우리나라 증권시장의 일월효과 재검정

이용환* · 윤홍근** · 박광석***

An Revisit On the Monthly Effect in Korean Stock Market

Young-hwan Lee · Hong-Geun Yoon · Kwang-Suck Park

ABSTRACT

Many The purpose of this paper is to revisit the existence of monthly effect in the Korea Stock Market. We conducted additory test about KOSPI200 from January 1990 to December 2002 and about KOSDAQ from January 2002 to December 2006. The other main focus is to examine Size Effect in Korea Stock Market. We also indicate Information hypothesis throught our findig. Data used in this paper are monthly returns of KOSPI and KOSDAQ from 1980 to 2006.

As a result, Evidence is provided that monthly abnormal returns in January have large means relative to the remaining eleven months. The relation between abnormal returns and size is always negative and more pronounced in January than in any other month-even in years. More than fifty percent of the January premium is attributable to large abnormal returns during the first week of trading in the year particularly on the first trading day. This finding is highly significant in the small sized capital stock of KOSPI market. We found January effect and Size Effect in the KOSPI market. but we didn't find January effect and Size Effect in the KOSDAQ market and KOSPI200.

keyword 일월효과, 규모효과, 코스피, 코스닥, 코스피200

Ⅰ. 서 론

1월효과는 1월의 주식수익률이 다른 달에 비해 주식수익률이 높게 나타나며 이러한 현상이 지속적으로 나타나는 계절적 이례현상 중의 하나이다. 이러한 1월효과에 대한 실

* 금오공과대학교 산업경영학과 부교수, 제1저자.
** 금오공과대학교 산업경영학과 박사과정, 교신저자.
*** 금오공과대학교 산업경영학과 박사과정, 공동저자.

증연구를 가장 먼저 시도했던 Klein과 Bawa(1977)의 정보가설에 의하면 1월은 대부분 기업들은 회계연도가 시작되면서 미래수익과 관련된 기업의 유용한 정보의 공시가 많이 이루어지며 주가의 불확실성은 증가하게 된다. 또한 1월중 정보제공은 평상시에 정보를 획득하기에 더 많은 비용과 한계가 있는 소규모 기업들의 주가가 대규모 기업들의 주가보다 더 큰 영향을 받게 되어 소규모 기업들의 월평균 수익률이 대규모 기업들의 수익률보다 더 높게 나타나는 이례현상이 발생하게 된다.

본 연구에서는 소형주의 1월의 수익률이 1.85로 관찰되었으며 이는 다른 달에 비해 좋은 성적을 보여준 것이며 다른 규모별 지수들에 비해서도 훨씬 더 높은 수익률을 보여준 것이다. 이러한 연구결과는 Klein과 Bawa(1977)의 정보가설을 지지해주는 것으로 사료된다. 1월효과의 존재유무에 대한 연구는 매우 다양하게 이루어졌다. 이러한 연구들로는 다음과 같은 연구들을 들 수 있을 것이다. 먼저, Lakonishock와 Smidt(1988)는 1897년부터 1986년까지 90년 동안의 다우존스공업지수(DJIA)의 월별수익률을 이용하여 월별효과의 존재유무를 검증하였다. 그 결과, 월별 수익률의 차이는 유의적으로 나타났지만 1월효과는 관찰되지 않았다. Haugen과 Jorion(1996)은 Lakonishock와 Smidt(1988)의 연구결과를 반박하면서, 공식적으로 Rozeff와 Kinney(1976)가 1월효과를 보고한지 17년이 지났음에도 여전히 1월효과가 존재하고 있으며 1월의 수익률이 가장 높게 나타난다는 것을 관찰했다. 본 연구 역시 Haugen과 Jorion(1996)의 연구처럼 1월의 수익률이 다른 달에 비해 더 높게 나타났으며 1980년부터 2002년까지 약 23년간 그 효과가 지속적으로 나타나는 것을 발견하였다. 하지만 그 효과의 정도는 미미하게 관찰되었다.

Cooper, McConnell과 Ovtchinnikov(2006)은 1940년부터 2003년까지 CRSP 시가총액 동일가중평균 수익률과 가치가중평균 시장수익률을 관찰한 결과, 1월의 시장수익률이 양의 값을 가지는 해의 2월부터 12월까지의 수익률이 1월의 주식수익률이 음의 값을 가지는 해의 동기간의 시장 수익률보다 더 높다는 사실을 발견하고, 이러한 현상을 기존의 1월효과와 구분하여 "The Other January Effect" 라고 명하였다. 또한 경기 변동이나 투자자들의 심리상태, 대선 사이클과 주가와의 관련성 등을 이용하여 The Other January Effect를 설명하려했으나 결국 1월 수익률이 예측력을 가지는 이유를 밝히지 못하고, 다만 드러나지 않은 시장전체에 미치는 어떤 리스크 때문일 것이라 잠정 결론을 내렸다.

즉 월별효과를 설명할 수 있는 요인을 찾을 수가 없었다. 본 연구에서도 최근 우리나라 증권시장에 가장 크게 영향을 끼쳤던 IMF와 같은 경기변동요인으로 월별효과를 설명해줄 수 있는 지 분석하기 위해 IMF 기간(1998~2000)동안 유가증권시장의 종합주가지수와 KOSPI200의 월별수익률[1]을 검토해본 결과 2000년 1월의 수익률이 각각 -0.082과 -0.084를 나타낸 것을 제외하고는 나머지 기간에서는 1월효과가 나타났다. 또한 IMF이전, 이후 모두 1월효과의 발생여부가 임의적으로 나타나 이러한 경기변동 요인만으로 월별효과를 설명하기는 어렵다고 사료된다.

1) 코스닥 시장의 경우 한국증권연구원의 KSRI-SD 2007에서 2001년 이후의 자료만 추출 가능하여 본 연구의 대표지수 중 유가증권시장의 종합주가지수와 KOSPI200에 대해서만 살펴보았다.

Gu(2003)는 1988년 이후 소형주 뿐만 아니라 대형주에서도 1월효과의 정도가 현저하게 감소하고 있음을 발견했고, 러셀지수의 경우는 1월효과가 사라지고 있음을 지적하였다. 비록 2차 대전 이후의 다우30지수와 S&P500지수의 경우 1월효과가 여전히 존재하였으나 이 경우에도 1975년 및 1976년의 비정상적으로 높은 1월의 수익률을 배제하면 그 효과의 정도는 증가하지 않고 있음을 보여주었다. 그리고 1월효과가 점점 감소하는 추세는 소형주에서 보다 분명하게 나타났다. 본 연구에서도 역시 1월효과는 존재하였으나 그 효과가 미미하게 나타났으며, Gu(2003)의 연구결과와 달리 대형주에서 1월효과의 하향추세가 좀더 크게 나타남을 관찰했다.

그리고 본 연구와 관련된 기존의 국내 실증연구들에는 다음과 같은 것들이 있다. 먼저 최흥식·김상환(1994)은 1980년부터 1992년까지 13년 동안의 종합주가지수와 규모별 주가지수를 이용하여 월별효과를 분석하였는데 중형주와 소형주에서 월별효과를 발견할 수 있었다. 그리고 자본자산가격 결정모형(CAPM)을 이용하여 위험을 조정하였다. 또한 위험 조정전과 위험 조정후로 나누어 월별효과가 각각 어떻게 나타는지에 대한 연구를 시도하였다. 그 결과 위험 조정전과 위험 조정후에 월별효과는 큰 차이가 없었다.

그러나 1월초 약 10일 동안의 소규모 주식에서 월별효과가 두드러지게 나타난다는 것을 발견하였다. 이 연구는 월별효과와 규모효과를 연계시켜 계절적 이례현상을 검증해보았는데 그 의의가 있었다. 본 연구는 최흥식·김상환(1994)의 연구결과처럼 유가증권시장의 소형주에서 1월효과가 더욱 뚜렷하게 나타나는지, 아니면 또다른 규모의 지수에서 1월효과가 더욱 뚜렷하게 나타나는지에 대해 검증해볼 것이다. 최흥식·김상환(1994)의 연구결과와 유사한 연구로는 이훈상·최동현(1996)의 연구를 들 수 있다. 그들은 1980년부터 1994년까지 15년 동안 금융업을 제외한 모든 종목에서 무작위로 표본을 추출하여 자본금 규모에 따라 전체기업, 대규모, 중규모, 소규모의 위험 조정 전과 위험 조정 후의 결과를 나누어 분석하여 우리나라 주식시장에도 월별수익률에 이례 현상이 존재하는지를 검토하였다. 연구결과, 위험 조정 전이나 위험 조정 후에 관계없이 우리나라의 주식시장에도 여전히 1월효과가 존재함을 실증적으로 밝혀냈다. 본 연구에서는 최흥식·김상환(1994)연구 와 이훈상·최동현(1996)의 연구등 기존의 많은 선행연구들에서 위험을 조정한 이전과 이후의 결과에 관계없이 월별효과 존재유무에 대한 결론이 도출되었기에 이에 대한 논의는 생략할 것이다.

색다른 결론을 도출한 대한투자증권(2003)의 실증연구에서는 1993년부터 2003년까지 미국과 우리나라의 주식시장에서 1월 효과가 실재하는지의 여부를 살펴본 결과, 1월의 수익률이 다소 높게는 측정되었으나 1월의 수익률이 (+)를 기록한 경우는 7번이었으며, 그중 3번은 수익률이 1%미만을 기록하고 있어 의미가 있는 수익률 달성이라고는 보기 어려우며 통계적으로도 유의성이 없어 우리나라 증권시장에서는 월별효과가 존재하지 않는다고 주장하였다. 본 연구는 이처럼 1월효과 존재여부에 대해 국내외 수많은 선행연구들에서 그 결과가 상이하게 나타남에 따라 과연 최근의 우리나라 증권시장에서는 1

월효과의 존재여부에 대해 어떻게 관찰되는지, 만일 여전히 존재한다면 그 효과의 정도가 어느 정도인지를 알아보고자 한다. 또한 기존 선행연구들에서는 유가증권시장에만 관심을 보였지만 본 연구자는 유가증권시장 뿐만 아니라 코스닥 시장에서도 월별효과가 존재하는지에 대해 알아보고자 한다.

이를 위해 본 연구처럼 1월효과를 지지하는 이훈상·최동현(1996), 최흥식·김상환(1994), 안성연·조정원(1997)의 실증결과와 본연구와의 비교분석을 통해 각 연구별로 1월효과의 존재유무 및 1월효과 추세의 정도를 비교검증 해볼 것이다. 또한, KOSPI200과 코스닥지수들의 경우, 본 연구에서 처음으로 시도된 연구이기에 선행연구와의 비교대신 선행연구들의 주된 연구대상이었던 유가증권시장의 지수와 동일한 결과를 나타내는지 즉 코스닥시장의 지수들에서도 1월효과가 관찰되는지 검증해볼 것이다. 이러한 본 연구의 구성은 다음과 같이 이루어져 있다. 2장에서는 자료 및 방법론에 대한 논의를 할 것이며, 3장에서는 선행연구들과의 비교를 통해 우리나라의 유가증권시장과 코스닥[2] 시장에서의 1월효과의 실증분석 결과를, 마지막으로 4장에서는 본 연구의 결과가 요약, 기술 될 것이다.

Ⅱ. 자료 및 방법론

1. 자료

본 연구는 한국증권선물거래소가 발표하는 주가지수 가운데 유가증권시장의 종합주가지수와 규모별 주가지수인 대형주, 중형주, 소형주와 KOSPI200 주가지수 그리고 코스닥시장의 코스닥종합, 코스닥 대형주, 코스닥 중형주와 코스닥 소형주가지수를 이용하여 1월효과에 대한 분석을 했다. 먼저 유가증권 시장의 종합주가지수는 우리나라 주식시장 1부와 2부에 상장되어 있는 전 종목에 대한 시가총액식 주가지수이다. 그리고 한국증권선물거래소의 규모별 구분 방법에 따르면 대형 주가지수는 자본금 150억원 이상의 주식들을 대상으로, 중형 주가지수는 150억원 미만 50억원 이상의 주식들을 대상으로, 소형 주가지수는 50억원 미만의 주식들을 대상으로 하여 시가총액식으로 계산된 지수이다. 그리고 KOSPI200지수는 1990년 1월에 새롭게 등장한 한국증권선물거래소 내에 상장된 전 종목 중 가장 우량한 종목들 200개를 모아놓은 지수이다. 또한 코스닥지수는 유가증권시장에 상장되지 아니한 유가증권의 매매거래를 위하여 거래소가 개설하는 코스닥시장의 지수로써 유가증권거래소와 마찬가지로 시가총액식으로 계산되었으며 주로 벤처기업 및 유망 중소기업들로 구성되어 있다. 그리고 코스닥시장의 기업규모 분류기준에 의하면,

2) 본 연구의 가장 주된 연구대상인 코스닥 시장의 경우에, 자료수집의 한계로 인해 2002년부터 2006년까지의 5년간의 자료만을 가지고 1월효과 존재유무 및 규모효과를 검증을 하였다.

정기 변경일 이전 3개월간의 일평균 시가총액을 기준에 따라 시가총액 상위 100위까지를 코스닥 대형주로, 상위 101로부터 400위까지를 코스닥 중형주로, 나머지는 코스닥 소형주로 분류한다.

본 연구에서는「비교 시점의 주가지수/기준 시점의 주가지수-1」의 이산형 수익률 계산방식에 따라 지수의 변화율을 시장전체의 투자수익률로 간주했으며 규모별 주가지수 변화율은 규모별 투자수익률로 간주하였다. 한편 한국증권선물거래소가 발표하는 지수는 배당락 효과가 고려되지 않은 자료이다. 배당락을 고려하지 않을 경우 주가수익률은 과소계상 되기 때문에 지수를 그대로 사용하면 분석결과에 왜곡이 발생하게 될 가능성이 높아진다. 그러므로 이런 왜곡현상을 다소나마 줄이기 위해 배당락이 가장 크게 이루어지는 매년 첫 영업일의 수익률은 분석에 포함시키지 않았다. 즉, 1월 수익률을 계산하는데 있어, 기준치를 지난해 12월 최종 영업일의 종가지수를 사용하는 대신 첫 영업일의 주가지수를 사용하였다. 본 연구의 실증분석 대상기간은 <표 1>과 같다.

〈표 1〉 표본별 실증분석기간

구 분	기 간
종합주가지수	1980.1 ~ 2002.12
대형주가지수	1980.1 ~ 2002.12
중형주가지수	1980.1 ~ 2002.12
소형주가지수	1980.1 ~ 2002.12
KOSPI 200	1990.1 ~ 2002.12
코스닥 주가지수	2002.1 ~ 2006.12
코스닥 대형주가지수	2002.1 ~ 2006.12
코스닥 중형주가지수	2002.1 ~ 2006.12
코스닥 소형주가지수	2002.1 ~ 2006.12

KOSPI200지수와 코스닥 주가지수들이 유가증권시장의 규모별 주가지수와 분석기간이 다른 이유는 KOSPI200지수는 만들어진 해가 1990년이기에 그 이전 자료를 구할 수 가 없었으며 코스닥지수들은 KSRI Stock Database 2007데이터베이스에서도 2002년 이전의 자료를 구할 수 없었기 때문이다. 그리고 기존의 월별효과 존재여부에 대한 연구들에서도 고려되지 않았던 유가증권거래소의 KOSPI200과 코스닥 지수들에 대해서도 월별효과 및 기업규모효과 존재여부에 대해서 살펴보았다. 또한 주가지수 및 개별주식 수익률은 한국증권 연구원에서 제공되는 KSRI Stock Database 2007 자료 파일로부터 구하였다. 또한 유가증권시장의 자료들을 2006년까지 연장하거나 표본연구 기간을 연장하지 않았을 때의 결과에 차이가 없었기 때문에 유가증권거래소의 자료는 본 저자의 기존연구(2002)의 유가증권시장의 주식 표본자료를 그대로 활용했다.

2. 방법론

본 연구에서는 2가지의 가설을 검증코자 하는데 다음과 같다. 첫 번째 가설은 각 월별로 수익률에는 차이가 있다. 즉 월별효과가 있다는 가설이며 두 번째 가설은 규모별로 월별수익률에는 차이가 있다는 가설이다.

2.1 가설1의 첫 번째 검정방법

가설 1은 과연 각 월별로 수익률에 유의적인 차이가 있는지, 즉, 월별효과가 존재하는지를 검증 하는 것이다. 이에 대한 검증은 크게 두 가지 관점에서 행해질 수 있다. 하나는 1월부터 12월까지 월별수익률에 차이가 나는지를 검증하는 것이며, 또 다른 방법은 특정 월의 수익률이 나머지 전체 월의 수익률과 유의적으로 상이한지를 검증하는 것이다. 가설 1에 대한 실증방법은 모수, 비모수 방법을 동시에 활용하였다. 모수 방식 외에 비모수 방식을 활용한 이유는 수익률들이 특정분포를 따라야 한다는 모수 방식의 제약조건에서 벗어난 상태에서 가설검증을 할 수 있어 다양한 관점에서 좀더 정확한 분석이 가능하기 때문이다. 그리고 모수 방식으로는 더미변수를 이용한 선형회귀분석을 이용하였으며, 비모수 방식으로는 Kruskal-Wallis검정을 사용하였다.

2.1.1 모수적 방법

본 연구에서는 이러한 더미변수를 이용한 선형회귀방정식을 통해 월별효과의 존재유무에 대해 검증하였다. 즉, 가설 1의 귀무가설에 대해 최흥식·김상환(1994)의 연구 및 다수의 연구에서 사용한 선형회귀방정식인 식 (1)을 사용하여 구하였다. 이 모형은 총 11개의 더미변수를 이용하여 1월부터 12월까지의 월별수익률이 전체적으로 동일한가의 여부를 판단하고자 만들어진 모형이다. 선형회귀방정식에서 Rt는 t시점에서 대상 주가지수의 월별수익률이고, 더미변수는 각 월의 해당여부를 나타낸다.

$$R_t = \beta_1 + \sum_{j=2}^{12} \beta_j D_{jt} + \epsilon_t \quad (1)$$

단; $D_{jt} = \begin{cases} t\text{시점이 } j\text{월에 해당되면 } 1 \\ \text{그렇지 않으면 } 0 \end{cases}$

$H_0 : \beta_1 = \cdots\cdots\cdots = \beta_{12}$

(D2t=2월, D3t=3월, D4t=4월, D5t=5월, ..., D12t=12월) $_1$은 1월의 수익률을 나타내는 반면, $_2$에서 $_{12}$까지는 각 월의 수익률에서 1월의 수익률을 차감 한 값을 나타낸

다. 만약 각 월의 평균수익률이 동일하다면, 추정회귀계수($_2$에서 $_{12}$까지)는 0과 가까워야 한다. 만일 그렇지 않다면, 즉, 귀무가설(H_0)이 기각된다면 월별효과가 존재한다고 말할 수 있는 것이다.

2.1.2 비모수적 방법

Kruskal과 Wallis(1952)에 의해 개발된 Kruskal-Wallis검정은 3개 이상의 모 평균이나 중앙값을 비교하기 위해 사용된다. Kruskal-Wallis 검정은 표본 관찰치의 순위에 근거를 두고 있다. 아래에서 살펴볼 수 있는 식 (2)는 Kruskal-Wallis 검정모형으로써 모든 월 수익률에 순위를 매겨, 각 월별 순위합의 차이를 통해 월별수익률간에 차이가 있는가를 검정하는 비모수적 방법이다. 이 검증방법에서 수익률 자체 대신 순위를 사용하기 때문에 모수 방식보다는 이상치(outlier)들의 영향이 상대적으로 작게 나타나는 특징이 있다. 또한 이 검정모형은 정규분포의 가정이 위배될 때 대용적으로 사용된다. 본 연구에서 주장하는 귀무가설 하에서 Kruskal-Wallis 검정통계량 H는 근사적으로 자유도 (k-1)의 카이제곱 분포 $x^2(11)$를 따르며, 다음식과 같이 구할 수 있다(본 연구에서 k는, k=12개로써 즉, 1월에서 12월까지의 개수를 일컫는다).

$$H=\frac{12}{T(T+1)}\sum_{i=1}^{12}S_i(\overline{O}_i-\overline{O})^2$$

식(2)

단; T: 관찰치의 수

S_i: i월에 해당하는 관찰치의 수

$\overline{O}_i$: i월에 해당하는 순위의 평균

$\overline{O}$: 전체순위의 평균

2.2 가설1의 두 번째 검정방법

가설1의 두 번째 검증 방법 즉, 특정 월 의 수익률이 나머지 전체 월의 수익률과 유의적으로 상이한지를 검증하는 것 역시 1월부터 12월까지 월별수익률에 차이가 나는지를 검증하려는 첫 번째 방법처럼 모수 방식과 비모수 방식을 모두 고려하여 검증을 하였다. 한편, 모수 방식으로는 t-통계량을 이용하여 특정 월의 평균수익률과 이를 제외한 다른 달 전체의 월 평균수익률 사이에 차이가 있는가를 검증하였다. 이때 두 집단의 분산을 사전에 비교하여 분산이 유의적으로 동일할 때와 상이할 때로 구분하여 가설검정을 실시했다. 그리고 가설1의 두 번째 검증에 있어, 사용되는 비모수 방식인 Mann-Whitney검정모형은 순위합 검정의 일종으로써 독립된 표본을 비교하는데 이용된다. 이 방식은 t-검정과 척도만 다를 뿐 유사하다.

$$Z=\frac{U-\frac{n_A n_B}{2}}{\sqrt{\frac{n_A n_B}{12}}} \sim N(0,1)$$

식 (3)

단, $n_A, n_B \geq 20$

n_A : A 집단의 표본수

n_B : B 집단의 표본수

U : $S-\frac{n_A(n_A+1)}{2}$

S : A 집단에 배정된 순위의 합

또한 이것은 두 모집단으로부터 독립적 확률표본이 취해질 때, 두 모집단 사이에 유의한 차이가 있는지를 검정하기 위해 개발된 것이다. 이것은 자료가 순위로 구성되어 있을 때, "두 모집단의 평균이나 중앙값이 같다"는 귀무가설을 검정하는데 이용된다. 즉, 두 모집단으로부터 각각 n1, n2개의 관찰치를 포함하는 두 독립표본을 취했다고 하면, Mann-Whitney검정을 적용할 때, 두 표본으로부터의 자료를 통합하여 하나의 관찰치의 집단으로 만든다. 그리고 이들 관찰치를 가장 낮은 점수에서 가장 높은 점수까지 순위를 매긴다. 만약 귀무가설이 사실이라면, 두 표본으로부터의 관찰치는 통합된 자료의 순위에 대해 임의로 산포 되어 있어야 한다. 그러나 두 모집단의 중심경향이 다르다면, 작은 평균이나 중앙값을 갖는 모집단으로부터의 표본 관찰치는 낮은 순위를 가지는 반면에 큰 평균이나 중앙값을 갖는 모집단으로부터의 표본 관찰치는 높은 순위를 갖는다.

그런데 t-검정이 Mann-Whitney검정에 비해 두 모집단 사이의 차이를 더 명확히 규명해 준다. 그 이유는 t-검정이 자료로부터 더 많은 정보를 이용하기 때문이다. Mann-Whitney모형은 실제 관찰치 대신에 순위를 사용하기 때문에 유용한 정보를 잃어버리기 쉽다. 따라서 t-검정의 가정이 적절히 만족되면 t-검정을 사용하는 것이 더 효과적이다. 그러나 원래의 자료가 순위이거나 비정규분포로부터 나온 것이 분명하면 Mann-Whitney검정이 더 적합하며 식 (3)과 같이 나타낸다.

2.3 가설2의 검정방법

가설2는 기업규모별로 월별수익률에 통계적으로 유의적인 차이가 있는지, 즉, 규모별 월별효과가 존재하는지를 검증하는 것이다. 그런데 일반적으로 규모가 작은 기업의 주식이 규모가 큰 기업의 주식에 비해 높은 수익률을 나타낸다고 알려져 있다. 따라서 가설2는 과연 규모가 작은 기업들의 월별효과가 실제로 나타나는지, 특별히 1월에 그 효과가 크게 나타나는지에 대해 검토하고자 하였다. 가설2를 검증하기 위해서 유가증권거래소의

종합주가지수 및 대형 주가지수, 중형 주가지수와 소형 주가지수 그리고 기존에 논의되지 않았던 KOSPI200 지수와 코스닥 시장의 코스닥종합, 코스닥 대형주, 코스닥 중형주와 코스닥 소형주에 대하여 검증을 하였다.

Ⅲ. 실증결과

1. 월별수익률 평균비교

앞에서 세운 가설에 대한 검증을 하기 전에, 먼저 각 월별 수익률에 관한 분석을 해보기로 하자. <표 2>와 <표 3> 그리고 <그림 1>은 유가증권시장의 지수들, KOSPI 200지수와 코스닥시장의 주가지수들의 각 월별 평균수익률과 표준편차를 나타내고 있다. <표 2>와 <그림 1>에서 살펴볼 수 있듯이, 유가증권시장의 월별수익률은 다음과 같다. 첫 번째, 종합주가지수의 월별 평균수익률을 살펴보면 1월의 평균수익률이 다른 달에 비해 0.95%로 가장 높았다. 규모별 지수들을 살펴본 결과, 소형주의 전체 월평균수익률이 1.85%로 가장 높았으며 그 다음으로 월 평균 수익률이 1.46%인 중형주, 월평균수익률이 0.90%인 대형주순으로 월 평균 수익률이 나타났다.

〈표 2〉 월별 평균수익률(유가증권시장: 1980-2002, KOSPI 200: 1990-2002)

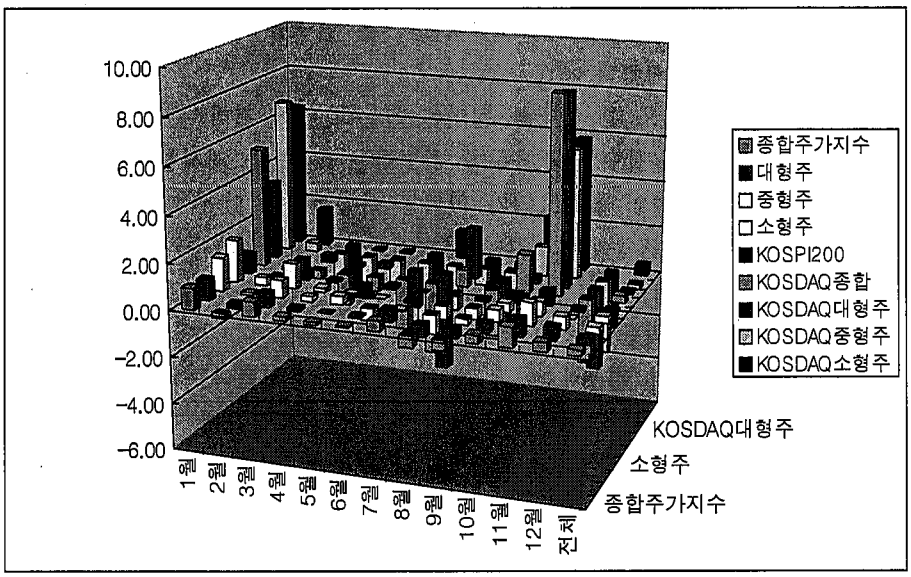
지수 / 월	종합주가지수		대형주		중형주		소형주		KOSPI200	
	μ	σ	μ	σ	μ	σ	μ	σ	μ	σ
1월	0.95	13.43	0.90	14.11	1.46	14.98	1.85	14.45	0.87	16.81
2월	-0.20	6.04	-0.21	6.86	0.07	5.95	0.34	5.49	-0.20	6.80
3월	0.65	8.11	0.59	8.83	0.75	8.66	1.08	8.01	0.19	9.00
4월	0.16	10.02	0.08	9.27	0.18	11.58	0.19	10.40	0.12	10.50
5월	0.09	8.11	0.04	8.90	0.37	7.96	0.08	7.40	-0.53	10.52
6월	0.09	8.38	0.03	8.24	-0.55	6.26	0.00	7.10	0.15	14.01
7월	0.48	8.24	0.50	9.24	0.09	7.62	-0.04	6.88	0.00	7.91
8월	-0.53	5.16	-0.51	5.52	-0.79	5.74	-0.60	5.98	0.05	11.72
9월	-0.44	6.44	-0.38	7.15	-0.27	4.87	-0.46	5.52	-0.11	9.29
10월	0.34	11.48	0.40	12.15	0.52	10.00	0.42	10.82	0.33	15.03
11월	0.83	8.61	0.73	9.06	0.99	12.38	0.60	6.96	0.65	10.64
12월	0.38	8.03	0.55	8.16	0.56	10.76	0.03	9.04	-0.10	10.64
전체	0.23	8.50	0.23	8.96	0.28	8.90	0.29	8.17	0.12	11.07

그리고 대형주와 중형주, 소형주 모두 1월의 월 평균 수익률이 다른 달에 비해 가장 높았다. 요컨대, 1980년에서 2002년까지 유가증권시장의 각 지수에 대한 월별수익률 검증결과,1월이 다른 달에 비해 수익률이 높게 나타났으며 규모별 월별효과에 대해서는 규모가 작으면 작을수록 수익률이 더 크게 나타났다. 이 결과를 통해 우리나라의 유가증권시장에서는 1월효과 및 규모별 월별효과가 나타날 가능성이 있음을 알 수 있다. 또한 이 결과는 Klein과 Bawa(1977)의 정보가설을 지지해주는 것으로 사료된다. 그리고 <표 3>과 <그림 1>에서 볼 수 있듯이 2002년부터 2006년까지의 코스닥시장의 월별 평균수익률을 살펴보면 다음과 같다.

<표 3> 월별 평균수익률 (코스닥 시장: 2002-2006, 단위 %)

지수 / 월	코스닥 종합		코스닥 대형주		코스닥 중형주		코스닥 소형주	
	μ	σ	μ	σ	μ	σ	μ	σ
1월	5.21	11.4	3.38	6.58	6.77	17.6	6.30	15.6
2월	-0.13	3.72	-0.74	3.54	0.42	3.25	1.62	4.88
3월	-0.34	11.1	0.33	9.02	-1.27	13.2	-2.40	12.2
4월	-1.37	13	-1.10	12.50	-1.92	14.2	-0.10	10.8
5월	-0.63	10.6	0.22	9.13	-1.33	12.7	-0.10	10.5
6월	-2.17	8.22	-1.63	7.12	-3.61	9.9	-1.60	10.9
7월	-3.09	8.19	-4.22	7.68	-2.01	8.02	1.20	11
8월	0.71	5.51	2.16	5.30	-0.72	6.49	-2.84	5.46
9월	-2.06	13.4	-2.20	13.60	-2.12	13	-1.80	12.4
10월	1.68	2.71	0.32	3.50	1.26	4.66	2.20	6.75
11월	8.60	8.29	8.39	8.53	5.67	7.84	5.80	9.54
12월	-2.74	6.26	-3.44	7.11	-3.20	5.99	-2.51	6.61
전체	0.31	8.53	0.12	7.80	-0.17	9.74	0.48	9.72

코스닥 종합과 코스닥 대형주는 11월의 월평균 수익률이 다른 달에 비해 각각 8.60%와 8.39%로 가장 높으며 코스닥 중형주와 코스닥 소형주에서는 1월의 평균수익률이 다른 달에 비해 각각 6.77%와 6.30%로 월평균 수익률이 가장 높았다. 코스닥 시장에서는 코스닥 중형주와 코스닥 소형주에서 1월효과가 발견되었다. 그런데 코스닥시장에서는 월별효과의 정도가 유가증권시장에 비해 더 높게 나타났다. 이는 유가증권시장에 비해 상대적으로 코스닥 시장이 훨씬 더 변동성이 심한 자본시장의 성격을 띠고 있기 때문일 것이다.



(유가증권시장: 1980-2002, KOSPI 200: 1990-2002, KOSDAQ군:2002-2006, 단위 %)

〈그림 1〉 유가증권시장과 코스닥시장의 월별 평균수익률

2. 월별효과 첫 번째 접근법 검증결과

본 연구에서 사용된 더미변수를 이용한 선형회귀모형 자체가 의미가 있는가를 검정할 필요가 있다.

이 경우, 귀무가설은 본 연구에서 제시한 바와 같이 " H_0: $_1 = \ldots = _{12}$ 과 H_1 : H_0 이 사실이 아니다." 와 같이 설정해야한다. 만약 귀무가설이 사실이라면 이 회귀모형은 $R_t = \beta_1 + \epsilon_t$ 가 되어 반응변수 R_t 는 모든 설명변수와 관계가 없음을 의미한다. 즉, 월별수익률간에 차이가 없다는 것을 의미한다는 것이다. 이에 대한 검정은 ANOVA를 이용하여 검정을 실시한다. 분산분석표에서의 F값은 평균회귀 제곱합과 평균잔차 제곱합의 비율(MSR/MSE)로써 모형의 적합도를 검정하는데 사용된다.

본 연구에서 제시된 F값은 월별수익률 자체가 존재하는지의 여부에 대한 적합도라고 할 수 있겠다. 그런데 본 연구에서는 더미변수를 이용한 선형회귀분석 모형을 사용하고도 두 변수간의 상관계수인 값을 추정하여 각 월별 F-검정결과를 나타내지 않았을까? 그 이유는 각 월별간 상관계수가 상당히 높게 나타났기 때문이다. 그럴 경우 다중 공선성의 문제가 발생하게 된다. 그런데 1월과 1월을 제외한 다른 달 전체의 비교를 위해서는 표준화를 해주어야한다. 그러나 다중공선성의 문제가 발생할 경우 표준화를 한다는

것 자체가 무의미해져버린다. 그러므로 값이 본 연구를 검증하는데 별 도움이 되지 않아 그 결과 값을 제외시켰다.

이 결과 값이 없다 해도 본 연구를 논의를 하는데 있어 전혀 무리가 없기 때문에 모형의 적합도 검정 즉, 월별수익률 유무를 검정하는 F값만을 제시한 것이다. 따라서 본 연구에서는 첫 번째 가설인 월별효과가 있다는 가설검정에 있어 더미변수를 이용한 선형회귀분석의 적합도 검정통계량 F값이 유의적이라면 각 월별수익률에 차이가 난다고 평가하였다. 그런데, 종합주가지수와 대형 주가지수의 검정통계량 F값은 모두 유의적이지 못하여 각 월별로 수익률에 차이가 없다고 할 수 있다.

그러나 소형주가지수의 경우에는 각 월별수익률이 동일하다는 귀무가설이 유의수준 1%에서 기각되었다. 따라서 소형주가지수에서는 월별수익률간에 유의한 차이가 발생하였기 때문에 월별효과가 존재한다고 말할 수 있다. 비모수 방법인 Kruskal-Wallis 검정에서는 중형주와 소형주가 유의수준 5%에서 귀무가설이 기각되었다. 즉, 중형과 소형 주가지수의 월별수익률들은 비모수방식으로 검증했을 때 유의적 차이가 있음을 알 수 있다. 월별효과존재 유무에 대해 좀 더 구체적으로 논의하면 다음과 같다.

2.1 종합주가지수의 월별효과

종합주가지수에 대해서는 <표 4>와 같이 더미변수를 이용한 선형회귀분석의 적합도 검정통계량 F값(이하, K/W F값)은 1.24로 산정되었으며 Kruskal-Wallis 검정통계량 H값(이하, K/W H값)은 13.92로 나타났다. 그러나 각각의 P값이 0.26, 0.24로써 통계적으로 유의적이지 않았다. 또한 안성연·조정원(1997)의 연구에서는 K/W F값이 0.69로 나타났으며 K/W H값은 7.58로 산정되었다. 그러나 각각의 P값이 0.75, 0.75로써 통계적으로 유의성은 찾을 수가 없었다.

〈표 4〉 기존연구와 본연구의 검정결과 비교(KOSPI, 1980-2002)

	K/W F값	P-value	K/W H값	P-value
본 연구	1.24	0.26	13.92	0.24
안성연 · 조정원(1997)	0.69	0.75	7.58	0.75
최홍식 · 김상환(1994)	0.91	-	9.82	-
이훈상 · 최동현(1996)	72.38*	-	330.9*	-

최홍식·김상환(1994)의 연구에서는 K/W F값이 0.91로 산정되었으며 K/W H값은 9.82로 나타났다. 이 연구 결과 역시 통계적으로 유의하지 않아 1월효과가 존재함을 입증하지 못했다.

그러나 이훈상·최동현(1996)의 연구에서는 K/W F값이 72.38로 산정되었으며K/W H값은 330.9로 나타났다. 그리고 유의수준 5%에서 통계적으로 유의성이 도출되어 월별효과가 있다는 것을 입증하였다. 결론적으로, 종합주가지수의 월별효과 검증에서 월별효과가 존재하는 연구로는 이훈상·최동현(1996)의 연구뿐이었다.

이는 아마도 이훈상·최동현(1996)의 연구가 다른 연구들과는 달리 표본선정에 있어서 금융업을 제외하고 나서 전체 기업의 표본을 기지고 월별효괴를 검증했기 때문일 것으로 추정된다. 그러나 금융업의 포함여부만을 가지고 월별효과 검증결과에 영향을 미치는 요인이라고 단정 지을 수는 없었다. 왜냐하면, 이러한 추정이 월별효과를 결정짓는 명확한 요인이라면 그 외의 규모별 월별효과 검증에 있어서도 모두 동일한 결과가 나타나야 하는데, 중형주와 소형주의 월별효과 검증결과에서는 이와는 무관하게 각 연구별로 상이한 결론이 도출되었다.

2.2 대형주의 월별효과

두 번째는 대형주에 대한 논의를 하고자 한다. 즉, <표 5>와 같이 K/W F값은 1.01로 산정되었으며 K/W H값은 10.71을 보여주었다. 그러나 각각의 P값이 0.42, 0.47로써 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 안성연·조정원(1997)의 연구에서는 K/W F값은 0.70으로 나타났으며 K/W H값은 7.50으로 산출되었다. 하지만 각각의 P값이 0.73, 0.78로써 통계적으로 유의성을 찾을 수가 없었다. 최홍식·김상환(1994)의 연구에서는 K/W F값은 0.97로 나타났으며 K/W H값은 10.85를 나타내었다.

〈표 5〉 기존연구와 본연구의 검정결과 비교(대형주, 1980-2002)

	K/W F값	P-value	K/W H값	P-value
본 연구	1.01	0.42	10.71	0.47
안성연 · 조정원(1997)	0.70	0.73	7.50	0.78
최홍식 · 김상환(1994)	0.97	-	10.85	-
이훈상 · 최동현(1996)	39.32*	-	598.2*	-

그리고 통계적으로 유의하지 않아서 월별효과 존재여부를 입증할 수 없었다. 반면에 이훈상·최동현(1996)의 연구는 K/W F값이 39.32로 산정되었으며 K/W H값은 598.92로 나타났으며 유의수준 5%에서 유의한 결과가 나타나 월별효과를 존재함을 알 수 있었다.

2.3 중형주의 월별효과

세 번째는 중형주에 대한 논의를 하고자 한다. 즉, <표 6>과 같이 K/W F값이 1.74로

산정되었으며 K/W H값은 19.56으로 나타났다. 그러나 각각의 P값이 0.13, 0.31로써 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 안성연·조정원(1997)의 연구에서는 K/W F값은 0.70으로 나타났고 K/W H값은 7.50으로 산정되었다. 그리고 각각의 P값이 0.069, 0.03으로써 K/W F값은 유의수준 10%에서, K/W H값은 유의수준 5%에서 유의하였다. 본 연구와 안성연·조정원(1997)의 연구의 유의수준의 결과가 큰 차이를 보이는 것은 본 연구의 확장된 연구기간에 기인하는 것으로 사료된다.

〈표 6〉 기존연구와 본연구의 검정결과 비교(중형주, 1980-2002)

	K/W F값	P-value	K/W H값	P-value
본 연구	1.74	0.13	19.56	0.31
안성연 · 조정원(1997)	0.70	0.069	7.50	0.03
최홍식 · 김상환(1994)	2.81**	-	27.08**	-
이훈상 · 최동현(1996)	28.39*	-	225*	-

즉 본 연구는 안성연·조정원(1997)의 연구에서 보다 확장된 1997년부터 2002년까지의 자료를 연장시켜 분석했기 때문에 연구결과에 차이가 나는 것으로 추정된다. 특히 이 확장된 표본연구기간 중 1997년 이후 발생한 IMF등의 경제위기 등이 주식시장에서의 주식에 대한 위험을 증가시켜 월별수익률이 전반적으로 큰 규모의 주식들에 대해 매수자 보다 매도자의 수를 증가시켰다.

이는 큰 규모의 주식 투자의 수를 감소시키는 결과를 초래하여 결국 관련 주식수익률들을 전반적으로 하락시킴으로써 월별 수익률들간에 차이를 거의 찾아 볼 수 없게 되었으며, 이 결과가 본 연구와 안성연·조정원(1997)의 연구결과에 큰 차이를 내게 한 것으로 보인다.

그러나 이러한 추정은 어디까지나 본 연구자가 여러 가지 외부변수를 제외시키고 오로지 경제위기라는 변수만을 고려하여 본 연구와 선행연구와의 차이점에 대해 가능성을 타진한 것이지 이 분석이 본 연구와의 차이점이라고 단정 지을 수는 없다. 최홍식·김상환(1994)의 연구에서는 K/W F값이 2.81로 산정되었으며 K/W H값은 27.08로 나타났다. 각각 유의수준 1%에서 유의성이 나타나 월별효과가 존재함을 입증했다. 그리고 이훈상·최동현(1996)의 연구에서는 K/W F값이 28.39로 산정되었으며 K/W H값은 225로 나타났다. 이는 기존연구들에 비해 검정통계량의 값이 매우 크게 산정 되었을 뿐 아니라 통계적으로도 유의수준 5%에서 유의성을 나타냄으로 월별효과가 있다는 것을 입증하였다.

2.4 소형주의 월별효과

네 번째는 소형주에 대한 논의를 하고자 한다. 소형주에 대해서는 <표 7>과 같이 K/W F값은 4.09으로 나타났으며 K/W H값은 20.01로 산정되었다. 그러나 각각의 P값이 0.002, 0.04로써 각각 유의수준 1%와 5%에서 통계적으로 유의성이 나타났다.

〈표 7〉 기존연구와 본연구의 검정결과 비교(소형주, 1980-2002)

	K/W F값	P-value	K/W H값	P-value
본 연구	4.09**	0.002	20.01*	0.04
안성연 · 조정원(1997)	1.46	0.15	13.62	0.26
최홍식 · 김상환(1994)	2.34**	-	21.94*	-
이훈상 · 최동현(1996)	16.9*	-	179.9*	-

또한 안성연·조정원(1997)의 연구에서는 K/W F값은 1.46으로 산정이 되었으며 K/W H값은 13.62로 산정이 되었다. 그러나 각각의 P값이 0.15, 0.26으로써 유의성이 없었다. 최홍식·김상환(1994)의 연구에서는K/W F값은 2.34로 산정되었으며 K/W H값은 21.94로 나타났다. 각각 유의수준 1%와 5%에서 유의성이 있었다. 그리고 이훈상·최동현(1996)의 연구에서는 K/W F값은 16.9로 나타났으며 K/W H값은 179.9로 산정되었다.

그리고 유의수준 5%에서 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 결론적으로 소형주에서는 안성연·조정원(1997)의 연구를 제외하고는 모두 소형주에서 월별효과의 존재가 입증되었다.

2.5 KOSPI200의 월별효과

다섯 번째는, KOSPI 200에 대한 논의를 하겠다. 즉, <표 8>과 같이 K/W F값이 1.67으로 산정되었으며 K/W H값은 1.24로 나타났다. 그러나 각각의 P값이 0.15, 0.94로써 통계적으로 유의하지는 않았다. KOSPI 200에 대한 월별효과 실증검증에 관해서는 선행연구가 이루어지지 않았기 때문에 선행연구와의 비교분석은 할 수 없었다. 연구결과, 본 연구에서 새롭게 시도한 KOSPI200에서는 월별효과가 존재하지 않았다.

〈표 8〉 KOSPI200의 검정결과 비교(KOSPI200, 1990-2002)

	K/W F값	P-value	K/W H값	P-value
KOSPI 200	1.67	0.15	1.24	0.94

2.6. KOSDAQ 시장의 월별효과

〈표 9〉 코스닥시장의 검정결과 비교(코스닥시장, 2002-2006)

	K/W F값	P-value	K/W H값	P-value
코스닥 종합	7.78	0.73	0.68	0.75
코스닥 대형주	8.57	0.66	0.83	0.61
코스닥 중형주	6.69	0.82	0.51	0.88
코스닥 소형주	4.09	0.97	0.47	0.91

마지막으로, 코스닥들에 대한 논의를 하고자 한다. 코스닥시장에서는 〈표 9〉와 같이 코스닥 종합, 코스닥 대형주, 코스닥 중형주, 코스닥 소형주에서는 K/W F값들이 각각 7.78, 8.57, 6.69, 4.09로 그 결과 값이 도출되었으며 K/W H값은 0.68, 0.83, 0.51, 0.47로 산정되었다. 그러나 각각의 P값이 유의수준에 포함되지 않아 통계적으로 유의성을 발견할 수 없었다. 즉 1월 효과를 발견할 수 없었다.

그런데 특이했던 사항은 코스닥 종합 11월의 M/W-Z값에 대한 P값이 0.03으로 유의수준 5%에서 통계적으로 유의한 결과를 도출시켰다. 코스닥 종합주가지에서는 1월 효과가 아닌 11월 효과가 존재함을 알 수 있었다.

3. 월별효과 두 번째 접근법 검증결과

월별효과가 존재한다면, 과연 어느 달에 주식시장의 이례 현상이 나타나는가? 이를 분석하기 위하여 각 월별 수익률과 그 달을 제외한 다른 달 전체의 월 수익률 사이에 차이가 있는가를 살펴보자. 검정법에는 t-검정과 Mann-Whitney검정을 사용하였다.

〈표 10〉을 보면 종합주가지수와 대형 주가지수의 경우에는 어느 특정한 달의 월별수익률도 다른 달 전체의 월별수익률과 차이가 나지 않아, 월별효과를 발견할 수 없었다. 그러나 중형 주가지수의 경우에는 8월, 9월의 수익률이 다른 달 전체의 월 수익률과 유의적인 차이를 보이고 있으며, 그 차이가 음(-)의 방향으로 나타난 이 달들의 월별수익률이 다른 달의 전체 월별수익률보다 유의적으로 낮았다.

비모수 검정방법인 Mann-Whitney검정결과도 거의 동일하며, 특히 8월의 경우 그 유의성이 더욱 크게 나타났다. 그리고 소형 주가지수의 경우에는 1월, 8월, 9월의 수익률이 각각 다른 달 전체의 월 수익률과 유의적인 차이를 보였고, 소형 주가지수의 t검정을 통한 연구결과 1월을 제외하고는 그 차이가 음(-)의 방향으로 나타나 1월을 제외한 나머지

달들의 월별 수익률이 대체로 낮게 나타났다.

다시 말해서, 소형주에서만 1월 달의 수익률이 다른 달에 비해 (+) 방향으로 비정상 수익률이 나타났다. 마지막으로 <표 11>에서 살펴볼 수 있는 것처럼 코스닥시장의 지수들에서는 어느 지수에서도 어느 특정한 달의 월별수익률이 다른 달 전체의 월별수익률과 차이가 나지 않아, 월별효과를 발견할 수 없었다.

그리고 비모수 검정방법인 Mann-Whitney 검정결과에서는 모수방정식과 거의 동일한 결과가 나타났으며, 특히 8월의 경우 그 유의성이 더욱 크게 나타났다.

그리고 가설 1의 두 번째 접근법 역시 첫 번째 접근법과 동일하게 선행연구들과 비교분석을 한 결과 최흥식·김상환(1994)의 연구에서는 중형주에서 월별효과가 나타났으며, 이훈상·최동현(1996)의 연구에서는 모든 지수에서 나타났다.

반면에 안성연·조정원(1997)의 연구의 경우엔 어떤 지수에서도 월별효과를 발견할 수 없었다. 다만 소형주의 경우에 8월과 9월에 음(-)의 방향으로 낮은 수익률을 나타냈으며 통계적으로 유의성도 있었다.

본 연구는 코스닥 종합지수의 11월의 수익률이 음(-)의 방향으로 나타났으며 이는 통계적으로도 유의한 결과였다.

그러나 어느 특정 월의 수익률이 다른 전체 월의 수익률에 비해 높게 나타난다는 월별효과의 의의와 대치되기에 유의성이 있다 해도 의미 있는 자료라고는 하기에는 곤란하다.

〈표 11〉 월별효과(KOSDAQ시장: 2002-2006)

월별	KOSDAQ 종합		KOSDAQ 대형주		KOSDAQ 중형주		KOSDAQ 소형주	
	t값	M/W-Z	t값	M/W-Z	t값	M/W-Z	t값	M/W-Z
1	0.98	-0.84	1.04	-0.95	0.86	-0.55	0.82	-0.50
2	-0.11	-0.15	-0.45	-0.48	0.27	-0.44	0.45	-0.63
3	-0.09	-0.63	0.05	-0.36	-0.19	-0.68	-0.52	-0.44
4	-0.25	-0.04	-0.22	-0.03	-0.28	-0.12	-0.12	-0.25
5	-0.15	-0.33	0.02	-0.24	-0.21	-0.44	-0.12	-0.44
6	-0.59	-0.60	-0.52	-0.54	-0.76	-0.84	-0.42	-0.58
7	-0.83	-0.87	-1.21	-1.23	-0.5	-0.71	0.15	-0.17
8	0.23	-0.36	0.79	-0.71	-0.19	-0.09	-1.21	-0.63
9	-0.35	-0.15	-0.38	-0.17	-0.34	-0.12	-0.4	-0.36
10	0.56	-0.47	0.11	-0.07	0.56	-0.79	0.53	-0.47
11	1.98	-2.13*	2.09	-2.25	1.74	-1.81	1.2	-1.38
12	-1.28	-1.11	-1.06	-0.84	-1.06	-1.00	-0.93	-0.60
F값	0.68		0.83		0.51		0.47	
K/W	7.78		8.57		6.69		4.09	

Ⅳ. 결론 및 시사점

본 연구의 가장 큰 의의는 KOSPI 200지수와 KOSDAQ 종합주가지수, KOSDAQ 대형주 주가지수, KODAQ 중형주 주가지수 그리고 KOSDAQ 소형주 주가지수에 대한 월별효과의 검증이다. 그리고 실증분석 결과는 다음과 같았다. 먼저 종합주가지수의 월별 평균수익률을 살펴보면 1월의 평균수익률이 0.95%로 가장 높았다. 규모별로는 소형 주가지수의 전체 월 평균 수익률이 1.85%로 가장 높으며 그 다음으로 월 평균 수익률이 1.46%인 중형주, 월 평균 수익률이 0.90%인 대형주, 마지막으로 월 평균 수익률이 순으로 월 평균 수익률이 나타났다.

즉 유가증권시장에서는 그 효과가 미미했지만 1월효과가 존재하였며 기업규모효과도 발견할 수 있었다.1월효과의 원인에 대해 다양한 가설들이 제시되고 있는데 본 연구에서는 Klein과 Bawa(1977)의 정보가설을 지지하는 결론이 도출되었다. 그에 대한 논의에 앞서서 이 가설에 대한 논의를 먼저 하겠다.

Klein과 Bawa(1977)의 정보가설에 의하면, 연초에 각종 낙관적인 정부시책이 주로 발표되고 이로 인해 투자심리를 자극하게 되어 매수세력이 몰려 그 만큼 1월 평균수익률이 다른 달에 비해 단기적으로 높게 나타나는데 연말 연초에는 통상적으로 자금시장이 풍부해진 투자자들이 새로운 마음으로 시장에 참여하게 되며 연말배당투자를 목적으로 유입된 단기투자자금들은 시세를 끌어올린 후 매각하려는 것 역시 1월효과의 원인이 된다.

또한 1월중 정보제공은 평상시에 정보를 획득하기에 더 많은 비용과 한계가 있는 소규모 기업들의 주가가 대규모 기업들의 주가보다 더 큰 영향을 받게 되어 소규모 기업들의 월평균 수익률이 대규모 기업들의 수익률보다 더 높게 나타나는 이례현상이 발생하게 된다는 것이다. 실제로 선진국들의 주식시장에서는 1월의 주가가 다른 달에 비해 보통 2% 가량의 추가 상승률을 보였고 개발도상국은 선진국에 비해서 1% 정도 더 높게 나타나는 것으로 알려졌다. 또한 본 연구의 실증결과에서도 1월의 수익률이 나머지 다른 달의 수익률보다 더 좋은 성적을 보여주었으며, 그 중에서도 소형주의 1월의 수익률이 중형주와 대형주의 1월의 수익률보다 더 높은 성적을 나타내주었다.

마지막으로 살펴본 것은 본 연구에서 새롭게 시도한 연구로서, 즉 코스닥 시장에 대한 1월효과 존재유무 검증이었다. 이번 연구 결과, 코스닥 종합에서는 11월의 평균수익률이 8.60%으로 가장 높았으며 규모별로 코스닥 대형주에서는 11월의 평균수익률이 8.39%으로 가장 높은 수익률을 보였으며 코스닥 중형주와 코스닥 소형주는 유가증권거래소의 지수들과 마찬가지로 1월의 평균수익률이 각각 6.77%와 6.30%으로 1월의 월평균 수익률이 다른 달에 비해 이례적으로 더 높게 나타났다.

그러나 통계적으로 유의하지 않아 1월효과가 존재한다고 결론지을 수 없었다. 또한

기업규모효과 또한 발견할 수 없었다.요컨대, 우리나라의 주식시장에서는 유가증권시장에서만 1월효과가 존재하며, 유가증권시장에서도 KOSPI200의 경우 1월효과를 발견할 수 없었다. 또한 코스닥시장에서는 1월효과가 존재함을 입증하지 못했다. 향후 연구에서는 Klein과 Bawa(1977)의 정보가설 뿐만 아니라 1월효과와 관련된 다양한 가설들에 대해 종합적인 분석을 시행하고 연구방법상의 한계점들을 극복하여 월별효과의 존재유무를 재검토하는 연구와 1월에 이례적으로 높은 수익률이 나타나는 원인의 규명 그리고 각 산업별 특성과 월별효과와의 관계에 대한 연구를 시행한다면 1월효과와 관련 흥미로운 연구결과를 도출해낼 수 있을 것이다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 실증분석기간이 다소 짧다는 것이다. 본 연구에서는 23년 동안의 주식자료를 활용하여 분석을 시행하였다. 이와 같이 표본수가 충분하지 않으면 한 두 개의 이상치에 대한 발생가능성이 높아져 실증분석의 결과가 왜곡될 가능성이 있다. 그러나 이 한계점은 향후 시간이 지남에 따라 더 많은 월별자료를 얻게 된다면 해결될 것이다. 둘째, 기업규모별 분류방법이 너무 단순하다는 것이다. 즉, 본 연구에서는 활용된 규모별 지수들은 상장기업의 자본금 규모에 따라 단순히 구분하여 작성하였다. 하지만 향후 연구에서 또 다른 기업분류방법인 상장기업의 규모를 시가총액 기준으로 분류하고 규모별로 보다 세분화된 주식 포트폴리오를 구성하여 월별효과를 검증해본다면 또 다른 흥미로운 연구결과를 도출해낼 수 있게 될 것이다.

참 고 문 헌

[1] 국내문헌

1) 고광순·노석균 (1993), "제 지수에 나타나는 월별 계절성 연구: 미국, 일본, 영국 및 아시아 NICs와의 비교", 재무학회, 6.
2) 안성연·조정원 (1997), "우리나라 주식시장에서 증권수익률의 이상 현상에 관한 연구: 1월효과를 중심으로", 기업경영연구, 6.
3) 윤영섭 외 공저 (1994), 주가변동과 이례현상 : 월별효과, 33-56.
4) 이상호(1993), "한국 주식시장의 규모효과 및 1월효과에 관한 실증연구", 재무연구, 6, 33-54.
5) 이종원 (2001), 계량경제학, 박영사, 515 ~ 529.
6) 장경천 (1991), "우리나라 증권시장의 계절성과 규모효과에 관한 연구", 증권금융, 3-16.

[2] 외국문헌

1) Banz, R.W. (1981), "The Relationship Between Return and Market Value of Comon Stocks", Journal of Financial Economics, 9, 3-18.
2) Blume, M.E. & Stambaugh, R.F. (1993), "Biases in Computed Returns: An Application to the Size Effect", Journal of Financial Economics, 12, 387-404.
3) Chopra, N. J. Lakonishock, and J. Ritter. (1984), "Measuring abnormal returns: Do stocks overreact?" ,Journal of Financial Economics, 31, 235-268.
4) Cooper, McConnell, Ovtchinnikov. (2006), "The other January Effect", Journal of Financial Economics, 82, 315-341.
5) Dyle, E.D. (1977), "Capital Gains Taxation and Year-End Stock Market Behavior" , Journal of Finance, 32, 165-175.
6) Fama, E.F. (1970), "Efficient Capital Market : A Review of Theory and Empirical Work", Journal of Finance, 25, 383-417.
7) Gultekin, M.N. & Gultekin, N.B. (1980), "Stock Market Seasonality: International Evidence", Journal of Financial Economics, 12, 469-481.
8) Gultekin, M.F. & Gutekin, N.B. (1983), "Stock Market Seasonality and the Turn of the Tax-Year Effect: Information Evidence" , Journal of Financial Economics Vol. 12, 469-481.
9) Keim, D.B (1983), "S ize-Related Anomalies and Stock Market Seasonality : Futher Empirical Evidence", Journal of Financial Economics, 12, 13-32.
10) Lakonishok, J. & Smidt, S. (1988), "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective", Review of Financial Studies, 1, 403-425.
11) Thomas E.C & Weston, J.F. (1983), Financial Theory and Coporate Policy, 3rd ed.(Reading, Mass. : Addison-Wesley Publishing Co.), 330-349.
12) Tinic, S.M. & West, R.R. (1984), "Risk Return: January vs. the Rest of the year", Journal of Financial Economics, 13.