

소외기업효과와 주가효과에 관한 실증적 연구

정 재 업*

〈요 약〉

본 연구는 우리나라 주식시장에 있어서도 소외기업효과와 주가효과가 존재하는지 그 여부를 검증하고자 하였다. 이를 위해 1992년부터 1995년까지 4년간을 분석기간으로 하고 한국증권거래소의 521개의 상장종목을 표본으로 사용하여 증권회사의 추천회수를 기준으로 한 소외도와 주가에 따라 포트폴리오를 구성하였다. 다음으로 시장조정모형과 시장모형을 사용하여 각 포트폴리오의 초과수익률을 구한 후 이를 살펴보았다. 그 결과 소외도와 주가에 따라 구성된 각 포트폴리오들의 분석기간동안의 평균초과수익률이 영과 통계적으로 유의하게 다르지 않으며, 포트폴리오들의 평균초과수익률 사이에도 통계적으로 유의한 차이가 없다는 것을 확인하였다. 이러한 본 연구의 분석결과는 소외기업효과와 주가효과의 존재에 관해 강한 의문을 던져주고 있다. 한편 1월효과의 존재를 뒷받침하며, 또한 소외도와 주가 사이에 상당한 관련성이 있음을 시사하는 실증적 증거도 발견되었다.

I. 서 론

자본시장의 효율성 여부는 재무학에 있어서 가장 중요한 관심 가운데 하나였으며, 1970년대 후반까지는 이러한 자본시장의 효율성을 지지하는 많은 실증적 연구들이 있어 왔다. 그러나 1980년대에 들어서면서 자본시장이 비효율적일 수 있음을 보여주는 다양한 형태의 주가변동 패턴이 관찰되고 있으며, 이를 주식시장의 이례적 현상(stock market anomaly) 또는 이례적 규칙성(empirical regularity)이라 일컫는다. 그동안의 실증적 연구들은 관찰된 이례적 현상으로 기업규모효과(firm size effect), P/E비율효과(P/E ratio effect), 1월효과(January effect), 월중효과(monthly effect), 주말효과(weekend effect), 하루중효과(intra-day effect), 신규공모주효과(IPO effect), 평균회귀(mean reversion) 그리고 과민반응현상(overreaction phenomenon) 등을 제시하고 있다.

Arbel-Strebel(1983a, 1983b)에 의해 최초로 보고된 소외기업효과(neglected firm effect) 역시 관심의 대상이 되고 있는 또 하나의 이례적 현상이다. 소외기업효과란 소외기업

* 계명대학교 경영학과 교수

의 주식수익률이 관심종목의 수익률보다 일반적으로 더 높을 뿐만 아니라 위험조정후 초과수익률 또한 높게 나타나는 현상을 말한다. 이러한 소외기업효과가 나타날 수 있는 이유로는 소외기업에 관한 정보의 부족에 따른 위험프리미엄의 존재와 체계적 위험의 과소평가 그리고 초과수익률의 추정상의 오류 등을 들 수 있다. Arbel-Strebel(1983a, 1983b)과 Arbel-Carvell-Strebel(1983) 등은 소외기업효과의 존재에 관한 실증적 증거를 보여주고 있으며, 또한 윤영섭(1988)은 우리나라 주식시장을 대상으로 소외기업효과가 존재한다는 검증결과를 제시하고 있다. 그러나 선우석호-윤영섭 외 4인(1994)은 윤영섭(1988)과는 상반된 검증결과를 보여주고 있어 우리나라의 경우 소외기업효과의 존재여부는 명확하지 않다.

한편 Blume-Husic(1973)과 Bachrach-Galai(1979) 등은 위험조정후의 초과수익률과 주가 사이에 유의한 부(-)의 관계가 존재한다는 주가효과(stock price effect)를 제시하고 있다. 더우기 Kross(1985)와 Bhardwaj-Brooks(1992) 등의 실증적 연구결과들은 기업규모효과가 이러한 주가효과에 기인한 것임을 나타내고 있으며, 또한 Jaffe-Keim-Westerfield(1989)는 기업규모효과를 통제한 후에도 주가가 1월의 주식수익률을 설명하는 의미있는 변수라는 실증적 증거를 보여주고 있다. 그러나 오세경(1994)은 우리나라 주식시장의 경우 초과수익률과 주가 사이에 대체로 유의한 정(+)의 관계가 존재한다는 의외의 결과를 제시하고 있다. 이러한 연구결과들은 주식시장의 또 하나의 이례적 현상으로 주가효과의 존재여부에 대한 의문을 제기하고 있으며, 동시에 특정한 이례적 현상의 존재여부를 확인하는 과정에서 주가효과를 통제할 필요가 있음을 강하게 시사하고 있다.

자본시장의 효율성에 대한 유력한 반증이 되며 효과적인 투자전략으로 활용될 수 있는 소외기업효과와 주가효과의 존재여부는 실증적 이슈이며, 우리나라 주식시장에 있어서 이러한 효과들에 대한 실증적 증거는 확정적이지는 않다. 따라서 본 연구에서는 그동안 상대적으로 많은 연구가 이루어지지 않았던 소외기업효과와 주가효과의 존재여부에 관한 실증분석을 통해 우리나라 주식시장의 효율성과 그 특성을 파악하고자 한다.

II. 소외기업효과와 주가효과에 관한 선행연구

1. 소외기업효과에 관한 선행연구

소외기업효과에 관한 최초의 연구는 Arbel-Strebel(1983a, 1983b)에 의해 이루어졌다. 그들은 1967-1971년과 1970-1979년의 각각 두 분석기간 동안 Standard & Poor's 500 종목을 증권분석가의 연구집중순위(research concentration ranking)에 따라 세 개의 포트폴리

오를 구성하고 연평균초과수익률을 비교하였다. 그 결과 연구집중순위가 높은 관심종목의 초과수익률은 통계적으로 영(0)과 다르지 않으나 연구집중순위가 낮은 소외기업의 초과수익률은 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 갖는다는 것을 보임으로써 소외기업효과가 존재함을 발견하였다.

또한 Arbel-Carvell-Strebel(1983)은 1971-1980년을 분석기간으로 하여 뉴욕증권거래소(NYSE)와 미국증권거래소(ASE)를 제외한 주식시장에서 510개의 표본을 추출한 후 몇 개의 기관투자자가 보유하고 있는가에 따라 관심종목과 소외종목으로 구분하여 검증하였다. 그 결과 관심기업보다 소외기업이 유의하게 높은 초과수익률을 나타낸다는 것을 보임으로써 소외기업효과를 재확인하였다.

한편 윤영섭(1988)은 우리나라 주식시장을 대상으로 최초로 소외기업효과와 존재여부를 검증하였다. 그는 1983년 7월부터 1986년 12월까지의 42개월 동안 매일경제신문사에서 매주 발표하는 추천종목에 포함된 258개 상장종목을 표본으로 하여 추천빈도수에 따라 4분위 포트폴리오를 구성하였다. 이와 같이 구성된 포트폴리오들의 초과수익률은 소외기업이 관심기업보다 유의하게 높은 것으로 나타났으며 이는 소외기업효과와 존재를 뒷받침하고 있다.

그러나 선우석호-윤영섭 외 4인(1994)은 1990-1992년 사이의 3년간의 분석기간에 있어서 453개의 상장종목을 증권회사의 연구보고회수에 따라 3개의 포트폴리오로 나누어 분석한 결과 윤영섭(1988)의 연구결과와는 달리 소외기업효과와 존재를 부정하는 실증적 증거를 보여 주고 있다.

2. 주가효과에 관한 선행연구

Blume-Husic(1973)은 1932-1966년을 분석기간으로 하여 뉴욕증권거래소(NYSE)의 상장주식을 대상으로 주가와 추정된 베타의 크기에 따라 25개의 포트폴리오를 구성한 후, 월별수익률과 초과수익률이 모두 직전월말의 주가와 유의한 부(-)의 관계를 갖는다는 결과를 보임으로써 주가효과와 존재에 관한 최초의 실증적 증거를 제시하였다.

Bachrach-Galai(1979)는 1926-1968년을 분석기간으로 하여 뉴욕증권거래소(NYSE)의 상장주식을 대상으로 주가를 기준으로 8개의 집단을 구성한 후, 시장모형을 사용하여 각 집단의 체계적 위험과 비체계적 위험 그리고 평균수익률을 관찰하였다. 그들은 낮은 주가의 주식들이 높은 주가의 주식들보다 위험하며 또한 높은 수익률을 실현한다는 실증적 결과를 통해 주가가 위험과 수익의 관련성을 설명할 수 있는 현실적인 경제요인의 대용물일 수 있다고 주장하였다.

Kross(1985)는 1962-1978년을 분석기간으로 하여 이 기간동안 거래가 이루어진 뉴욕증권

거래소(NYSE)와 미국증권거래소(ASE)의 상장주식을 대상으로 주가에 따른 10분위 포트폴리오를 구성한 결과 낮은 주가의 주식으로 구성된 포트폴리오의 초과수익률이 높게 나타난다는 것을 발견하였다. 그는 초과수익률과 주가 사이에 유의한 부(-)의 관계가 있으며, 특히 편상관계수(partial correlation coefficient)를 살펴본 결과 초과수익률의 분산의 대부분을 발행주식수 보다는 주가가 설명한다는 것을 보임으로써 기업규모효과가 주가효과에 기인한 것임을 강하게 시사하고 있다.

Jaffe-Keim-Westerfield(1989)는 1951-1986년을 분석기간으로 하여 뉴욕증권거래소(NYSE)와 미국증권거래소(ASE)의 상장주식을 대상으로 E/P비율과 기업규모에 따라 25개의 포트폴리오를 구성한 후, 외형상의 무관회귀(Seemingly Un-related Regression)를 사용하여 E/P비율과 기업규모 그리고 주가가 기대수익률에 미치는 영향을 살펴보았다. 그들은 1월에는 유의한 기업규모효과와 동시에 주가효과가 나타나며 2-12월에는 유의한 E/P효과가 나타난다는 결과를 통해 주가가 기업규모의 대용물이 아닌 기대수익률을 설명하는 또 하나의 요인일 수 있음을 보이고 있다.

Bhardwaj-Brooks(1992)는 1967-1986년을 분석기간으로 하여 뉴욕증권거래소(NYSE)와 미국증권거래소(ASE)의 상장주식을 대상으로 기업규모와 주가에 따라 각 5개의 집단을 구성한 후, 각 집단간의 1월 수익률의 차이를 분석하였다. 그 결과 1월의 수익률은 주가와 유의하게 관련되어 있으며, 또한 1월효과는 기업규모효과가 아닌 주가효과에 크게 기인한 것임을 밝히고 있다.

한편 오세경(1994)은 1980년 4월부터 1992년 3월까지를 분석기간으로 하고 12월말 결산법인의 보통주를 대상으로 Jaffe-Keim-Westerfield(1989)와 동일한 방법을 사용하여 우리나라 주식시장에 있어서의 주가효과를 살펴보았다. 그는 미국시장과는 달리 주가변수의 회귀계수가 대체로 유의한 정(+)의 값을 갖는다는 것을 보임으로써 주가가 높을수록 초과수익률이 높다는 의외의 결과를 제시하고 있다.

Ⅲ. 분석방법

1. 분석기간과 표본주식

소외기업과 관심기업의 구분은 증권회사들의 추천회수나 연구보고회수를 기준으로 하거나 또는 대상주식을 보유하고 있는 기관투자자의 수를 기준으로 할 수 있다. 그러나 후자의 경우 필요한 정보를 얻는데 현실적인 어려움이 있으며, 따라서 본 연구에서는 증권회사들의 개별주

식에 대한 추천회수를 기준으로 하여 소외기업과 관심기업을 구분하였다.

매일경제신문사에서는 1983년 5월부터 국내 25개 증권회사들의 추천을 바탕으로 매주초 '증권사 금주 추천종목'을 신문지상에 발표하고 있다.¹⁾ 본 연구에서는 이 자료를 이용하여 증권회사들의 추천회수를 소외도의 기준으로 사용하였으며, 이는 윤영섭(1988)이 사용한 방법과 동일하다.

본 연구의 분석기간은 1992년 1월부터 1995년 12월까지 4년간이다. 분석기간동안 관리대상종목에 포함되었던`종목을 제외한 한국증권거래소의 모든 상장주식중에서 1991년 1월부터 1994년 12월까지 단 한번이라도 추천을 받았던 종목 모두를 표본으로 사용하였으며, 그 결과 521종목이 표본에 포함되었다.²⁾

2. 포트폴리오의 구성

소외도(degree of neglect)와 주가(stock price)가 주식수익률에 미치는 영향을 살펴보기 위해 본 연구에서는 소외도와 주가라는 2가지 기준에 따라 포트폴리오를 구성하였다.

먼저 521종목의 표본주식에 대한 증권회사들의 분석대상년도 직전 1년간의 추천회수를 합산하여 연간추천회수를 기준으로 다음과 같이 3분위 포트폴리오를 구성하였다.³⁾

- 소외기업포트폴리오(DN1) : 추천회수 0~5회
- 중간기업포트폴리오(DN2) : 추천회수 6~19회
- 관심기업포트폴리오(DN3) : 추천회수 20회 이상

다음으로 표본주식의 분석대상 직전년도의 연말종가를 기준으로 다음과 같이 3분위 포트폴리오를 구성하였다.⁴⁾

- 저가주식포트폴리오(SP1) : 주가 15,000원 미만
- 중가주식포트폴리오(SP2) : 주가 15,000~30,000원 미만

1) 매일경제신문사에서 발표하는 '증권사 금주 추천종목'에 포함되는 증권회사의 수는 점차 증가하고 있으며 1996년 8월의 경우 32개사에 이르고 있다. 그러나 본 연구에서는 분석의 일관성을 유지하기 위해 분석기간 초기의 25개 증권회사의 추천종목을 자료로 사용하였다.

2) 한 번 이상 추천을 받았던 종목수는 1991년 266종목, 1992년 361종목, 1993년 386종목, 그리고 1994년의 경우 350종목이다.

3) 추천회수 0~3회, 4~15회, 그리고 16회 이상을 기준으로 포트폴리오를 구성한 경우에도 분석결과는 동일하였다.

4) 연말종가 15,000원 미만, 15,000~30,000원 미만, 30,000~45,000원 미만, 45,000원 이상 등으로 4분위 포트폴리오를 구성한 경우에도 분석결과는 동일하였다.

고가주식포트폴리오(SP3) : 주가 30,000원 이상

또한 표본주식을 전년도말의 주가와 소외도를 기준으로 행과 열로 분류하여(cross-classified) 9개(3×3)의 포트폴리오를 구성하였으며, 이러한 작업은 4년간의 분석기간에 걸쳐 반복적으로 이루어졌다.

3. 포트폴리오의 초과수익률

표본주식의 월간수익률은 한국신용평가주식회사의 KIS-SMAT 수익률자료로부터 추출하였으며, 월간초과수익률은 다음과 같이 시장조정모형(market-adjusted model)과 시장모형(market model)의 두 가지를 사용하여 구하였다.

$$\begin{aligned} \text{시장조정모형} &: \epsilon_{jt} = R_{jt} - R_{mt} \\ \text{시장모형} &: \epsilon_{jt} = R_{jt} - (\hat{\alpha}_{jt} + \hat{\beta}_{jt} R_{mt}) \end{aligned}$$

단, R_{jt} = 주식 j 의 t 월의 수익률
 R_{mt} = t 월의 시장수익률

시장모형에 있어서 α 와 β 는 1992년부터 1995년까지 4년간인 본 연구의 분석기간 이전 4년간인 1988년부터 1991년까지의 월간수익률을 갖고, 종합주가지수의 월간수익률을 시장수익률로 사용하여 추정하였다.

소외도와 주가를 기준으로 구성된 각 포트폴리오의 월간초과수익률은 포트폴리오에 포함되는 개별주식들의 월간초과수익률을 단순평균하여 구하였다. 특히 1월효과의 영향과 함께 주가와 기업규모 사이에는 상당한 상관관계가 있으며⁵⁾ 기업규모효과는 1월에 집중된다는 점을 고려하여 포트폴리오의 월간초과수익률을 1월과 비1월로 구분하여 분석기간 4년간에 걸쳐 구하였다.

이제 소외도와 주가를 기준으로 구성된 포트폴리오들의 월간초과수익률이 통계적으로 유의한 값을 갖는지를 t 검정에 의해 확인하고, 또한 포트폴리오들의 월간초과수익률 사이에 유의한 차이가 존재하는가를 분산분석(ANOVA)을⁶⁾ 통해 검정한다.

5) Stoll-Whaley(1983)와 Blume-Stambaugh(1983) 참고

6) 비록 분산분석은 통계적 관련성에 관한 점 추정치를 제공하지 못한다는 한계를 갖고 있으나 집단간의 유의한 차이를 분석하는 유력한 통계적 추론방법으로 사용된다.

〈표 1〉 소외도를 기준으로 구성된 포트폴리오의 분석기간동안의 평균초과수익률과 평균추천회수 그리고 평균주가

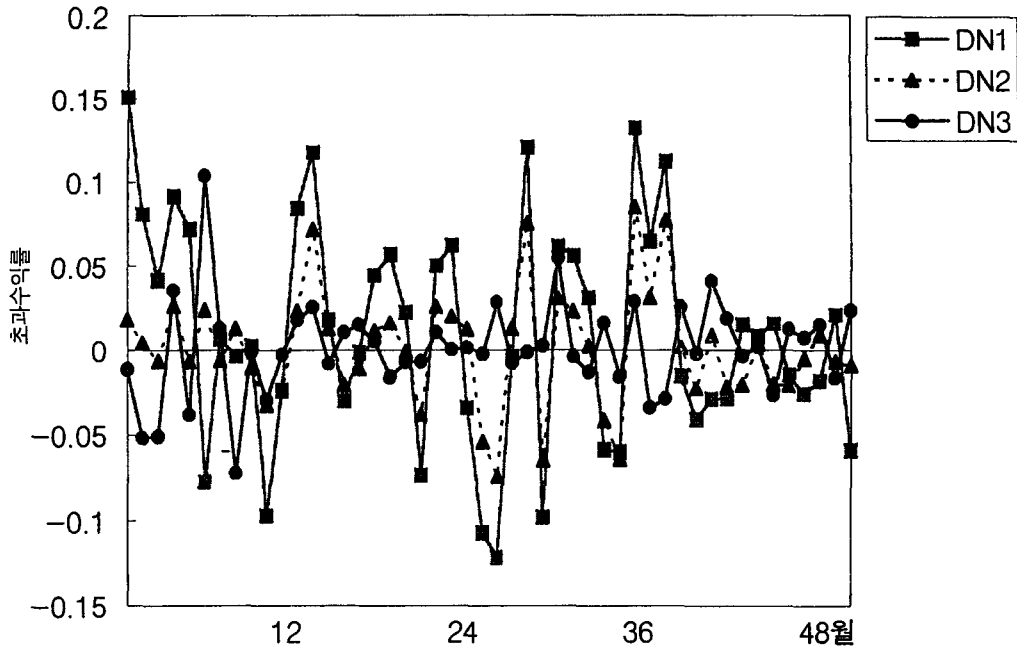
| 포트폴리오 | 평균초과수익률(AR) | | | | 평 균 추천회수 (AN) | 평 균 주 가 (AP) |
|-------|---------------------------------|------------------------------|--------------------------|------------------------------|---------------------|--------------------|
| | 시장조정모형을 사용 | | 시장모형을 사용 | | | |
| | 1월 (AR ₁) | 비1월 (AR ₂₋₁₂) | 1월 (AR ₁) | 비1월 (AR ₂₋₁₂) | | |
| DN 1 | 0.0328 (0.5228) ^a | 0.0087 (0.8701) | 0.0409 (0.6266) | 0.0124 (1.2000) | 1.31 | 21,442 |
| DN 2 | 0.0042 (0.1389) | 0.0007 (0.1382) | 0.0012 (0.0420) | -0.0011 (-0.1851) | 9.53 | 23,999 |
| DN 3 | 0.0168 (1.7533) | -0.0003 (-0.1136) | 0.0099 (0.7773) | -0.0065 (-2.2154) | 37.47 | 24,257 |
| F 통계량 | 0.13 (0.8839) ^b | 0.54 (0.5995) | 0.25 (0.7822) | 1.86 (0.2113) | | |

주) a : t통계량
b : p값

IV. 분석결과

소외도를 기준으로 구성된 포트폴리오의 4년간의 분석기간에 있어서의 평균초과수익률과 평균추천회수 그리고 평균주가에 관한 분석결과가 〈표 1〉에 요약되어 있다.

먼저 3분위 포트폴리오의 평균초과수익률(AR)을 살펴보면 시장조정모형을 사용하였거나 또는 시장모형을 사용한 경우 모두 1월의 평균초과수익률(AR₁)이 비1월의 평균초과수익률(AR₂₋₁₂)보다 일관성있게 높은 현상을 나타내고 있으며, 이는 1월효과의 존재를 뒷받침하고 있다. 모든 경우에 있어서 소외기업포트폴리오는 중간기업이나 관심기업포트폴리오보다 높은 평균초과수익률을 보이고는 있다. 그러나 소외기업포트폴리오의 평균초과수익률은 영(0)과 통계적으로 유의하게 다르지 않으며, 또한 분산분석에 의한 F통계량은 모든 경우에 있어서 소외도를 기준으로 구성된 3분위 포트폴리오의 평균초과수익률 사이에 통계적으로 유의한 차이가 없음을 나타내고 있다. 이러한 결과는 선우석호-윤영섭 외 4인(1994)의 연구결과와 같이 우리나라 주식시장에 있어서 소외기업효과의 존재에 관해 강한 의문을 던져주고 있다. 한편 평균추천회수(AN)와 평균주가(AP)의 관계를 살펴보면 상대적으로 다소 낮은 주가의 주식들



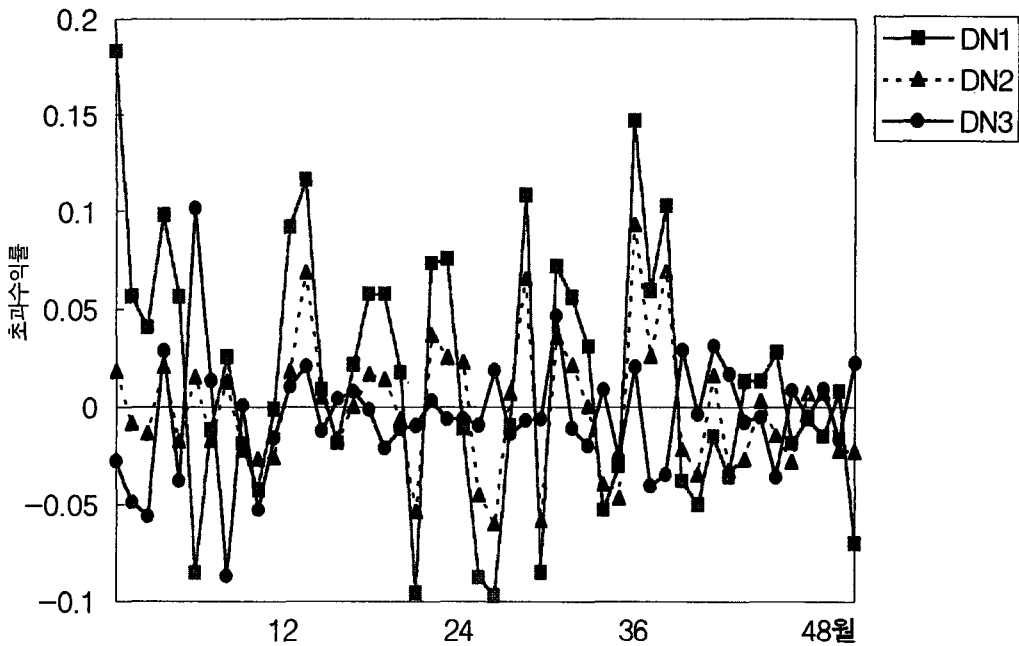
(그림 1) 소외도를 기준으로 구성된 포트폴리오의 분석기간동안의 초과수익률 : 시장조정모형을 사용한 경우

이 소외기업포트폴리오에 포함되고 있다는 흥미있는 현상을 보이고 있다.

[그림 1]과 [그림 2]는 소외도를 기준으로 구성된 포트폴리오의 4년간의 분석기간에 있어서의 월간초과수익률의 변동추이를 나타내고 있다. 시장조정모형을 사용한 [그림 1]의 경우 소외기업포트폴리오의 월간초과수익률은 48개월의 분석기간 중 25번은 가장 큰 값을, 6번은 중간 크기의 값을, 그리고 17번은 가장 작은 값을 갖는다. 또한 시장모형을 사용한 [그림 2]의 경우 소외기업포트폴리오의 월간초과수익률은 27번은 가장 큰 값을, 6번은 중간 크기의 값을, 그리고 15번은 가장 작은 값을 갖는다. 이러한 [그림 1]과 [그림 2]는 앞의 분석결과와 마찬가지로 유의한 소외기업효과가 존재한다고 보기 어렵다는 것을 잘 나타내고 있다.

다음으로 주가를 기준으로 구성된 포트폴리오의 4년간의 분석기간에 있어서의 평균초과수익률 등에 관한 분석결과는 <표 2>에 요약되어 있으며, 이는 소외도를 기준으로 구성된 포트폴리오의 분석결과와 유사하다.

즉, 시장조정모형을 사용한 저가주식포트폴리오의 경우를 제외한 모든 경우에 있어서 1월의 평균초과수익률이 비1월의 평균초과수익률보다 높은 현상을 나타내고 있다. 또한 시장조정모형을 사용하였거나 시장모형을 사용한 경우 모두 1월에는 고가주식포트폴리오, 비1월에는 저가주식포트폴리오가 상대적으로 높은 평균초과수익률을 나타내고 있지만 이들 평균초과수



[그림 2] 소외도를 기준으로 구성된 포트폴리오의 분석기간동안의 초과수익률 : 시장모형을 사용한 경우

익률은 영(0)과 통계적으로 유의하게 다르지 않다. 분산분석에 의한 F통계량 역시 모든 경우에 있어서 주가를 기준으로 구성된 3분위 포트폴리오의 평균초과수익률 사이에 통계적으로 유의한 차이가 없음을 나타내고 있다. 이러한 결과는 고가주식이 보다 높은 평균초과수익률을 갖는다는 오세경(1994)의 연구결과와는⁷⁾ 상이한 것으로 주가효과의 존재를 부정하고 있다. 한편 낮은 주가의 주식들이 상대적으로 높은 소외도를 갖는 현상은 여전히 관찰되고 있다.

[그림 3]과 [그림 4]는 주가를 기준으로 구성된 포트폴리오의 4년간의 분석기간에 있어서의 월간초과수익률의 변동추이를 나타내고 있으며, 이는 소외도를 기준으로 한 [그림 1]과 [그림 2]와 매우 흡사하다. 즉, 시장조정모형을 사용한 [그림 3]의 경우 저가주식포트폴리오의 월간초과수익률은 48개월의 분석기간 중 23번은 가장 큰 값을, 8번은 중간 크기의 값을, 그리고 17번은 가장 작은 값을 갖는다. 또한 시장모형을 사용한 [그림 4]의 경우 저가주식포트폴리오의 월간초과수익률은 27번은 가장 큰 값을, 7번은 중간 크기의 값을, 그리고 14번은 가장 작은 값을 갖는다. 이러한 [그림 3]과 [그림 4] 역시 앞의 분석결과와 마찬가지로 유의

7) 오세경(1994)의 연구결과는 초과수익률과 주가 사이에 유의한 부(-)의 관계가 존재한다는 주가효과와는 상반된 것으로, 저가주식의 경우 고가주식에 비해 부도위험과 상하한가폭이 상대적으로 크다는 측면에서 보다 높은 초과수익률을 나타낼 것이라는 일반적인 예상과는 다른 결과이다.

〈표 2〉 주가를 기준으로 구성된 포트폴리오의 분석기간동안의 평균초과수익률과
평균추천회수 그리고 평균주가

| 포트폴리오 | 평균초과수익률(AR) | | | | 평 균 추천회수 (AN) | 평 균 주 가 (AP) |
|-------|---------------------------------|------------------------------|--------------------------|------------------------------|---------------------|--------------------|
| | 시장조정모형을 사용 | | 시장모형을 사용 | | | |
| | 1월 (AR ₁) | 비1월 (AR ₂₋₁₂) | 1월 (AR ₁) | 비1월 (AR ₂₋₁₂) | | |
| SP 1 | 0.0078 (0.0923) ^a | 0.0126 (0.8734) | 0.0231 (0.2774) | 0.0208 (1.3852) | 2.52 | 11,329 |
| SP 2 | 0.0243 (0.5222) | 0.0020 (0.2646) | 0.0271 (0.5563) | 0.0013 (0.1794) | 4.47 | 20,303 |
| SP 3 | 0.0529 (1.9326) | 0.0089 (1.0468) | 0.0537 (1.3330) | 0.0020 (0.1897) | 4.25 | 51,301 |
| F 통계량 | 0.16 (0.8581) ^b | 0.26 (0.7775) | 0.08 (0.9278) | 0.94 (0.4241) | | |

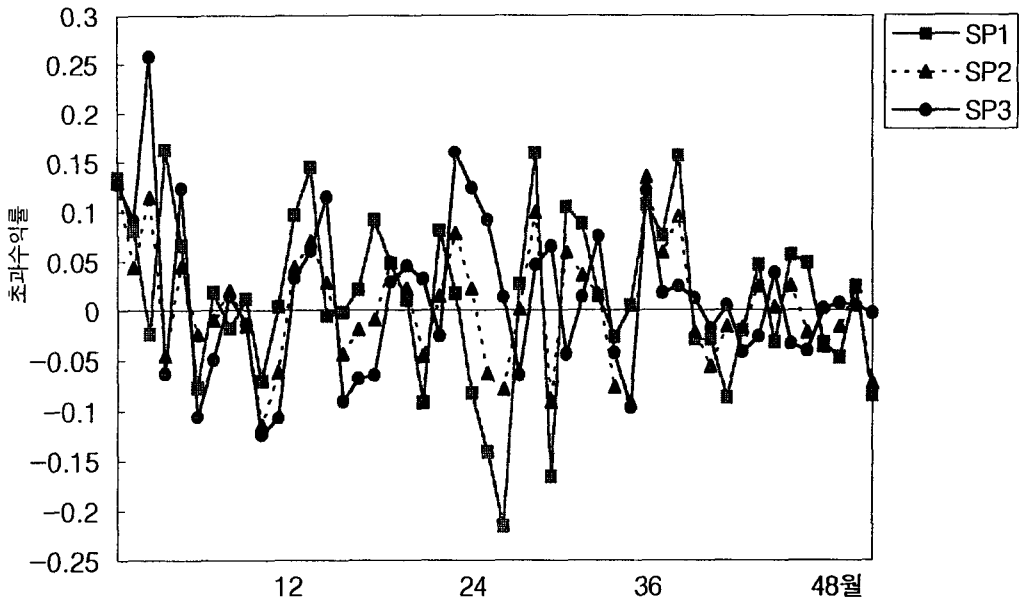
주) a : t 통계량

b : p 값

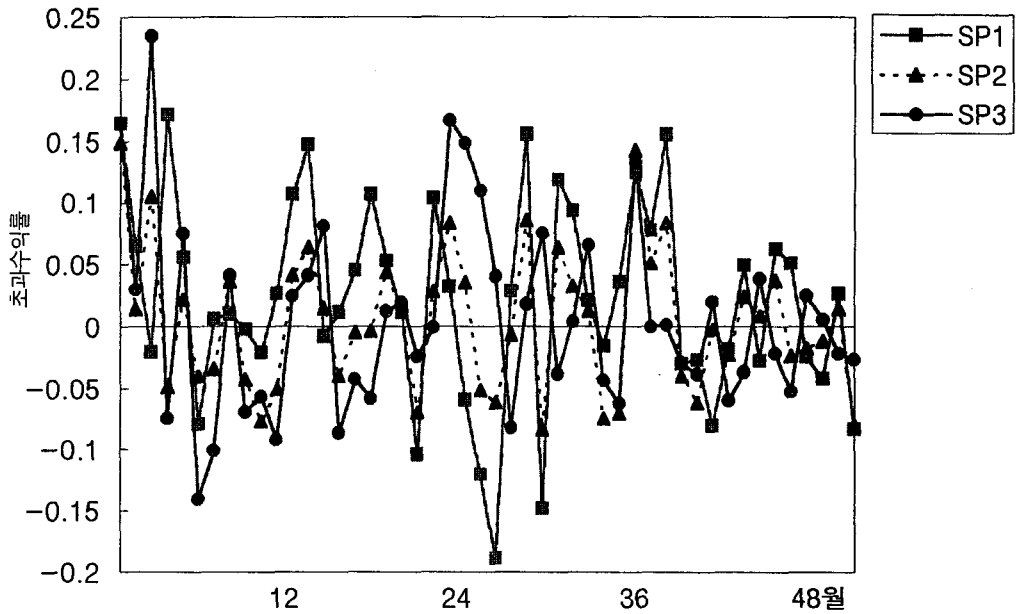
한 주가효과가 존재한다고 보기 어렵다는 것을 잘 나타내고 있다.

끝으로 소외도와 주가를 기준으로 하여 행과 열로 분류된 9개 포트폴리오의 분석기간에 있어서의 평균초과수익률은 〈표 3〉과 〈표 4〉에 요약되어 있다.

〈표 3〉과 〈표 4〉를 살펴보면 대부분의 경우 1월의 평균초과수익률이 비1월의 평균초과수익률보다 높은 현상을 보여주고 있다. 그리고 관심기업포트폴리오에 있어서 주가를 기준으로 분류된 포트폴리오의 평균초과수익률 사이에는 비록 통계적으로 유의한 차이가 있으나, 전체적으로는 시장조정모형을 사용하였거나 또는 시장모형을 사용한 경우 모두 동일한 소외도를 갖는 포트폴리오들에 있어서 주가의 차이에 따른 평균초과수익률의 유의한 차이나 동일한 주가를 갖는 포트폴리오들에 있어서 소외도의 차이에 따른 평균초과수익률의 유의한 차이는 찾아볼 수 없다. 〈표 1〉과 〈표 2〉의 결과와 동일한 이러한 결과는 여전히 소외기업효과와 주가효과 존재를 부정하고 있다. 한편 동일한 소외도를 갖는 포트폴리오들의 경우에 있어서도 저가주식포트폴리오는 고가주식포트폴리오에 비해 상대적으로 평균추천회수가 적으며, 이는 소외도의 기준이 된 증권회사의 추천과 주가 사이에 상당한 관련성이 있음을 강하게 시사하고 있다.



(그림 3) 주가를 기준으로 구성된 포트폴리오의 분석기간동안의 초과수익률 : 시장조정모형을 사용한 경우



(그림 4) 주가를 기준으로 구성된 포트폴리오의 분석기간동안의 초과수익률 : 시장모형을 사용한 경우

〈표 3〉 소외도와 주가를 기준으로 구성된 포트폴리오의 분석기간동안의
평균초과수익률 : 시장조정모형을 사용한 경우

| 소외도 \ 주가 | SP 1 | | SP 2 | | SP 3 | | F통계량 (AR ₁) | F통계량 (AR ₂₋₁₂) |
|-------------------------------|------------------------------|------------------|--------------------|---------|--------------------|--------|----------------------------|-------------------------------|
| DN 1 | AR ₁ | 0.0120 | AR ₁ | 0.0321 | AR ₁ | 0.0553 | (0.8924) ^a | (0.7747) |
| | AR ₂₋₁₂ | 0.0143 | AR ₂₋₁₂ | 0.0028 | AR ₂₋₁₂ | 0.0107 | | |
| | AN | 1.12 | AN | 1.42 | AN | 1.58 | | |
| | AP | 11,230 | AP | 20,242 | AP | 52,822 | | |
| DN 2 | AR ₁ | -0.0367 | AR ₁ | 0.0082 | AR ₁ | 0.0376 | (0.3912) | (0.9452) |
| | AR ₂₋₁₂ | 0.0028 | AR ₂₋₁₂ | -0.0007 | AR ₂₋₁₂ | 0.0013 | | |
| | AN | 9.27 | AN | 9.48 | AN | 9.33 | | |
| | AP | 11,941 | AP | 20,768 | AP | 45,540 | | |
| DN 3 | AR ₁ | -0.0087 | AR ₁ | 0.0122 | AR ₁ | 0.0800 | (0.0071) | (0.0462) |
| | AR ₂₋₁₂ | -0.0095 | AR ₂₋₁₂ | 0.0028 | AR ₂₋₁₂ | 0.0103 | | |
| | AN | 30.72 | AN | 36.86 | AN | 43.42 | | |
| | AP | 13,198 | AP | 21,928 | AP | 42,067 | | |
| F통계량 (AR ₁) | 0.15 (.8602) ^a | 0.12 (.8850) | 1.08 (0.3786) | | | | | |
| F통계량 (AR ₂₋₁₂) | 1.30 (0.3192) | 0.10 (0.9082) | 0.50 (0.6238) | | | | | |

주) a : p 값

V. 결 론

본 연구에서는 우리나라 주식시장에 있어서도 소외기업효과와 주가효과가 존재하는지 그 여부를 확인하고자 하였다.

1992년부터 1995년까지 4년간을 분석기간으로 하고 한국증권거래소의 521개의 상장종목을 표본으로 사용하여 증권회사의 추천회수를 기준으로 한 소외도와 주가에 따라 포트폴리오를 구성하였다. 다음으로 시장조정모형과 시장모형을 사용하여 각 포트폴리오의 초과수익률을 구한 후 이를 살펴보았다. 그 결과 소외도와 주가에 따라 구성된 각 포트폴리오들의 분석기간 동안의 평균초과수익률이 영과 통계적으로 유의하게 다르지 않으며, 뿐만 아니라 포트폴리오들의 평균초과수익률 사이에도 통계적으로 유의한 차이가 없다는 것을 확인하였다. 한편 1월

〈표 4〉 소외도와 주가를 기준으로 구성된 포트폴리오의 분석기간동안의
평균초과수익률 : 시장모형을 사용한 경우

| 소외도 \ 주가 | SP 1 | | SP 2 | | SP 3 | | F통계량 (AR ₁) | F통계량 (AR ₂₋₁₂) |
|-------------------------------|-------------------------------|---------|--------------------|---------|--------------------|---------|-------------------------------|-------------------------------|
| DN 1 | AR ₁ | 0.0288 | AR ₁ | 0.0372 | AR ₁ | 0.0586 | 0.05 (0.9497) ^a | 0.79 (0.4812) |
| | AR ₂₋₁₂ | 0.0230 | AR ₂₋₁₂ | 0.0031 | AR ₂₋₁₂ | 0.0053 | | |
| DN 2 | AR ₁ | -0.0341 | AR ₁ | 0.0057 | AR ₁ | 0.0285 | 0.79 (0.4843) | 1.29 (0.3207) |
| | AR ₂₋₁₂ | 0.0089 | AR ₂₋₁₂ | -0.0041 | AR ₂₋₁₂ | -0.0133 | | |
| DN 3 | AR ₁ | -0.0136 | AR ₁ | 0.0045 | AR ₁ | 0.0743 | 8.22 (0.0093) | 1.95 (0.1983) |
| | AR ₂₋₁₂ | -0.0131 | AR ₂₋₁₂ | -0.0048 | AR ₂₋₁₂ | 0.0023 | | |
| F통계량 (AR ₁) | 0.28 (0.7652) ^a | | 0.23 (0.7983) | | 0.63 (0.5548) | | | |
| F통계량 (AR ₂₋₁₂) | 2.67 (0.1227) | | 0.46 (0.6425) | | 0.93 (0.4301) | | | |

주) a : p 값

효과의 존재를 뒷받침하며, 또한 소외도와 주가 사이에 상당한 관련성이 있음을 시사하는 실증적 증거도 발견되었다.

소외기업효과와 주가효과의 존재를 부정하는 본 연구의 분석결과는 실제로 우리나라 주식 시장에 이러한 이례적 현상들이 존재하지 않는 데 따른 것이거나, 또는 본 연구가 갖는 한계로 인하여 실존하는 이러한 효과들을 포착하지 못한 데 기인한 것이다. 본 연구의 한계는 다음과 같다.

첫째, 주식투자에 있어서 일반투자자보다는 기관투자자의 동향이 중요하며, 이러한 측면에서 소외도는 증권회사의 추천회수보다는 대상주식을 보유하고 있는 기관투자자의 수를 기준으로 하는 것이 바람직할 것이다. 그러나 본 연구에서는 이러한 정보를 얻는 것이 쉽지 않다는 현실 때문에 증권회사의 추천회수를 소외도의 기준으로 사용하였으며 그 적절성에 대해서는 의문이 있다.

둘째, 본 연구는 주식수익률 이외에도 증권사의 추천회수와 주가에 관한 자료를 필요로 하며, 따라서 장기간에 걸친 분석을 위해서는 자료의 수집과 정리에 상당한 노력이 요구된다. 이러한 까닭으로 본 연구에서는 분석기간을 4년간으로 설정하였으나 주식시장의 이례적 현상의 존재여부는 장기간에 걸쳐서 관찰되어야 할 것이다.

본 연구는 비록 이러한 한계를 갖고 있으나 우리나라 주식시장에 있어서는 소외기업효과와

주가효과가 존재하지 않는다는 또 하나의 실증적 증거를 제시하였다는 점에서 다소나마 의미를 찾을 수 있겠다. 앞으로 소외기업효과의 검증을 위해 보다 나은 소외도의 척도를 찾아야 할 것이며⁸⁾, 특히 그동안 많은 주목을 받지 못하였던 주가효과에 관해서도 깊이있는 분석이 이루어져야 할 것이다.

8) 관심종목은 소외종목에 비해 거래량이 많을 것이며, 이러한 측면에서 거래량 역시 의미있는 소외도의 기준으로 사용될 수 있을 것이다. 김형배(1993)는 거래량이 작은 주식의 포트폴리오는 유의한 정(+)의 초과수익률을 나타내며 거래량이 많은 주식의 포트폴리오는 유의한 부(-)의 초과수익률을 나타낸다는 흥미있는 실증적 증거를 제시하고 있다.

참 고 문 헌

- 김형배, “한국증권시장에서 주식의 유동성이 수익률에 미치는 영향에 관한 실증연구”, 석사학위논문, 고려대학교 대학원, 1993.
- 선우석호·윤영섭·강효석·김선웅·이원흠·오세경, “한국주식시장에서의 과잉반응과 기업특성적 이례현상에 관한 연구”, 증권학회지 제17집, 1994, 167-218.
- 오세경, “PER효과, 기업규모효과 및 월별효과”, 주가변동과 이례현상, 학현사, 1994, 133-159.
- 윤영섭, “소외기업효과에 관한 실증적 연구”, 증권학회지 제10집, 1988, 143-153.
- Arbel, A. and P. Strebel, “Pay Attention to Neglected Firms!,” *Journal of Portfolio Management* 9, (1983), 37-42.
- _____, “The Neglected and Small Firm Effects,” *The Financial Review* 17, (1983), 201-218.
- Arbel, A., S. Carvell and P. Strebel, “Giraffes, Financial Institutions and Neglected Firms,” *Financial Analysts Journal* 39, (1983), 57-63.
- Bachrach, B. and D. Galai, “The Risk-Return Relationship and Stock Prices,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 14, (1979), 421-441.
- Bhardwaj, R. and L. Brooks, “The January Anomaly : Effects of Low Share Price, Transaction Costs, and Bid-Ask Bias,” *Journal of Finance* 47, (1992), 553-575.
- Blume, M. and F. Husic, “Price, Beta, and Exchange Listing,” *Journal of Finance* 28, (1973), 283-299.
- _____ and R. Stambaugh, “Biases in Computed Returns : An Application to the Size Effect,” *Journal of Financial Economics* 12, (1983), 387-404.
- Jaffe, J., D. Keim and R. Westerfield, “Earnings Yields, Market Values, and Stock Returns,” *Journal of Finance* 44, (1989), 135-148.
- Kross, W., “The Size Effect is Primarily a Price Effect,” *Journal of Financial Research* 8, (1985), 36-42.
- Stoll, H. and R. Whaley, “Transaction Costs and the Small Firm Effect,” *Journal of Financial Economics* 12, (1983), 57-80.