적인 선행연구들을 <표 1>에 정리하였다.

<표 1> 월별효과의 선행연구(연도순)

연구자	자료 및 분석기간	연구내용 및 결과
Reinganum (1981)	NYSE 1962-1979	소규모 기업들은 1월의 처음 7일 동안 예외적으로 높은 수익률을 나타냈으며, 1월의 계절성은 1월의 첫 7일간의 거래량 통제만 후에도 나타나는 현상을 발견함.
Gultekin & Gultekin (1983)	세계 17개국 1970-1979	월별효과는 세계 17개국 중 12개국 월별 수익률에 통계적으로 유의한 차이가 있음을 발견하였고, 대부분의 국가에서는 1월의 평균수익률이 다른 달과 비교하여 매우 높게 나타나는 1월 효과의 존재를 확인함.
Keim(1983)	NYSE, AMEX 1963-1979	1월 효과와 기업규모효과와의 관계에서 1월 이외의 달에서는 위험조정 이후 초과수익률이 0에 근접하는 것으로 나타났고, 기업규모에 따른 차이도 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 1월의 첫 5일의 거래기간에 소형주의 초과수익률이 유의적으로 양(+)의 값을 갖는다는 기업규모효과를 발견함.
Rogalski & Tinic(1986)	NYSE, AMEX 1963-1982	1월에 나타나는 소규모 기업들의 초과수익은 높은 위험프리미엄에 대한 당연한 결과이며, 비정상적인 초과수익은 아니라고 주장함.
Lakonishok & Smidt(1988)	DJIA, NYSE 1897-1986	월별수익률의 차이는 유의적으로 존재하는 것을 월별효과는 발견하였으나 지속적으로 높은 수익률을 올리는 특정월은 발견되지 않음. 1월 효과가 존재하지 않음을 확인함.
Fama(1992)	S&P 500, CRSP 1941-1981	S&P 500와 CRSP small의 기업을 대상으로 두 하위기간(1941~1981, 1982~1991)으로 구분하여 분석한 결과, 주가의 1월 평균수익률이 다른 달의 평균수익률에 비해 높게 나타남. 특히 CRSP small(small cap)에서 보여주는 월별 평균수익률의 차이는 S&P 500(large cap)의 월별 평균수익률보다도 현저한 차이를 발견. 따라서 1월 효과의 대부분이 기업규모효과(size effect)로서 소형주가지수인 경우 더 유의적으로 나타나는 것과 관련이 있다고 주장함.

Szakmary & Kiefer(2004)	S&P Russell 2000	1993년 S&P 중형지수선물과 러셀 2000 지수선물은 중·소형 주가지수선물로써 1월 효과가 있다고 가정할 경우, 이 지수선물로 인해 1월 효과란 이용하여 수익을 낼 수 있는 매매기법을 고안. 1993년 이후 이러한 매매기법을 활용한실증분석을 통해 1월 효과가 없어졌음을 발견함.
고광수 & 노석균(1983)	세계7개국 1980-1990	국제적으로 월별 계절성보다는 1월 효과의 존재성이 더욱 잘 나타나고 있다고 보고, 특히 시가총액식 지수에서는 미국의 경우는 소규모 기업에서 1월 효과가 미약하였으나 아시아 중시에서는 소규모 기업의 효과가 1월에 크게 나타나고 있음을 발견함.
지청(1987)	KSE 1976-1986	소규모 기업으로 구성된 포트폴리오에 대한 수익률이 다른 규모의 주가지수익률에 비해 매우 높게 나타나는 1월 효과를 발견함.
장경천(1991)	KSE 1980-1990	3월에 다른 달에 비해 높은 수익률을 나타내지만 통계적으로 비유의적이고 월별효과 및 1월의 기업규모효과를 부정함.

Ⅲ. 자료 및 연구방법론

3.1. 자료 및 기간

본 연구에서는 2001년 1월 2일부터 2014년 1월 29일까지의 기간 동안 한국거래소의 종합주가지수와 상장시가의 총액기준으로 한 규모별 주가지수인 대형주, 중형주, 소형주의 주가지수를 이용한다. 기존의 자본금을 기준으로 한 구분에서 2003년 이후의 주가지수 자료를 시가총액기준으로 변경됨에 따라 자본금 규모별 주가지수는 1980년까지 소급하여 산출한 자료이며, 따라서 위험조정 이후의 자료는 2004년 1월 2일부터 2014년 1월 29일까지의 산출된 규모별 주가지수를 사용하였다.³⁾

3.2. 가설설정 및 연구방법론

본 연구에서는 한국주식시장에서 월별 수익률자료를 이용하여 1월 효과가 존재하는지를 검증한다. 따라서 검정할 연구가설은 다음과 같다.

3) 자본금 규모에 따르던 대형주, 중형주, 소형주 주가지수용 시가총액 규모별로 변경분류 기준은 대형주(현행 자본금 750억 원 이상)는 시가총액 상위 100위 이내, 중형주(350억원 이상~750억원 미만)는 101위~300위, 소형주(350억원 미만)는 301위 이하이다. 한국거래소의 시가총액규모별 주가지수는 2000년 1월 4일을 1000포인트 기준으로 설정해 산출하고 지수 안정성 확보를 위해 6개월마다 구성종목이 교체된다. 변경된 시가총액규모별 주가지수는 기업규모를 시장평가와 일치시킬 수 있고 KOSPI200 지수와 차별성 있는 새로운 지수로 활용가능하며, 포트폴리오 성과측정에도 도움이 된다.

<가설 1> 각 월별수익률 간에는 월별효과가 있다.

귀무가설1($H_{1,0}$)은 월별 주가수익률에 월별효과가 존재하는지를 검증하는 것이다. 이에 대한 검정방법은 첫째, 1월부터 12월까지 각 월별 수익률에 차이가 나는지를 검증하는 것으로 더미변수를 이용하는 선형회귀분석의 모수(parametric) 방법과, 둘째, 특정 월의 수익률이 나머지 월들의 수익률과 유의적으로 다른지를 검증하는 것이다. 본 연구에서 더미변수를 이용하는 선형회귀분석은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$r_t = b_1 + b_2D_{2t} + b_3D_{3t} + b_4D_{4t} + \dots + b_{12}D_{12t} + e_t \quad (1)$$

여기서 r_t 는 t 시점에서 해당 주가지수의 월별수익률, 더미변수 D_{it} (t 시점이 i 월에 해당되면 1, 아니면 0)는 각 월의 해당여부를 나타낸다(D_{2t} : 2월, D_{3t} : 3월, D_{4t} : 4월, ..., D_{12t} : 12월). 그리고 b_1 은 1월의 수익률을 나타내며, $b_2 \sim b_{12}$ 까지는 각 월의 수익률에서 1월 수익률과의 차이를 나타낸다. 만약 각 월의 평균수익률이 동일하다면, 추정계수 ($\hat{b}_2, \hat{b}_3, \hat{b}_4, \dots, \hat{b}_{12}$)는 0에 가깝게 나타날 것이며, 따라서 귀무가설1($H_{1,0}$)이 기각된다면 월별효과는 존재한다고 할 수 있다.

<가설 1>의 귀무가설은 다음과 같다.

$$H_{1,0} : b_2 = b_3 = b_4 = \dots = b_{12} = 0 \quad (2)$$

모수방식 검정의 문제점을 보완하기 위한 비모수방식의 Mann-Whitney U검정의 귀무가설2($H_{2,0}$)은 다음과 같다.

$$H_{2,0} : \mu_1 = \mu_2 \quad (3)$$

$$H_{2,1} : \mu_1 > \mu_2$$

여기서 μ_1 : 1월의 수익률, μ_2 : 1월이 아닌 나머지 달의 수익률을 나타낸다. 일반적으로 규모가 작은 기업의 주식이 규모가 큰 기업의 주식에 비해 높은 수익률을 나타낸다고 알려져 있다.

기업규모별 월별수익률에 유의적인 차이가 있는지, 즉 규모별 월별효과가 존재하는지는 <가설 2>를 통하여 검정한다. 특히 1월에 소규모 기업들의 주가수익률에 대한 월별효과가 분명하게 유의적으로 높게 나타나는지를 검정하는 것이다.

<가설 2> 기업규모별 월별수익률에는 월별효과가 있다.

<가설 2>를 검정하기 위해서 규모별 주가지수인 대형·중형·소형 주가지수에 대하여 <가설 1>의 귀무가설 검정방법과 동일하게 적용한다.

다음의 가설에서는 주가수익률에 대하여 위험을 조정한 이후 월별효과가 존재하는지, 즉 규모별 월별수익률에 유의적인 차이가 있는지를 검정하는 것이다. 따라서 위험을 조정 한 수익률들을 이용하여 <가설 1>과 <가설 2>를 재검정하는 것이다. 주가수익률에서 일 별 시장금리(국고채 3년)를 적용한 일별 초과수익률에 대한 가설검정은 다음과 같다.

<가설 3> 위험조정 이후 초과수익률에서는 월별효과가 없을 것이다.

일반적으로 월별효과로서 1월 효과가 나타나는 원인은 규모별 소형주에 대한 투자위험 이 대형주에 대한 투자위험보다 높기 때문에 이러한 높은 위험에 대한 보상으로 소형주에 대한 기대수익률이 높고 1월에는 이러한 현상이 더욱 뚜렷하게 나타나며, 1월 효과의 대 부분은 소형주에서 이와 같은 현상을 보여준다. 따라서 위험조정 이후 1월 효과나 특히 소형주에 대한 1월 효과는 나타나지 않아야 한다.

<가설 3>을 검정하기 위해서 먼저 규모별 주가수익률에 대하여 다음과 같은 방법으로 위험을 조정한다. 규모별 주가수익률에 대한 위험조정은 자본자산가격결정모형(CAPM)을 이용하여 종합주가지수에 대한 각 규모별 주가지수의 베타계수를 추정하고 위험조정 이후 초과수익률을 산출한다(부록 1 참조).

시장모형(market model)이 위험을 측정하는데 적합한 모형이라는 가정하에 3년간의 월별 수익률을 이용하여 종합주가지수 수익률에 대한 각 규모별 지수의 체계적 위험을 추정한다.

$$r_{it} = \alpha + \beta_i r_{Mt} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

이 회귀식에서 r_{it} 는 t 시점에서 i 규모 주가지수의 월별수익률이며, r_{Mt} 는 t 시점에서 종

합주가지수의 월별수익률을 나타낸다. 따라서 β_i 는 i 규모 주가지수의 체계적 위험을 의미한다. 이로부터 추정된 베타값을 이용하여 추정기간 다음 달의 i 규모 주가지수의 위험조정 이후 초과수익률을 도출한다.

$$r_{Et} = (r_{it} - r_{ft}) = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i(r_{Mt} - r_{ft}) + \epsilon_{it} \quad (5)$$

여기서 r_{Et} 는 위험조정 이후 초과수익률, r_{it}, r_{ft}, r_{Mt} 는 각각 추정기간 다음 달의 종합주가지수 수익률, 무위험이자율, i 규모의 주가지수 수익률을 나타낸다. 무위험이자율로는 우리나라 국고채(3년)의 일별 시장금리를 사용한다.

위험조정 이후 초과수익률의 계산은 이동베타추정법을 이용한다. 예를 들어 2004년 1월의 소형주가지수의 위험조정 이후 초과수익률은 먼저 2001년 1월부터 2003년 12월까지 36개월간의 종합주가지수와 소형주가지수의 월별수익률을 식 (4)에 적용하여 소형주의 체계적 위험을 추정한다. 이로부터 추정된 베타와 2004년 1월의 r_{it}, r_{ft}, r_{Mt} 을 이용하여 식 (5)을 통해 2004년 1월 소형주가지수의 위험조정 이후 초과수익률을 구한다. 그리고 2004년 2월의 위험조정 이후 초과수익률은 2001년 2월부터 2004년 1월까지의 월별수익률자료를 이용하여 베타값을 추정한 이후 이 값과 2004년 2월의 r_{it}, r_{ft}, r_{Mt} 을 이용하여 식 (5)을 통해 산출한다. 이와 같은 과정을 반복하여 2004년 1월부터 2014년 1월까지의 소형주가지수의 위험조정 이후 초과수익률을 구한다. 다른 주가지수에 대하여도 동일한 방법으로 규모별 위험조정 이후 초과수익률을 이용하여 다음의 <가설 4>를 검정한다.

<가설 4> 위험조정 이후 <가설 1>, <가설 2>, <가설 3>이 성립한다.

<가설 4>의 검정방법은 <가설 1>, <가설 2>, <가설 3>의 검정에 사용하였던 방법과 동일하게 적용한다.

IV. 실증분석결과

4.1. 기초통계량

<표 2>는 2001년 1월 2일부터 2014년 1월 29일까지 종합주가지수 및 규모별 월별 평균

수익률과 표준편차 등을 나타낸다. 먼저 종합주가지수의 월별 평균수익률을 살펴보면 4월의 평균수익률이 0.148%로 가장 높다. 규모별로는 중형주가지수의 전체 월평균 수익률이 0.049%로서 약간 높게 나타난다. 그러나 특이한 점은 대형주가지수의 경우 4월의 평균수익률이 0.146%로서 다른 달과 비교하여 현저하게 높다는 점이다. 또한 중형 및 소형주가지수의 경우는 2월의 평균수익률이 각각 0.147%, 0.201%로서 나머지 달과 비교하여 높게 나타난다.

이와 같이 위험조정 이전인 2001년 이후의 자료를 통해서 월평균 수익률을 비교해 볼 때, 기존 연구에서 1월의 평균수익률이 다른 달과 비교하여 높게 나타나는 현상과는 다르게 종합 및 대형주가지수는 4월에, 중형 및 소형주가지수는 2월에 높게 나타난다.

<표 2> 규모별 월별수익률의 기초통계량(2001~2014)

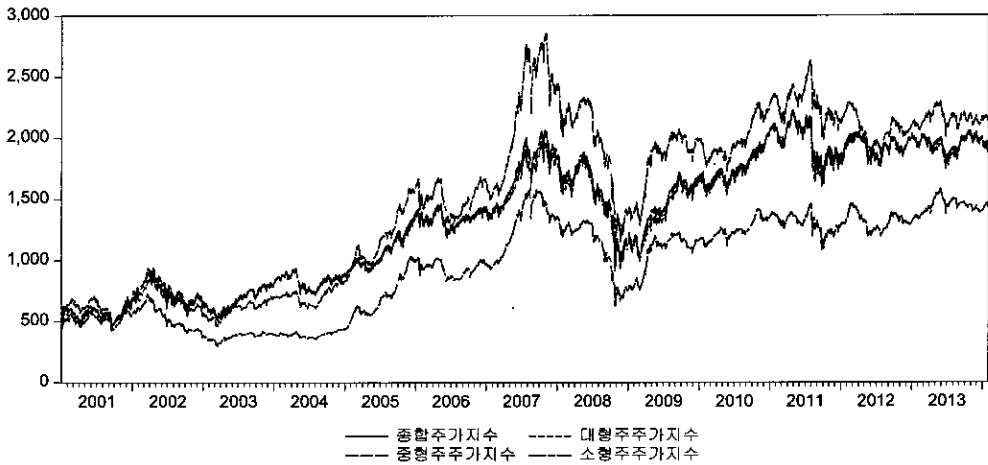
		종합주가지수	대형주가지수	중형주가지수	소형주가지수
전체	평균	0.0406	0.042	0.0491	0.0296
	표준편차	1.561	1.6246	1.5098	1.3345
	t값	1.4799	1.4719	1.8499 [†]	1.2640
	p값	0.139	0.1412	0.0644	0.2063
	표본수	3242	3242	3242	3242
	F값	3.773**	2.902*	26.497**	40.372**
1월	평균	0.0309	0.0395	0.028	0.1028
	표준편차	1.6265	1.7098	1.5126	1.2694
	t값	0.3215	0.3916	0.3131	1.3718
	p값	0.7481	0.6957	0.7544	0.1712
	표본수	287	287	287	287
2월	평균	0.0412	0.0233	0.147	0.2012
	표준편차	1.4163	1.4992	1.2087	1.0387
	t값	0.4575	0.2446	1.9111 [†]	3.0444**
	p값	0.6477	0.8069	0.0571	0.0026
	표본수	247	247	247	247
3월	평균	0.0465	0.0624	0.0335	0.0151
	표준편차	1.3581	1.4048	1.3695	1.2575
	t값	0.5704	0.7387	0.4067	0.2002
	p값	0.5689	0.4607	0.6846	0.8414
	표본수	277	277	277	277
4월	평균	0.1477	0.1461	0.1379	0.1187
	표준편차	1.4305	1.5058	1.3368	1.231
	t값	1.7025 [†]	1.6001	1.7007 [†]	1.5898
	p값	0.0898	0.1107	0.0901	0.1131
	표본수	272	272	272	272

5월	평균	-0.0112	-0.0283	0.0367	0.0407
	표준편차	1.5183	1.5912	1.3882	1.1303
	t값	-0.1200	-0.2882	0.4284	0.5837
	p값	0.9045	0.7734	0.6687	0.5600
	표본수	263	263	263	263
6월	평균	-0.0659	-0.0781	0.0109	-0.0326
	표준편차	1.4431	1.4956	1.4688	1.2936
	t값	-0.7432	-0.8498	0.1210	-0.4099
	p값	0.4580	0.3962	0.9037	0.6822
	표본수	265	265	265	265
7월	평균	0.0809	0.0859	0.039	0.05
	표준편차	1.3512	1.4134	1.3214	1.1595
	t값	1.0056	1.0203	0.4951	0.7236
	p값	0.3155	0.3085	0.6209	0.4699
	표본수	282	282	282	282
8월	평균	-0.0093	-0.0109	0.0075	-0.0523
	표준편차	1.4905	1.5292	1.4766	1.3748
	t값	-0.1037	-0.1187	0.0847	-0.6349
	p값	0.9175	0.9056	0.9325	0.5260
	표본수	278	278	278	278
9월	평균	0.0048	0.0152	0.0303	-0.0661
	표준편차	1.7932	1.8235	1.882	1.9233
	t값	0.0430	0.1335	0.2586	-0.5519
	p값	0.9657	0.8939	0.7962	0.5815
	표본수	258	258	258	258
10월	평균	-0.0060	0.0024	-0.0462	-0.0314
	표준편차	2.0689	2.1209	2.0997	1.7948
	t값	-0.0475	0.0187	-0.3632	-0.2885
	p값	0.9622	0.9851	0.7168	0.7732
	표본수	272	272	272	272
11월	평균	0.1334	0.138	0.1385	0.0485
	표준편차	1.6867	1.7615	1.611	1.2477
	t값	1.3212	1.3084	1.4358	0.6491
	p값	0.1875	0.1918	0.1522	0.5168
	표본수	279	279	279	279
12월	평균	0.0869	0.0989	0.0323	-0.035
	표준편차	1.4014	1.508	1.1847	0.9704
	t값	1.0037	1.0615	0.4408	-0.5831
	p값	0.3164	0.2894	0.6597	0.5603
	표본수	262	262	262	262

주) 1. 평균수익률과 표준편차는 %로 측정된 것이고 t값은 평균수익률이 0과 다른가를 검증하는 것이며, F값은 분산차이로 월별수익률이 서로 다른가를 검증하는 것이다.

2. **: $p < 0.01$, * : $p < 0.05$, † : $p < 0.10$

<그림 1> 월별 규모별 수익률 변화(2001~2014)



4.2. 위험조정 이전의 실증분석결과

귀무가설1($H_{1,0} : b_2 = b_3 = b_4 = \dots = b_{12} = 0$)의 검정결과, 종합주가지수의 경우 F -통계량이 1.232로 나와 귀무가설을 채택한다. 이는 분자, 분모의 자유도 그리고 5% 유의수준을 고려할 때 임계치는 1.92에 근사하므로 F -통계량 1.2321은 임계치보다 작은 값으로 통계적으로 유의적이지 못하므로 귀무가설1을 기각하지 못한다. 즉 종합주가지수의 경우 F 검정 결과 1월 효과가 존재하지 않는다는 것을 나타낸다.

귀무가설2($H_{2,0} : \mu_1 = \mu_2$) 또한 동일한 결과를 나타낸다. 그리고 t 검정의 경우 b_1 절편(1월 수익률)과 b_2 추정계수(2월 수익률) 또한 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 이는 1월 효과가 t 검정의 경우 종합주가지수에 존재하지 않는다는 것을 의미한다. 그러나 월별효과는 종합주가지수가 4월에 추정계수가 -0.168로 음(-)의 평균수익률로서 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났으며, 이는 월별효과가 존재하는 것을 나타내는 것이다. 구체적으로 살펴보면 대형주는 8월에 양(+)의 수익률을, 중형주는 2월과 11월에 양(+)의 수익률과 7월에는 음(-)의 수익률을, 소형주는 7월에 음(-)의 수익률과 11월에 양(+)의 수익률을 각각 나타내고 있다.

<표 3> 종합주가지수의 회귀분석결과(위험조정 이전)

$$r_t = b_1 + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + \dots + b_{12} D_{12t} + e_t \quad (1)$$

	추정계수	표준오차	t통계량	p-value
b_1	0.0015	0.0014	1.0542	0.2929
b_2	0.1551	0.0994	1.5604	0.1200
b_3	-0.0353	0.0990	-0.3562	0.7220
b_4	-0.1680 [†]	0.0960	-1.7498	0.0815
b_5	-0.0269	0.0934	-0.2883	0.7733
b_6	0.0955	0.0954	1.0009	0.3179
b_7	0.0051	0.1028	0.0500	0.9602
b_8	0.1423	0.0914	1.5571	0.1208
b_9	0.0213	0.0767	0.2776	0.7816
b_{10}	-0.0072	0.0678	-0.1064	0.9154
b_{11}	0.0388	0.0797	0.4868	0.6269
b_{12}	0.1536	0.0982	1.5640	0.1192
R^2	0.0547			
$H_{1,0}$	1.2315(0.2668)			
$H_{2,0}$	1.3318(0.2497)			
Log likelihood	601.46			

<표 4> 대형주가지수의 회귀분석결과(위험조정 이전)

$$r_t = b_1 + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + \dots + b_{12} D_{12t} + e_t \quad (1)$$

	추정계수	표준오차	t통계량	p-value
b_1	0.0015	0.0015	1.0139	0.3117
b_2	0.1270	0.0998	1.2729	0.2043
b_3	-0.0473	0.1017	-0.4652	0.6422
b_4	-0.1597	0.0972	-1.6434	0.1016
b_5	-0.0161	0.0948	-0.1697	0.8654
b_6	0.1035	0.0978	1.0585	0.2909
b_7	0.0256	0.1045	0.2445	0.8071
b_8	0.1570 [†]	0.0946	1.6598	0.0983
b_9	0.0205	0.0802	0.2551	0.7989
b_{10}	-0.0110	0.0703	-0.1570	0.8754
b_{11}	0.0285	0.0810	0.3524	0.7249
b_{12}	0.1474	0.0973	1.5156	0.1310
R^2	0.0505			
$H_{1,0}$	1.1322(0.3368)			
$H_{2,0}$	1.2914(0.2569)			
Log likelihood	586.52			

주) 1. 원별효과를 나타내는 F값은 귀무가설1($H_{1,0} : b_2 = b_3 = b_4 = \dots = b_{12} = 0$)과 귀무가설2($H_{2,0} : \mu_1 = \mu_2$)에 대한 검정으로 원별 주가수익률에 원별효과가 존재하는지를 나타냄.

2. ** : $p < 0.01$, * : $p < 0.05$, † : $p < 0.10$

<표 5> 중형주가지수의 회귀분석결과(위험조정 이전)

$$r_t = b_1 + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + \dots + b_{12} D_{12t} + e_t \quad (1)$$

	추정계수	표준오차	t통계량	p-value
b_1	0.0014	0.0013	1.0120	0.3126
b_2	0.1923 [†]	0.1116	1.7231	0.0862
b_3	-0.0561	0.0948	-0.5916	0.5547
b_4	-0.0874	0.0973	-0.8980	0.3701
b_5	0.0200	0.0952	0.2106	0.8334
b_6	0.1222	0.0904	1.3527	0.1775
b_7	-0.1654 [†]	0.0977	-1.6920	0.0920
b_8	0.0576	0.0875	0.6576	0.5114
b_9	-0.0277	0.0698	-0.3967	0.6920
b_{10}	0.0208	0.0620	0.3355	0.7376
b_{11}	0.1326 [†]	0.0799	1.6591	0.0984
b_{12}	0.1413	0.1103	1.2812	0.2014
R^2	0.0673			
$H_{1,0}$	1.5354(0.1197)			
$H_{2,0}$	1.1693(0.2807)			
Log likelihood	612.33			

<표 6> 소형주가지수의 회귀분석결과(위험조정 이전)

$$r_t = b_1 + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + \dots + b_{12} D_{12t} + e_t \quad (1)$$

	추정계수	표준오차	t통계량	p-value
b_1	-0.0001	0.0013	-0.0843	0.9329
b_2	0.2040	0.1271	1.6057	0.1097
b_3	-0.0968	0.1015	-0.9539	0.3411
b_4	-0.0951	0.1033	-0.9206	0.3582
b_5	-0.0916	0.1135	-0.8072	0.4204
b_6	0.0710	0.1029	0.6895	0.4912
b_7	-0.1831 [†]	0.1098	-1.6681	0.0966
b_8	-0.0273	0.0925	-0.2946	0.7685
b_9	0.0207	0.0669	0.3088	0.7578
b_{10}	0.0121	0.0715	0.1694	0.8656
b_{11}	0.2328 [*]	0.1017	2.2887	0.0230
b_{12}	0.2035	0.1313	1.5496	0.1226
R^2	0.0683			
$H_{1,0}$	1.5595(0.1118)			
$H_{2,0}$	0.5089(0.4776)			
Log likelihood	618.15			

주) 1. 원변효과를 나타내는 F값은 귀무가설1($H_{1,0} : b_2 = b_3 = b_4 = \dots = b_{12} = 0$)과 귀무가설2($H_{2,0} : \mu_1 = \mu_2$)에 대한 검정으로 원변 주가수익률에 원변효과가 존재하는지를 나타냄.

2. **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$, †: $p < 0.10$

<표 4>~<표 6>에서 위험조정 이전의 대형·중형·소형 주가지수의 귀무가설1 ($H_{1,0} : b_2 = b_3 = b_4 = \dots = b_{12} = 0$)의 F -통계량은 각각 1.1322, 1.5354, 1.5595로서 소형지수의 F -통계량이 조금 높게 나왔으나 모두 5% 유의수준의 임계치보다 작은 값을 가지므로 귀무가설1을 기각하지 못한다. 즉, 2001년 1월부터 2014년 1월까지의 자료를 통해 얻은 결과는 종합주가지수, 대형·중형·소형 주가지수 모두 F 검정 결과 1월 효과가 존재하지 않는다는 것을 나타낸다. 귀무가설2($H_{2,0} : \mu_1 = \mu_2$)에서도 귀무가설1과 동일한 결과를 나타낸다.

t 검정의 경우, 1월의 수익률을 나타내는 b_1 절편의 t -통계량은 종합주가지수, 대형·중형 주가지수의 경우 양(+)의 값으로 모두 통계적으로 유의하지 않게 나타났으며, 소형주가지수의 경우는 음(-)의 값으로 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 즉 종합주가지수, 대형·중형 주가지수는 1월 중 0보다 큰 양(+)의 값으로 통계적으로 유의하지 않음을 알 수 있다. 이는 t 검정 결과 규모별 모든 주가지수에서 1월 효과가 없다는 것을 보여주고 있다.

2001년 1월부터 2014년 1월까지의 자료에서 위험조정 이전의 F 검정 결과 1월 효과가 없는 것으로 나타났고, t 검정의 경우에도 종합주가지수, 대형·중형·소형 주가지수에서 1월 효과가 없는 것으로 나타났다.

4.3. 위험조정 이후의 실증분석결과

선형회귀분석에서 초과수익률(r_{Ex})은 국고채(3년) 시장금리를 적용하여 위험조정 이후 종합·대형·중형·소형 주가지수의 분석결과를 보면 <표 7>~<표 10>와 같다.

기업규모효과(size effect)는 체계적 위험인 베타를 조정한 이후 비정상수익률이 기업규모와 음(-)의 상관관계를 가진다고 하는 실증결과(Banz, 1981)는 CAPM으로는 설명되지 않는 현상이다. 일반적으로 CAPM에 의하면, 소규모 기업의 베타는 큰 기업의 베타에 비해 더 높게 나타나는 것으로 알려져 있다.⁴⁾

본 연구에서의 분석결과, 규모별 대형·중형·소형 주가지수의 F -통계량은 각각 0.7651,

4) Chan & Chen(1988)의 연구결과, 베타와 기업규모는 매우 높은 음(-)의 상관관계를 보여준다. 기업규모와 주가수익률 간의 강한 음(-)의 상관관계는 소규모 기업들이 대규모 기업들에 비해 수익성 측면에서 더 높은 위험을 가지고 있기 때문에 투자자들은 더 높은 수익률을 요구한다고 볼 수 있으며, 또 한편으로 소규모 기업들이 대규모 기업들에 비해 활발한 거래가 없기 때문에 투자자들이 유동성 결여에 대한 위험프리미엄을 요구하기 때문에 나타난다고도 할 수 있다.

0.8622, 1.4269로서 소형주가지수가 다소 높게 나타났으나 모두 5% 유의수준의 임계치보다 작은 값을 가지므로 귀무가설2을 기각하지 못한다. 따라서 F 검정 결과 1월 효과는 존재하지 않는다는 것을 보여주고 있다. t 검정 결과 1월의 수익률을 나타내는 절편(b_1)의 t -통계량은 대형·중형·소형의 주가지수에서 통계적으로 유의하게 나타났으나 대형주가지수는 양(+)¹의 값을, 중형·소형의 주가지수는 각각 음(-)의 값을 크기 순서대로 보여주고 있다.

이와 같이 위험조정이전 자료에서는 유의적이지는 않지만 소형주에서만 음(-)의 값이 나타나고, 위험조정이후 자료에서는 통계적 유의수준에서 중형·소형의 주가지수에서 음(-)의 값이 나타나는 것은 2007년 글로벌 금융위기 기간에서 우리나라 금융 채권에 대한 시장금리의 비정상적인 상승이 음(-)의 수익률을 보여주는 주요한 원인으로 볼 수 있다.

<표 7> 종합주가지수의 회귀분석결과(위험조정 이후)

$$r_t = b_1 + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + \dots + b_{12} D_{12t} + e_t \quad (1)$$

$$r_{it} = \alpha + \beta_i r_{Mt} + e_{it} \quad (4)$$

$$r_{Bt} = (r_{it} - r_{ft}) = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i (r_{Mt} - r_{ft}) + e_{it} \quad (5)$$

	추정계수	표준오차	t 통계량	p -value
b_1	-0.0054 [†]	0.0031	-1.7349	0.0845
b_2	0.0428	0.0913	0.4684	0.6401
b_3	0.0685	0.0923	0.7428	0.4586
b_4	0.1888 [†]	0.1030	1.8319	0.0686
b_5	-0.0008	0.0776	-0.0102	0.9919
b_6	0.1062	0.0834	1.2731	0.2046
b_7	0.0302	0.0940	0.3209	0.7487
b_8	0.0945	0.0713	1.3250	0.1869
b_9	0.1541 [*]	0.0733	2.1040	0.0368
b_{10}	0.0471	0.0518	0.9093	0.3644
b_{11}	-0.1023	0.0658	-1.5541	0.1220
b_{12}	-0.0856	0.0896	-0.9559	0.3404
R^2 (Adj. R^2)	0.0848(0.0279)			
$H_{1,0}$	1.4910(0.1382)			
$H_{2,0}$	6.5307 [*] (0.0114)			
Log likelihood	526.56			

<표 8> 대형주가지수의 회귀분석결과(위험조정 이후)

$$r_t = b_1 + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + \dots + b_{12} D_{12t} + e_t \quad (1)$$

$$r_{it} = \alpha + \beta_i r_{Mt} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$r_{Bt} = (r_{it} - r_{ft}) = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i (r_{Mt} - r_{ft}) + \epsilon_{it} \quad (5)$$

	추정계수	표준오차	t통계량	p-value
b_1	0.0005**	0.0001	3.4784	0.0006
b_2	0.0551	0.1058	0.5211	0.6029
b_3	0.0217	0.1087	0.1994	0.8422
b_4	-0.0423	0.1008	-0.4196	0.6753
b_5	0.0573	0.0947	0.6056	0.5455
b_6	0.1816†	0.0983	1.8474	0.0664
b_7	-0.0636	0.1086	-0.5862	0.5585
b_8	-0.0881	0.0794	-1.1099	0.2686
b_9	-0.0707	0.0940	-0.7523	0.4529
b_{10}	-0.0628	0.0636	-0.9868	0.3251
b_{11}	-0.0284	0.0869	-0.3273	0.7439
b_{12}	-0.0391	0.0872	-0.4486	0.6543
$R^2(Adj. R^2)$	0.0454(-0.0139)			
$H_{1,0}$	0.7651(0.6745)			
$H_{2,0}$	0.0766(0.7822)			
Log likelihood	970.00			

<표 9> 중형주가지수의 회귀분석결과(위험조정 이후)

	추정계수	표준오차	t통계량	p-value
b_1	-0.0024**	0.0006	-4.0220	0.0001
b_2	0.0973	0.0797	1.2198	0.2242
b_3	0.0195	0.0865	0.2251	0.8221
b_4	-0.0414	0.0831	-0.4988	0.6185
b_5	-0.0286	0.0841	-0.3404	0.7340
b_6	-0.0285	0.0723	-0.3949	0.6934
b_7	0.0691	0.0951	0.7269	0.4682
b_8	-0.0500	0.0771	-0.6484	0.5176
b_9	-0.0438	0.0808	-0.5420	0.5885
b_{10}	-0.1080*	0.0513	-2.1073	0.0365
b_{11}	-0.0841	0.0741	-1.1347	0.2580
b_{12}	-0.0170	0.0794	-0.2144	0.8305
$R^2(Adj. R^2)$	0.0509(-0.0081)			
$H_{1,0}$	0.8622(0.5785)			
$H_{2,0}$	0.6114(0.4353)			
Log likelihood	677.96			

<표 10> 소형주가지수의 회귀분석결과(위험조정 이후)

$$r_{it} = b_1 + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + \dots + b_{12} D_{12t} + e_{it} \quad (1)$$

$$r_{it} = \alpha + \beta_i r_{Mt} + e_{it} \quad (4)$$

$$r_{Bt} = (r_{it} - r_{ft}) = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i (r_{Mt} - r_{ft}) + e_{it} \quad (5)$$

	추정계수	표준오차	t 통계량	p-value
b_1	-0.0043**	0.0011	-3.7320	0.0003
b_2	0.0622	0.0815	0.7634	0.4463
b_3	0.1695†	0.0904	1.8757	0.0623
b_4	-0.0372	0.0818	-0.4549	0.6497
b_5	0.1496†	0.0857	1.7448	0.0828
b_6	0.0441	0.0836	0.5279	0.5982
b_7	-0.1554	0.1029	-1.5094	0.1330
b_8	0.0117	0.0734	0.1592	0.8737
b_9	0.0027	0.0728	0.0365	0.9709
b_{10}	-0.1252*	0.0595	-2.1047	0.0367
b_{11}	-0.0605	0.0879	-0.6878	0.4925
b_{12}	-0.0434	0.0812	-0.5351	0.5932
$R^2(Adj. R^2)$	0.0815(0.0244)			
$H_{1,0}$	1.4269(0.1642)			
$H_{2,0}$	0.0668(0.7963)			
Log likelihood	644.76			

주) 1. 원변효과를 나타내는 F-통계량은 귀무가설1($H_{1,0} : b_2 = b_3 = b_4 = \dots = b_{12} = 0$)과 귀무가설2($H_{2,0} : \mu_1 = \mu_2$)에 대한 검정으로 원변 주가지수익률에 원변효과가 존재하는지를 나타냄.

2. 회귀식(4)에서 r_{it} 는 t시점에서 i규모 주가지수의 원변수익률이며, r_{Mt} 는 t시점에서 종합주가지수의 원변수익률, b_i 는 i규모 주가지수의 체계적 위험을 나타냄. 회귀식 (5)에서는 식 (4)로부터 추정된 베타값을 이용하여 추정기간 다음 달의 i규모 주가지수의 위험조정 후 초과수익률을 도출하며, 여기서 r_{Bt} 는 위험조정 이후 초과수익률, r_{it}, r_{ft}, r_{Mt} 는 각각 추정기간 다음 달의 종합주가지수 수익률, 무위험이자율(국고채 3년), i규모 주가지수익률을 나타냄.

3. **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$, †: $p < 0.10$

<표 7>~<표 10>는 회귀분석결과, 위험조정 이후 규모별 주가지수에서 귀무가설3, 4는 기각되므로 종합주가지수는 1월의 수익률이 다른 달에 비해 10% 유의수준에서, 대형·중형·소형 주가지수 1월의 수익률은 다른 달의 수익률에 비해 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 결과를 보여주고 있다. 즉 대형주가지수는 양(+)의 유의적인 값으로, 종합·중형·소형의 주가지수는 각각 음(-)의 유의적인 값으로 나타났다. 따라서 종합·대형·중형·소형 주가지수 모두에서 1월 효과가 존재한다고 할 수 있다.5)

5) 1월 효과에 대한 유력한 가설로서 정보가설에 의하면, 1월에는 정부시책과 경제발표에서 낙관적인 수치가 제시되며, 그 해의 경제에 대한 긍정적인 전망은 연초의 투자심리를 증가시켜 연초에는 주식을 매입함으로써 1월 효과를 발생시키는 이유가 될 수 있다. 특히 1월은 회계연도가 12월에 마감되는 대부분의 국내 기업들의 결산에 따른 재무정보가 공시되기

V. 결 론

본 논문에서는 2001년 1월 2일부터 2014년 1월 29일까지의 자료를 통하여 회귀분석 및 비모수 통계 검증을 통한 분석결과 월별효과와 1월 효과는 존재하는 것으로 나타났다. 이는 회귀분석결과 종합주가지수의 종합·대형·중형·소형 주가지수의 t 통계량으로 확인할 수 있었다. 이와 같이 1월 효과는 위험조정 이전 자료에서는 비유의적이거나 소형주에서만 음(-)의 값이 나타나고, 위험조정 이후 자료에서는 통계적 유의수준에서 대형 주가지수에서 양(+)의 값이 나타났다.

Szakmary & Kiefer(2004)의 연구에 의하면 1993년도에 S&P 500 중형지수선물과 러셀 2000 지수선물에서 1993년 이후 1월 효과가 없어졌음을 보여주었다.

이와 같이 종합주가지수의 종합·대형·중형·소형 주가지수에서 1월 효과가 나타나는 것으로 보아 기존의 미국시장에 대한 선행연구에서의 결과에 비해 한국시장은 단기간에 걸쳐 계절적 이례현상인 월별효과와 1월 효과가 존재하며, 이를 통해 효율적인 국내 주식시장을 조성하기 위한 시장참여자들의 보다 합리적인 의사결정에 정보를 제공하였다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있다.

본 연구의 한계점으로는 2003년 이후, 한국거래소에서 발표하는 상장기업의 규모를 시가총액기준에 따라 규모별 주가지수 자료를 이용하여 분석하였으나 월별효과에 대한 분석기간으로서는 다소 짧다는 것이다. 그러나 향후 국내 주식시장에서 주가변동의 이례현상인 월별효과와 1월 효과의 지속성에 대한 보다 이론적인 고찰을 하기 위해서는 분석기간을 확장하여 시간의 경과에 따른 추가적인 추세변화에 대한 연구가 더 필요하다고 보인다.

때문에 투자자와 기업 모두에게 불확실성이 감소한다. 따라서 1월 중의 정보제공은 대규모 기업들보다 소규모 기업들의 주가에 더 큰 영향을 미치게 된다.

참고문헌

- 고광수·노석균(1993), “제 지수에 나타나는 월별계절성 연구 : 미국, 일본, 영국 및 아시안 NICs와의 비교”, 『재무연구』, 6(8), 33~54.
- 장경천(1991), “우리나라 증권시장의 계절성과 규모효과에 관한 연구”, 『증권금융』, 10, 3~16.
- 지 청(1987), “우리나라 증권시장에서의 기업규모효과에 관한 실증적 연구”, 증권학회지, 9, 1~38.
- Banz, R. W.(1981), “The relationship between return and market value of common stock”, *Journal of Financial Economics*, 9, 3~18.
- Chan, C., N. Chen and D. Hsieh(1985), “An exploratory investigation of the firm size effect,” *Journal of Financial Economics*, 14, 451~471.
- Chen, N., T. Copeland and D. Mayers(1987), “A comparison of single and multifactor portfolio performance methodologies,” Unpublished manuscript.
- Fama, Eugene F. and French, Kenneth R.(1992), “The cross of expected stock returns”, *Journal of Finance*, 47, 427~465.
- Gultekin, M. N. and N. B. Gultekin(1983), “Stock market seasonality: international evidence”, *Journal of Finance*, 12, 469~481.
- Keim, Donald B.(1983), “Size-related anomalies and stock return seasonality: further empirical evidence”, *Journal of Finance*, 12, 13~32.
- Lakonishok, J. and S. Smith(1988), “Are seasonal anomalies real?: a ninety-year perspective”, *Review of Finance Studies*, 1, 403~425.
- Reinganum, M.R.(1983), “The anomalous stock market behavior of small firms in january: empirical tests for tax-loss selling effects,” *Journal of Financial Economics*, 12(1), 89~104.
- Rogalski, R. J and S. M. Tinic(1986), “The january size effect: anomaly or risk missmeasurement?”, *Financial Analysis Journal*, 11, 63~71.
- Szakmary, Andrew C. and Dean B. Kiefer.(2004), “The disappearing january/turn of the year effect: evidence from stock index futures and cash markets?, *Journal of Futures Markets*, 24(8), 755~784.