

기업의 규모와 주가의 선행성에 관한 연구

이 상 우*

〈요 약〉

완전자본시장에서는 주가에 영향을 미치는 모든 정보가 신속하고 정확하게 주가에 반영될 것이므로 특정 주가나 지수가 다른 주가나 지수를 선행하는 일은 없을 것이다. 그러나 시장이 불완전한 경우 여러 가지 이유에 의해 주가나 지수의 선행성현상이 발생할 수 있다. 기존의 연구에서는 대부분 이러한 선행성의 문제를 기술적인 문제로 취급하고 있으나 Atchison, Butler 와 Simond(1987)가 지적하듯 이러한 선행성현상을 모두 기술적인 이유로 돌리기에는 어려운 점이 많다.

본 연구에서는 이러한 주가나 지수의 선행성문제를 거래비용이라는 경제적 이유로 설명하고자 한다. 대기업의 주식은 거래량이 많고 이에 따라 유동성비용이 낮은 반면 중소기업의 주식은 거래량이 적고 유동성비용이 크다. 정보를 가진 투자자에게 유동성의 문제는 큰 의미를 갖는데 그 이유는 정보의 가치는 시간이 지남에 따라 급격히 감소하기 때문이다. 따라서 정보를 가진 투자자는 유동성이 큰 주식을 선호하며 이에 따라 유동성이 큰 대기업 주식에 정보가 더 빨리 반영되어 유동성이 큰 대기업 주식이 유동성이 작은 중소기업 주식의 가격을 선행할 것이다.

본 연구에서는 이러한 가설을 토대로 자본금의 크기순으로 상위 15%정도의 기업의 대기업으로, 하위 15% 정도의 기업을 중소기업으로 간주하여 주가수익률의 선행성검증을 실시한 결과 대기업의 주가수익률이 중소기업의 주가수익률을 선행하는 것으로 나타났는데 이러한 현상은 산업별로도 거의 일관적으로 나타났다. 주가수익률의 선행성이 비거래효과에 의해 나타날 수도 있으므로 이러한 효과를 제거하고 검증해 보았는데 그 결과 역시 비거래효과를 제거하기 전과 큰 차이가 없었다.

I. 서 론

어떠한 요인 또는 정보가 주가에 영향을 미치는가에 대한 문제는 오랫동안 재무관리나 회계학의 연구대상이 되었고 지금도 많은 연구들이 계속되고 있다. 그러나 어떠한

* 전주대학교 경영학부 부교수

** 본 논문에 유익한 논평을 해주신 두 분의 심사위원께 감사드립니다.

정보가 주가에 영향을 미치는 시장이 완전하다면 이러한 정보는 주가에 신속하고 정확하게 반영이 될 것이므로 입수 가능한 정보가 어떠한 종목의 가격에는 신속하게 반영이 되지만 다른 종목의 가격에는 느리게 반영이 된다던가 특정한 정보에 대해 과잉/과소반응을 일으키는 일은 없을 것이다. 하지만 현실적으로 시장에는 많은 마찰요인들이 존재하고 이로 인해 어떤 주식(또는 지수)은 정보에 빨리 반응하고 다른 주식(지수)은 지연된 반응을 보이는 경우가 있다.

이러한 가격의 선행/지연 현상은 시장조성자에 의한 가격조정지연(Chan(1993)), 가격압력(Kyle(1985)), 매수-매도호가 문제, 비거래문제(infrequent trading, Atchison, Butler와 Simond(1987)) 등 기술적인 요인으로 많이 설명이 되고 있다. 그러나 Atchison, Butler와 Simond(1987)도 지적하듯이 가격의 선행/지연 현상을 이러한 기술적인 이유로 모두 다 설명하기는 어려운 경우가 많다.

가격의 선행/지연 현상을 기술적인 이유가 아닌 경제적 현상으로 설명하려는 시도 중 하나는 Fleming, Ostdiek와 Whaley(1996)가 주장한 거래비용가설을 들 수 있다. 이들은 거래비용을 제거하고 난 후의 수익이 높은 시장에서 낮은 시장 순으로 정보가 이전될 것이라고 주장하며 이를 선물시장과 현물시장의 관계에서 입증하고 있다. 또한 김민호(1995)는 거래비용가설을 이용하여 선물시장과 현물시장의 관계가 아닌 선물시장간이나 현물시장간에서도 거래비용이 낮은 시장이 정보에 먼저 반응함을 보이고 있다.¹⁾

본 논문에서는 이러한 거래비용가설을 기초로 동일한 산업 내에서도 기업규모가 큰 주식이 기업규모가 작은 주식의 가격을 선행함을 보이고자 한다. 물론 거래수수료가 자본금이나 주가총액에 따라 차별화되어 선물시장과 현물시장의 경우처럼 명백한 거래비용의 차이가 발생하는 것은 아니지만 유동성비용이나 정보탐색비용 및 정보처리비용, 투자자금의 제약과 같은 암묵적인 비용을 고려해 보면, 기업규모가 큰 주식이 기업규모가 작은 주식에 비해 거래비용이 작다고 할 수 있다.

소기업의 경우 하루 평균 거래량이 대기업의 1/5정도의 수준으로 거래량이 작을수록 최혁(1996)의 연구에 따르면 거래량이 작을수록 유동성 비용이 증가하게 된다. 그는 이에 대한 이유로 거래량이 많은 주식일수록 유동성 공급자들 간의 경쟁이 커서 일시

1) 단순한 거래수수료 등 명시적 비용만을 거래비용으로 간주해서는 안될 것이다. 정보탐색비용 및 정보처리비용(information set-up costs), 유동성비용, 공매의 제약, 투자자금의 제약 등의 암묵적인 비용도 거래수수료 못지 않게 중요한 요인이며 만약 어떤 주식(지수)에 대한 암묵적인 비용이 다른 주식(지수)에 비해 작다면, 거래수수료 등 명시적 비용이 같다고 하더라도 정보가 전자에 먼저 반영이 되어 주식간의 가격선행/지연 관계가 발생할 수 있다.

적 요소비용(order processing costs)을 떨어뜨리기 때문으로 풀이하고 있다.

정보를 가진 투자자에게 유동성의 문제는 큰 의미를 갖는데 그 이유는 정보의 가치는 시간이 지남에 따라 급격히 감소하기 때문이다. 따라서 정보를 가진 투자자는 유동성이 큰 주식을 선호하며 이에 따라 유동성이 큰 주식에 정보가 더 많이 반영된다고 볼 수 있다.²⁾

또한 Merton(1987)과 Badrinath와 Kale(1995)가 지적한 바와 같이 정보수집 및 처리비용은 고정비이다. 따라서, 주식의 거래량이 작고 이에 따라 유동성이 낮은 경우 이 주식에 투자하여 얻게 되는 수익 대비 비용은 증가하게 된다. 따라서 두 종목을 분석하는 비용이 동일하다면 보다 큰 수익을 올릴 수 있는 대기업 주식에 분석이 집중될 것이며 이는 대기업 주식이 더 빨리 정보에 반응할 것임을 암시한다. 실제로 김권중(1997)은 미국시장에서 대기업이 어떠한 정보를 공시할 때에는 평균적으로는 주가가 반응하지 않으나 소기업이 정보를 공시할 때에는 주가가 큰 폭으로 반응함을 보여주고 있는데 이는 많은 투자자들의 분석이 대규모 기업에 집중되어 있고 이에 따라 대기업의 정보는 이미 상당부분 주가에 반영이 되어 있으므로 정보의 공시가 주가에 영향을 주지 못하나 소기업의 정보공시는 주가에 반영되지 않은 상태이므로 주가에 큰 영향을 주는 것으로 해석할 수 있다.³⁾

이러한 논리는 Lo와 MacKinlay(1990)의 결과에 대한 하나의 해석이 될 수 있다. 이들은 1962년부터 1987년까지의 자료를 가지고 분석한 결과 규모가 큰 기업의 주가가 규모가 작은 기업의 주가를 선행함을 발견하고, 이러한 현상은 단순히 비거래효과 등의 이유로 발생하기는 어려움을 지적하며 밝혀지지 않은 이유 때문에 정보가 대기업 주가에서 소기업 주가로 이전되고 있다고 설명하고 있다.⁴⁾

또한 이러한 논리는 소외기업효과(neglected firm effect)에 대한 하나의 해석이 될 수도 있다. 소외기업주식의 분석원가, 정보탐색비용 및 거래지연 등으로 인한 거래비용은 추천기업에 비해 높게 되고 따라서 거래비용을 고려하지 않는 투자수익률은 그 주식의 위험에 비해 상대적으로 높아야 할 것이다.

본 논문에서는 1992년 1월부터 1997년 6월까지의 자료를 가지고 대기업의 주가가 소기업의 주가를 선행하는가에 대해 검증은 하였다. 먼저 자본금의 크기를 토대로 각 산

2) 최혁(1996)은 거래량이 많은 주식일수록 정보의 비대칭성이 작아진다는 사실을 실증하고 있다.

3) 김권중에 따르면 소기업의 공시횟수는 연간 7회 정도이나 공시시점에서의 주가반응을 제거하면 평균수익률이 20%나 감소할 정도로 정보공시가 주가에 큰 영향을 주고 있다.

4) 이에 대해 Badrinath, Kale과 Noe(1995)는 정보를 많이 소유한 기관투자자들은 대기업에 투자를 하는 경향이 강하고 이에 따라 대기업의 주가가 소기업의 주가를 선행하는 결과가 벌어졌다고 주장하고 있다.

업별로 상위 약 15%정도의 기업을 대기업, 하위 15%정도의 기업을 소기업으로 분류하고 이들을 포트폴리오로 구성하여 대기업포트폴리오가 소기업포트폴리오의 지수를 선행하는지에 대해 Granger 인과검정(causality test)을 실시하였다.

II. 연구방법론

이론적으로 선행성이 규명되지 않은 두 개의 변수사이의 선행성을 추정하는 방법으로는 여러 가지 방법이 있는데 그 중 많이 사용되는 방법이 하나의 변수를 종속변수로 놓고 다른 변수의 과거자료를 가지고 회귀분석을 하는 것이다. 이 경우 다른 변수의 과거자료가 현재의 독립변수에 대해 설명력을 갖는다면 이것은 독립변수가 종속변수를 선행한다는 의미로 받아들여질 수 있다.⁵⁾

그러나 실제로 독립변수와 종속변수간에 교차상관관계가 높고 종속변수의 자기상관이 큰 경우 이러한 방법론에 의해 추정을 하면 실제로는 종속변수의 과거치가 현재의 값을 설명함에도 불구하고 회귀분석결과는 독립변수의 과거치가 종속변수의 현재의 값을 설명하는 것처럼 잘못 추정될 가능성이 있다. 또한 고려되는 과거의 변수수가 3-5 정도로 매우 짧다는 문제점도 가진다.

따라서 본 연구에서는 이러한 문제를 고려하기 위해 독립변수에 다른 변수의 과거자료 뿐 아니라 자신의 과거자료도 포함되는 VAR모형을 이용한 Granger 인과검정(causality test)을 실시하기로 한다.

일반적으로 어떠한 변수 y_{2t} 가 다른 변수 y_{1t} 를 Granger cause한다고 할 때는 y_{2t} 의 과거 및 현재치에 포함되어 있는 정보가 y_{1t} 를 예측하는데 도움이 되는 경우를 말한다. 이를 정식화하면 다음과 같다.⁶⁾

$$\sigma^2(y_{1t}(1) | \Omega_t) < \sigma^2(y_{1t}(1) | \Omega_t / \{y_{2s} | s \leq t\})$$

$\sigma^2(y_{1t}(1) | \cdot)$: 주어진 정보를 통한 y_{1t} 의 예측오차

Ω_t : 모든 입수가능한 정보

Ω_t / A : A를 제외한 모든 입수가능한 정보

그러나 이러한 일반적인 설정은 모든 입수가능한 정보 Ω_t 가 미지라는 점에서 사용

5) Stoll과 Whaley(1990), Finnerty and Park(1987) 등은 이러한 방법을 토대로 선행성을 검증하였다.

6) Granger(1969) 참조

하기가 곤란하다. 따라서 현실적으로 이 모형을 이용하기 위해서는 Ω_t 에 대한 추가적인 가정이 필요한데 여기서는 $\Omega_t = \{y_{it} | s \leq t, i = 1, 2\}$ 라고 가정하기로 한다. 또한 (y_{1t}, y_{2t}) 가 안정적이며 정규분포에 따르는 VAR(p)모형에 따르는 것으로 가정하겠다.

이러한 가정하에서 (y_{1t}, y_{2t}) 는 다음과 같이 표시된다.

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{11,1} & \theta_{12,1} \\ \theta_{21,1} & \theta_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \theta_{11,p} & \theta_{12,p} \\ \theta_{21,p} & \theta_{22,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-p} \\ y_{2t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} \quad (\text{식 1})$$

이 경우 y_{2t} 가 y_{1t} 를 Granger cause하지 않는다면 다음의 관계가 성립해야 할 것이다.

$$\theta_{12,1} = \theta_{12,2} = \dots = \theta_{12,p} = 0$$

마찬가지로 y_{1t} 이 y_{2t} 를 Granger cause하지 않는다면 다음의 관계가 성립해야 한다.

$$\theta_{21,1} = \theta_{21,2} = \dots = \theta_{21,p} = 0$$

따라서 이 경우에 Granger인과관계를 검증한다는 것은 VAR(p)모형에서 다른 변수의 계수가 모두 0임을 검증하는 것과 동일하다. 이때 변수 y_{2t} 가 다른 변수 y_{1t} 를 Granger cause하지 않는다는 귀무가설은 다음과 같은 통계량으로 검정될 수 있는데 이는 자유도가 p 와 $T-2p-1$ 인 F분포에 따른다.

$$\lambda = \frac{SSE_r - SSE_u}{p\sigma_{11}}$$

SSE_r : 다른 변수의 계수가 모두 0이라는 가정하에서의 편차제곱합

SSE_u : 제약조건이 없을 때의 편차제곱합

σ_{11} : (식 1)의 오차항 v_t 에 대한 분산의 추정치

p : VAR모형에서의 order

이러한 분석결과 만약 대기업의 과거주가가 소기업의 현재주가를 설명하지 못한다면 이는 가설이 기각되고(즉 대기업의 주가가 소기업의 주가를 Granger cause하고), 소기업의 과거주가는 대기업의 현재주가를 설명하지 못한다면 이는 가설이 채택된다면(즉 소기업의 주가가 대기업의 주가를 Granger cause하지 못한다면) 이는 대기업의 주가가 소기업의 주가를 선행한다고 말할 수 있으며, 반대의 경우에는 소기업의 주가가 대기업의 주가를 선행한다고 결론지을 수 있을 것이다.

Ⅲ. 실증분석

1. 실증자료

본 연구에서는 기업의 규모와 주가의 선행성 여부를 검증하기 위해 각 산업별로 자본금의 규모에 따라 상위 15% 정도의 기업을 대기업, 하위 15% 정도를 소기업으로 분류하고 이를 단순평균하여 산업별 및 전체포트폴리오를 구성하였다.⁷⁾⁸⁾

본 연구에서는 제조업만을 연구대상으로 삼았는데 세부업종분류로는 17개 업종이 해당되며 표본기업의 수는 184개이며 연구기간은 1992년 1월 3일부터 1997년 6월 30일까지이다.

본 연구는 일별 주가를 이용하였는데 본 연구에서 사용한 수익률은 다음과 같이 정의된다.⁹⁾

$$R_{s,t} = \ln(S_{s,t}/S_{s,t-1})$$

$$R_{L,t} = \ln(S_{L,t}/S_{L,t-1})$$

$R_{s,t}, R_{L,t}$: 소기업 및 대기업 포트폴리오의 수익률

$S_{s,t}, S_{L,t}$: 소기업 및 대기업 포트폴리오의 일별 종가

이때 주가가 아닌 수익률을 사용한 것은 주가는 일반적으로 안정적(stationary)이지 못하고 단위근을 갖기 때문에 (식 1)에서 추정된 VAR모형이 안정적이지 못할 가능성이 있기 때문이다.

<표 1>에 소기업과 대기업의 주식 수익률에 대한 기초통계량이 제시되어 있다. 전체표본의 경우를 보면 소기업 주식의 경우 표준편차가 0.0123으로 대기업 주식의 표준편차 0.0135에 비해 낮은 반면 평균은 반대로 0.0010으로 대기업의 평균인 0.0004보다

7) 본 연구에서는 1994년 12월 현재의 자본금규모를 가지고 대기업과 소기업을 분류하였다. 자본금은 그 자체가 큰 변동이 없기 때문에 연도를 달리하여도 표본의 변화는 거의 없다.

8) 본 논문에서 사용된 거래비용가설을 직접적으로 검증하기 위해서는 유동성비용이나 정보탐색비용 등의 거래비용별로 포트폴리오를 구성해야 한다. 그러나 이를 추정하기는 매우 어려우므로 자본금의 규모라는 불완전한 대용변수를 사용했다. 자본금의 규모로 포트폴리오를 구성하는 방법 외에도 시장가치에 의해 포트폴리오를 구성하는 방법이 있는데 두 방법에 의해 구한 포트폴리오의 상관계수는 대기업 포트폴리오의 경우 0.9, 소기업 포트폴리오의 경우 0.95정도로 매우 크기 때문에 시장가치에 의해 포트폴리오를 구성하더라도 큰 차이는 없을 것으로 생각된다.

9) 대기업의 주가와 소기업의 주가가 공적분되어 있다면, 1차 차분된 자료인 수익률로 VAR을 구성하면 오류가 발생할 수 있기 때문에 Vector Error Correction모형 등 다른 방법을 이용해야 한다. 그러나 Johansen(1988)의 방법으로 공적분검증을 한 결과 10%의 유의수준에서도 공적분 되어있지 않다는 가설을 기각할 수 없었다.

높은 것을 알 수 있는데 이는 전체적으로 보아 소외기업의 경우 동일한 위험을 갖는 다른 기업에 비해 기대수익률이 높다는 소외기업효과를 간접적으로 나타내는 것으로 볼 수 있다.¹⁰⁾

<표 1> 표본기업 수익률의 기초통계량¹¹⁾

구분		평균	표준편차	구분		평균	표준편차
전체	소기업	0.0010067234	0.0123026216	G9	소기업	0.0011349539	0.0195560697
	대기업	0.0004250327	0.0134767717		대기업	0.0002688324	0.0171736033
G1	소기업	0.0010387382	0.0137653325	G10	소기업	0.0012358353	0.0180243465
	대기업	0.0004746484	0.0156267642		대기업	0.0002723434	0.0152100615
G2	소기업	0.0006596126	0.0134936880	G11	소기업	0.0010023573	0.0137956967
	대기업	0.0002596426	0.0159601785		대기업	0.0002278995	0.0158995368
G3	소기업	0.0007779490	0.0175551957	G12	소기업	0.0008738399	0.0214403585
	대기업	0.0006528693	0.0200701568		대기업	0.0005943653	0.0209123208
G4	소기업	0.0005177788	0.0288546679	G13	소기업	0.0012583881	0.0194575692
	대기업	0.0004176911	0.0224569761		대기업	0.0000837190	0.0188210012
G5	소기업	-0.0014600383	0.0291824562	G14	소기업	0.0007628932	0.0244914326
	대기업	0.0009513642	0.0258616167		대기업	0.0003148294	0.0212704247
G6	소기업	0.0007012536	0.0226928880	G15	소기업	0.0011242601	0.0170451025
	대기업	0.0004967285	0.0185771090		대기업	0.0003471961	0.0144234949
G7	소기업	0.0009261501	0.0134704091	G16	소기업	0.0009434962	0.0230996259
	대기업	0.0004844144	0.0149409737		대기업	0.0005078981	0.0183485945
G8	소기업	0.0008785271	0.0292686385	G17	소기업	0.0007239928	0.0189936904
	대기업	0.0001565809	0.0206739729		대기업	0.0002767505	0.0179916314

그러나 이러한 현상은 세부산업별로도 일관적으로 나타나는 것은 아니다. 소기업 주식이 대기업 주식에 대해 위험은 작고 수익률이 큰 것으로 나타난 업종은 5개 업종이 있으며, 11개 업종은 소기업 주식이 대기업 주식보다 위험도 크고 수익률도 큰 것으로

10) 선우석호, 윤영섭 외(1994)의 연구에 의하면 우리나라에는 소외기업효과가 나타나지 않는 것으로 보고되어 있다. 그러나 이들의 연구는 연구기간이 1990년에서 1992년 까지로 제한되어 있으므로 본 연구의 연구기간인 1992년부터 1997년 사이의 소외기업효과가 존재하는지는 미지라 할수 있다.

11) 세부업종표시는 다음과 같다.

G1: 음식료품제조업 G2: 섬유제품제조업 G3: 의복 및 모피제품제조업 G4: 가죽, 가방, 가구류 및 신발제조업 G5: 목재 및 나무제품제조업 G6: 펄프, 종이 및 종이제품제조업 G7: 화학물 및 화학제품제조업 G8: 석유정제품제조업 G9: 고무 및 프라스틱제품제조업 G10: 비금속광물제품제조업 G11: 제1차금속산업 G12: 조립금속제품제조업 G13: 기계 및 장비제조업 G14: 사무, 계산 및 회계용 기계제조업 G15: 영상, 음향 및 통신장비제조업 G16: 전자기계 및 전기변환장치제조업 G17: 자동차 및 트레일러제조업

나타났다. 그리고 예외적으로 목재 및 나무제품제조업의 경우에는 오히려 소기업이 대기업보다 위험은 크고 수익률은 작은 것으로 나타났다.

이번에는 대기업과 소기업의 주식의 거래량과 비거래일에 대해 살펴보았다. 이 결과는 <표 2>에 요약되어 있다.

<표 2>를 살펴보면 우리의 생각처럼 대기업의 평균거래량은 소기업의 5배 정도로 매우 큼을 알 수 있다.

<표 2> 평균거래량과 비거래일

	일일 평균거래량(株)	평균 비거래일수/년
대기업	67428.448	4.6
소기업	12286.371	19.7

그런데 대기업의 주가수준이 일반적으로 소기업보다 높은 경향이 있음을 감안할 때, 실제 일일 거래대금의 양은 이보다 더 큰 차이를 보일 것임을 짐작할 수 있다. 평균비거래일 역시 소기업의 경우 종목당 20일 정도로 대기업의 연평균 비거래일수보다 4배 이상 높은 데 이는 소기업의 주식을 구입하거나 매도하려고 할 때 유동성비용이 발생할 가능성이 대기업 주식에 비해 크다는 사실을 입증하는 결과라 할 수 있다. 그러나 여기서 흥미로운 사실은 대기업 주식이라 할지라도 비거래일이 없는 것은 아니라는 점이다. 따라서 소기업 주식뿐 아니라 대기업 주식의 경우에도 비거래로 인한 효과를 고려해야 할 것이다.

마지막으로 대기업의 주가가 소기업의 주가를 선행하는 지를 예비적으로 살펴보기 위해 대기업수익률과 소기업수익률간의 교차 자기상관계수(cross autocorrelation)를 살펴보았다.

<표 3>를 보면 과거의 대기업의 수익률과 현재 소기업의 수익률간의 상관계수는 높는데 비해, 과거 소기업의 수익률과 현재 대기업의 수익률간의 상관계수는 그보다 낮음을 알 수 있는데 이는 Lo와 MacKinlay(1990)의 결과와 유사한 결과이다. 그러나 이 값들은 모두 1% 유의수준하에서 유의하므로 단정적으로 대기업의 주식의 수익률이 소기업의 주식의 수익률을 선행한다는 결론을 내리기는 어렵다.

<표3> 대기업과 소기업 수익률의 교차자기상관계수($\rho(R_{L,t-k}, R_{S,t})$)

래그수(k)	1	2	3	4
교차상관계수	0.3194021	0.0447883	0.1152301	0.0553877
래그수(k)	-1	-2	-3	-4
교차상관계수	0.0955463	-0.0544463	0.0730994	0.0316545

2. 실증결과

대기업과 소기업의 수익률 중 어느 것이 선행하는지를 알아보기 위해 먼저 VAR모형을 추정하였다. 그 결과 이들 수익률은 VAR(11)에 따르는 것으로 나타났는데 추정 결과는 <표 4>와 같다.

<표 4>에 따르면 소기업의 수익률은 1, 2일 전의 소기업의 수익률과 3, 4일 전의 대기업의 수익률 등 4일간의 수익률이 유의적인 설명력을 가지며 대기업의 수익률은 1, 3일 전의 대기업의 수익률과 2일 전의 소기업의 수익률 등 3일간의 수익률이 유의적인 설명력을 가지고 있음을 알 수 있다. 또한 R^2 도 소기업의 경우가 0.178928로 대기업의 0.066203보다 훨씬 높다는 사실을 알 수 있는데 이러한 사실은 소기업의 수익률이 대기업의 수익률보다 더 늦게 정보에 반응한다는 사실을 암시한다고 볼 수 있다.

이제 Granger 인과관계를 검증하기 위해 소기업의 경우 종속변수 중 대기업 수익률에 대한 회귀계수가, 대기업의 경우 종속변수 중 소기업 수익률에 대한 회귀계수가 모두 0이라는 가설을 검증해 보았다. 이 결과는 <표 5>에 요약되어 있다.

검증결과 전체표본의 경우 F 통계량이 2.3383로 1% 유의수준하에서 대기업의 과거 수익률이 소기업의 현재수익률을 설명하지 못한다는 가설은 기각되었다(즉, 대기업의 수익률이 소기업의 수익률을 Granger cause한다). 그러나 소기업의 과거수익률이 대기업의 현재수익률을 설명하지 못한다는 가설은 F 통계량이 1.3192로 기각되지 못한다(즉, 소기업의 수익률은 대기업의 수익률을 Granger cause하지 못한다). 따라서 전체표본으로 볼 때 소기업의 과거자료는 대기업의 현 수익률을 설명하지 못하지만 대기업의 과거자료는 소기업의 현 수익률을 유의적으로 설명하므로 대기업의 수익률이 소기업의 수익률을 선행한다고 결론지을 수 있다.¹²⁾

12) 앞에서 우리는 소기업의 현재 수익률은 4일 전의 수익률에 영향을 받고 대기업의 수익률은 3일 전의 수익률에 영향을 받음을 알 수 있었다. 따라서 우리는 대기업의 수익률이 1일 정도 선행한다는 사실을 짐작할 수 있는데 이러한 사실은 충격반응함수(impulse response function)을 통한 선행성의 검증에서도 확인이 되었다.

충격반응함수를 통한 선행성의 검증은 대기업 수익률에 의해 야기된 충격이 소기업 수익률에 반영되는 속도와 소기업 수익률에 의해 야기된 충격이 대기업 수익률에 반영되는 속도를 보고 주가의 선행성을 판단하는 방법이다(이러한 방법에 대해서는 Blanchard와 Quah(1989) 참조). 각각의 수익률에 야기된 충격에 대한 반응을 보면 다음과 같다.

<소기업의 수익률에 의해 야기된 충격에 대한 대기업 수익률의 반응>

래그수	1	2	3	4	5
반응	0.140389227	-0.095594061	0.074688362	0.050340498	-0.005213468
래그수	6	7	8	9	10
반응	-0.031233319	-0.052171728	-0.04099201	0.000153066	0.021261316

<표 4> VAR(11)의 추정결과(전체표본)

$$\begin{bmatrix} R_{s,t} \\ R_{L,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{11,1} & \theta_{12,1} \\ \theta_{21,1} & \theta_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{s,t-1} \\ R_{L,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \theta_{11,11} & \theta_{12,11} \\ \theta_{21,11} & \theta_{22,11} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{s,t-11} \\ R_{L,t-11} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix}$$

종속변수=소기업				종속변수=대기업			
독립변수	래그	회귀계수	유의수준	독립변수	래그	회귀계수	유의수준
상수항		0.000603886	0.03513764	상수항		0.000469454	0.15945607
소기업	1	0.378729419	0.00000000	소기업	1	-0.035186119	0.50666731
	2	-0.176088509	0.00034416		2	-0.146439090	0.01050497
	3	0.012117666	0.80584758		3	0.010887852	0.84959362
	4	0.088290605	0.07381743		4	0.053833480	0.34908826
	5	0.008640670	0.86135650		5	-0.050347435	0.38225939
	6	0.047825053	0.33283242		6	-0.024532877	0.66964922
	7	-0.010345779	0.83418737		7	0.035065209	0.54238143
	8	-0.017920307	0.71649709		8	-0.011469470	0.84180667
	9	0.035473411	0.47288915		9	0.062450762	0.27792724
	10	-0.067907350	0.16845379		10	-0.068662331	0.23176490
	11	0.101509184	0.01851977		11	0.013130676	0.79346168
대기업	1	0.032679167	0.40360365	대기업	1	0.204243191	0.00000787
	2	0.025602050	0.51867340		2	0.016620187	0.71900705
	3	0.150857152	0.00014766		3	0.160952064	0.00050506
	4	-0.074550813	0.06188718		4	-0.038348049	0.40933060
	5	0.024338932	0.54248729		5	0.050249342	0.28031042
	6	-0.076531860	0.05486397		6	-0.005593822	0.90402951
	7	-0.044060749	0.26928092		7	-0.076255314	0.10071821
	8	-0.023150745	0.56119244		8	-0.027264842	0.55677787
	9	-0.032365461	0.41745817		9	-0.055089825	0.23602300
	10	0.055845133	0.16123030		10	0.032326248	0.48610393
	11	-0.016816857	0.64655642		11	0.048434125	0.25685156
R ² =0.178928 D-W 통계량=1.992707				R ² =0.066203 D-W 통계량=1.994280			

이러한 사실은 세부업종에 있어서도 거의 일관적으로 나타났다. 전체 17개 업종 가운데 자동차 및 트레일러제조업만이 소기업이 대기업의 수익률을 선행하는 것을 나타냈으며 의복 및 모피제품제조업, 가죽, 가방, 가구류 및 신발제조업, 비금속광물제품제조업, 기계 및 장비제조업 등 4개의 업종에서만 선행관계가 불투명한 것으로 나타났을 뿐 나머지 12개 업종에서는 대기업의 수익률이 소기업의 수익률을 선행하는 것으로 나타났다.

<대기업의 수익률에 의해 야기된 충격에 대한 소기업 수익률의 반응>

래그수	1	2	3	4	5
반응	0.354407728	0.023765983	0.135353032	0.072210814	0.049318962
래그수	6	7	8	9	10
반응	-0.004286063	-0.059918877	-0.064503402	-0.034339003	0.042080829

위의 표를 보면 소기업 수익률에 의해 야기된 충격은 대부분 1일 정도만에 대기업의 수익률에 흡수(반응) 되지만 대기업 수익률에 의해 야기된 충격은 1일 후에도 소기업 수익률에 완전히 흡수되지 않음을 알 수 있다. 따라서 우리는 약 1일 정도 대기업의 수익률이 소기업의 수익률을 선행한다고 말할 수 있다.

<표 5> Granger 인과관계의 검증

구분	독립변수	종속변수=소기업		종속변수=대기업	
		F통계량*	유의수준	F통계량*	유의수준
전체기업	소기업	7.9454	0.0000000	1.3192	0.2072332
	대기업	2.3383	0.0074732	3.7484	0.0000259
G1	소기업	7.4536	0.0000000	0.4962	0.9066392
	대기업	4.6340	0.0000005	6.3792	0.0000000
G2	소기업	7.6495	0.0000000	0.6764	0.7620691
	대기업	4.6650	0.0000005	6.2932	0.0000000
G3	소기업	10.4012	0.0000000	1.6777	0.0540203
	대기업	1.5491	0.0867466	4.1732	0.0000003
G4	소기업	3.5560	0.0000304	2.8396	0.0007203
	대기업	2.7918	0.0008828	2.7596	0.0010118
G5	소기업	20.7440	0.0000000	0.6420	0.7936460
	대기업	1.7921	0.0504229	6.1954	0.0000000
G6	소기업	5.8666	0.0000000	1.4433	0.1190087
	대기업	2.7587	0.0003184	2.3853	0.0020693
G7	소기업	23.9954	0.0000000	1.5532	0.1989289
	대기업	4.1392	0.0062067	9.7468	0.0000023
G8	소기업	5.6062	0.0000396	1.5348	0.1758358
	대기업	2.3056	0.0423612	3.9492	0.0014575
G9	소기업	3.4008	0.0001118	1.4786	0.1328982
	대기업	3.5461	0.0000609	3.9931	0.0000091
G10	소기업	6.4857	0.0000000	2.1405	0.0066117
	대기업	1.9833	0.0134752	5.1822	0.0000000
G11	소기업	41.1884	0.0000000	0.2611	0.8534169
	대기업	3.7578	0.0105083	10.7370	0.0000005
G12	소기업	3.3274	0.0004870	0.5162	0.8637476
	대기업	4.9497	0.0000014	5.3975	0.0000003
G13	소기업	8.1680	0.0000000	1.8328	0.0505897
	대기업	1.7352	0.0679551	2.9051	0.0013125
G14	소기업	3.3118	0.0000517	1.4145	0.1448204
	대기업	2.4270	0.0029980	1.4014	0.1509292
G15	소기업	8.9627	0.0000000	1.1753	0.2991053
	대기업	2.8549	0.0010297	3.5597	0.0000575
G16	소기업	4.1483	0.0000110	1.3911	0.1782690
	대기업	2.4950	0.0057012	5.2452	0.0000001
G17	소기업	2.5509	0.0017448	2.3765	0.0037265
	대기업	1.0958	0.3578165	2.2288	0.0069615

* $\begin{bmatrix} R_{s,t} \\ R_{L,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{11,1} & \theta_{12,1} \\ \theta_{21,1} & \theta_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{s,t-1} \\ R_{L,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \theta_{11,11} & \theta_{12,11} \\ \theta_{21,11} & \theta_{22,11} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{s,t-11} \\ R_{L,t-11} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix}$ 에서
 $\theta_{11,1} = \theta_{11,2} = \dots = \theta_{11,p} = 0, \theta_{12,1} = \theta_{12,2} = \dots = \theta_{12,p} = 0$
 $\theta_{21,1} = \theta_{21,2} = \dots = \theta_{21,p} = 0, \theta_{22,1} = \theta_{22,2} = \dots = \theta_{22,p} = 0$ 에 대한 검정통계량임.

이렇게 대기업의 수익률이 소기업의 수익률을 선행한다는 사실은 거래비용가설에서 말하듯이 대기업의 주식에 대한 거래비용이 소기업주식에 대한 거래비용보다 낮으므로 정보가 먼저 대기업의 수익률에 반영이 되고 그 다음으로 소기업의 수익률에 반영된다

는 사실을 입증하는 것으로 생각할 수 있다.¹³⁾

IV. 비거래효과(infrequent trading effects)와 주가의 선행성

1. 비거래효과

대부분의 주식 특히 소기업의 주식은 거래가 이루어지지 않는 날이 있을 수 있다. 만약 어떠한 주식이 거래가 이루어지지 않는 날이 많다면 이러한 주식은 거래가 활발히 이루어지는 주식에 비해 정보가 늦게 반영되는 것처럼 보일 것이다. 즉 거래가 활발히 이루어지는 주식은 이미 주가에 정보가 반영되어 있는데 그렇지 못한 주식은 거래가 이루어지지 않기 때문에 과거의 주가가 계속 공표가 되고 이에 따라 거래가 활발한 주식의 주가가 그렇지 못한 주식의 주가를 선행하는 것처럼 보일 것이다. 하지만 이 경우 주가의 선행성은 경제적으로 아무런 의미를 가지지 못하게 된다. 왜냐하면 현재 공표되어 있는 주가는 거래에 의해 정보가 반영되어 있는 주가가 아니고 과거의 주가를 그대로 표시해 놓은 것에 불과하기 때문이다. 이 경우 이러한 자료를 그대로 이용하여 거래가 활발한 주식의 주가가 그렇지 못한 주식의 주가를 선행한다고 한다면 이는 거래가 활발한 주식의 현재주가가 그렇지 못한 주식의 과거주가를 선행한다는 결론과 동일하게 된다. 따라서 주가의 선행성을 검증하기 위해서는 이러한 비거래효과를 적절히 감안해야 할 것이다.

본 절에서는 비거래효과를 감안하는 경우에도 대기업의 수익률이 소기업의 수익률을 선행하는지를 검증해 보기로 한다.¹⁴⁾

포트폴리오에 속한 모든 주식이 최소한 n 일에 한번은 거래된다고 하자.¹⁵⁾ 그러면 t 기에 관찰된 포트폴리오 S 의 수익률 $R_{s,t}^0$ 는 다음과 같이 현재와 과거의 포트폴리오 수익률의 가중평균으로 표시될 수 있다.

13) 본 논문의 표본기간은 5년 6개월로 매우 길기 때문에 이분산의 문제가 발생할 수 있다. 또한 계절성 등 시장의 이례현상도 고려가 되어야 한다. 이러한 문제를 통제하기 위해 표본을 1년단위로 분할하고 1월의 자료를 제거한 후 각 연도별로 검증을 해 보았다. 그러나 이 경우에도 대기업의 수익률이 소기업의 수익률을 선행한다는 결론에는 변함이 없었다.

14) 만약 어떤 주식의 거래가 이루어지지 않는 날이 많다면 그 주식들로 이루어진 포트폴리오의 수익률은 강한 양의 자기상관을 보일 것이다. 소기업과 대기업 포트폴리오의 자기상관관계를 보면 다음 표와 같은데 이는 소기업의 주식이 대기업의 주식보다 거래가 이루어지지 않는 경우가 많아 포트폴리오의 1계 자기상관계수가 매우 큼을 알 수 있다.

$$R_{s,t}^0 = \sum_{k=0}^{n-1} w_{s,k} R_{s,t-k}^* + v_{s,t} \tag{식 2}$$

- 단, $R_{s,t}^0$: t기에 관찰된 포트폴리오 S의 수익률
- $R_{s,t}^*$: 매기 거래가 이루어질 경우의 포트폴리오 S의 t기 수익률
- $v_{s,t}$: 잔차항
- $w_{s,k}$: 가중치¹⁶⁾

(식 2)는 매기 거래가 이루어질 경우 실현되는 포트폴리오의 진정한 수익률이 거래 지연으로 인해 즉시 나타나는 것이 아니라 시차를 두며 실현됨을 의미한다. 만약 포트폴리오의 모든 주식이 매일 거래가 된다면 $w_{s,0}$ 가 1이 될 것이다. $w_{s,1}$ 은 t-1시점에서 포트폴리오의 수익률이 t기에 반영되는 부분을 나타내며, 이것은 평균 2일에 한번 거래되는 주식에 기인하는 것으로 볼 수 있다.

이러한 상황에서 포트폴리오 S의 수익률 $R_{s,t}^0$ 는 다음과 같이 무한차수의 ARMA 과정에 따르게 된다.¹⁷⁾

$$R_{s,t}^0 = w_{s,0}\mu_s + \sum_{k=1}^{\infty} \phi_k R_{s,t-k}^0 + \varepsilon_{s,t} - \sum_{k=1}^{\infty} \theta_k \varepsilon_{s,t-k} \tag{식 3}$$

- 단, μ_s : 포트폴리오 S의 수익률의 평균
- $\varepsilon_{s,t}$: 잔차항¹⁸⁾

(식 3)을 보면 현재의 포트폴리오 S의 수익률은 거래지연으로 인한 부분(ARMA(∞))로 추정되는 부분과 0시점의 정보에 기인한 부분(잔차부분)으로 나뉘어 알 수 있다. 즉 우리는 ARMA로 추정한 수익률의 잔차를 진정한 주식(포트폴리오)의 innovation으로 볼 수 있는 것이다. 따라서 본 연구에서는 소기업과 대기업의 주식의 수익률을 ARMA(p,q)로 추정하고, 이에 대한 잔차를 비거래효과를 제거한 주식(포트폴리오)의 수익률로 간주하기로 한다.¹⁹⁾

래그수	1	2	3	4	5
소기업	0.3615868	0.0474593	0.0889503	0.0655154	0.0358374
대기업	0.1559053	-0.0384861	0.1037302	0.0423557	-0.0045926
래그수	6	7	8	9	10
소기업	-0.0102651	-0.0555356	-0.0491999	-0.0175626	0.0111024
대기업	-0.0254048	-0.0700803	-0.0361932	-0.0235558	-0.0151821

15) 이하의 검증방법론은 Stoll과 Whaley(1990)의 방법론을 이용하였다.
 16) 각 가중치는 양이며, k에 따라 감소하고 각 가중치의 합은 1임을 가정한다.
 17) μ_s 는 매기 일정하다고 가정한다.
 18) 이 잔차항에는 진정한 주식의 innovation뿐 아니라 $v_{s,t}$ 도 포함되어 있다. 따라서 이 잔차항은 '평균적으로' 진정한 주식의 수익률의 innovation의 대응변수로 볼 수 있다.
 19) 이렇게 ARMA로 자기상관을 제거하면 비거래효과 뿐 아니라 매도-매수호가 문제도 제거할 수 있다.

2. 비거래효과를 고려한 주가의 선행성

비거래효과를 제거하기 위해 먼저 전체포트폴리오에 대한 ARMA(p,q)모형을 추정하였다. 그 결과 전체표본의 경우 소기업 주식의 수익률은 상수항이 있는 ARMA(3, 0)에 따르는 것으로 나타났으며 대기업 주식의 수익률은 상수항이 없는 ARMA(2,1)모형에 따르는 것으로 나타났다. 또한 모든 세부업종에서 모두 3일 이내의 래그가 영향을 주는 것으로 나타났는데 이것은 대기업이나 소기업의 경우 3일 이상 거래가 되지 않는 일은 거의 없다는 것을 말해주는 결과라 하겠다.²⁰⁾ 또한 상당수의 경우 대기업 주식의 경우 소기업 주식보다 래그가 짧은 것으로 나타났는데 이는 이들 소속업종의 경우 대기업 주식이 소기업 주식보다 연속적으로 거래가 이루어지지 않는 날이 적다는 의미로 받아들여 질 수 있다.

이렇게 추정된 모형에서의 잔차를 주식(포트폴리오)의 진정한 수익률(innovation)로 간주하고 VAR모형을 추정한 결과 이러한 잔차는 VAR(12)에 따르는 것으로 나타났다.²¹⁾ 추정결과는 <표 6>에 나타나 있다.

20) 세부업종별로 비거래효과를 제거하기 위해 추정된 ARMA모형은 다음과 같다.

- G1: 소기업=상수항이 있는 ARMA(2,0) 대기업=상수항이 없는 ARMA(2,0)
- G2: 소기업=상수항이 있는 ARMA(2,2) 대기업=상수항이 없는 ARMA(2,1)
- G3: 소기업=상수항이 없는 ARMA(2,0) 대기업=상수항이 없는 ARMA(2,0)
- G4: 소기업=상수항이 없는 ARMA(2,1) 대기업=상수항이 없는 ARMA(2,0)
- G5: 소기업=상수항이 있는 ARMA(2,3) 대기업=상수항이 없는 ARMA(1,2)
- G6: 소기업=상수항이 없는 ARMA(3,0) 대기업=상수항이 없는 ARMA(3,0)
- G7: 소기업=상수항이 있는 ARMA(3,0) 대기업=상수항이 없는 ARMA(3,0)
- G8: 소기업=상수항이 없는 ARMA(3,1) 대기업=상수항이 없는 ARMA(3,0)
- G9: 소기업=상수항이 있는 ARMA(3,1) 대기업=상수항이 없는 ARMA(1,1)
- G10: 소기업=상수항이 있는 ARMA(2,0) 대기업=상수항이 없는 ARMA(2,0)
- G11: 소기업=상수항이 있는 ARMA(2,0) 대기업=상수항이 없는 ARMA(2,1)
- G12: 소기업=상수항이 있는 ARMA(3,2) 대기업=상수항이 없는 ARMA(3,0)
- G13: 소기업=상수항이 있는 ARMA(3,3) 대기업=상수항이 없는 ARMA(2,2)
- G14: 소기업=상수항이 있는 ARMA(2,2) 대기업=상수항이 없는 ARMA(2,0)
- G15: 소기업=상수항이 있는 ARMA(3,0) 대기업=상수항이 없는 ARMA(2,1)
- G16: 소기업=상수항이 있는 ARMA(3,1) 대기업=상수항이 없는 ARMA(1,2)
- G17: 소기업=상수항이 없는 ARMA(3,0) 대기업=상수항이 없는 ARMA(3,0)

21) 잔차에 대한 자기상관계수는 다음과 같다.

래그수	1	2	3	4	5
소기업	0.0013911	-0.0059435	0.0156682	-0.0158874	0.0303746
대기업	-0.0046509	0.0124260	0.0684712	0.0472301	-0.0126076
래그수	6	7	8	9	10
소기업	-0.0106428	-0.0485612	-0.0476282	-0.0009144	-0.0117883
대기업	-0.0122765	-0.0612589	-0.0311541	-0.0146765	-0.0198245

<표 6> VAR(12)의 추정결과

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{L,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{11,1} & \theta_{12,1} \\ \theta_{21,1} & \theta_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t-1} \\ \varepsilon_{L,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \theta_{11,11} & \theta_{12,11} \\ \theta_{21,11} & \theta_{22,11} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t-11} \\ \varepsilon_{L,t-11} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix}$$

종속변수=소기업				종속변수=대기업			
독립변수	래그	회귀계수	유의수준	독립변수	래그	회귀계수	유의수준
상수항		-0.00025113	0.92921565	상수항		0.000262388	0.42552788
소기업	1	-0.031849638	0.48534914	소기업	1	-0.029915792	0.57361469
	2	-0.046390045	0.30763545		2	-0.164405676	0.00193353
	3	-0.124856266	0.00632345		3	-0.053416013	0.31534564
	4	0.035987446	0.43339705		4	0.047650797	0.37312648
	5	0.035395436	0.44106929		5	-0.043582360	0.41536914
	6	0.048169596	0.29588982		6	-0.047083703	0.38030139
	7	0.010449257	0.82064472		7	0.032006958	0.55100447
	8	-0.013603537	0.76719239		8	0.004830710	0.92807300
	9	0.039568593	0.38625228		9	0.055949059	0.29285515
	10	-0.049999604	0.27175916		10	-0.049381137	0.35131397
	11	0.095964770	0.03484725		11	0.016853918	0.75016077
	12	-0.009968958	0.82643256		12	-0.081375902	0.12444675
대기업	1	0.030732850	0.43300426	대기업	1	0.010260568	0.82214549
	2	0.029308742	0.45375363		2	0.125126229	0.00608343
	3	0.153903050	0.00009251		3	0.113953657	0.01280796
	4	-0.042965593	0.27720347		4	0.021804040	0.63581486
	5	0.001992549	0.95987667		5	0.021701044	0.63803690
	6	-0.063545263	0.10879529		6	0.014591777	0.75176748
	7	-0.066974210	0.09120895		7	-0.091809500	0.04683989
	8	-0.021386432	0.58853747		8	-0.034274454	0.45665222
	9	-0.042410970	0.27903841		9	-0.057171623	0.21025072
	10	0.049667233	0.20353919		10	0.020706732	0.64890763
	11	-0.023274897	0.55135332		11	0.036405387	0.42367575
	12	0.029547173	0.44863905		12	0.059453699	0.19058880
R ² = 0.028322 D-W 통계량= 2.001145				R ² = 0.026558 D-W 통계량= 2.000877			

<표 6>을 보면 소기업은 3일전의 소기업과 대기업의 수익률에 영향을 받는 것으로 나타났으며 대기업은 2일전의 소기업 수익률과 2, 3일 전의 대기업 수익률에 영향을 받는 것으로 나타났다. 여기서 특이한 점은 소기업의 경우 비거래효과를 제거하기 전에는 1일전 소기업 수익률에 대한 회귀계수가 0.378729419, 2일전 수익률에 대한 회귀계수는 -0.176088509로 대단히 유의적이었으나 비거래효과를 제거한 후에는 유의성이 사

자기상관계수를 보면 비거래효과를 제거하기 전과는 달리 소기업이나 대기업들이 모두 유의적인 자기상관을 갖지 않는 것을 알 수 있는데 이러한 사실은 수익률이 가지고 있는 자기상관의 상당부분이 비거래효과 때문에 발생하는 것임을 말해주고 있다.

그러나 수익률의 표준편차는 전체표본의 경우 소기업은 0.0112846, 대기업은 0.0130175로 나타나 비거래효과를 제거하기 전과 유의적인 차이가 없었다. 이러한 점은 세부업종별로도 동일하게 나타났는데 이러한 사실은 비거래효과를 제거하더라도 소기업효과와 여전히 남아있을 것이라는 사실을 짐작케 한다.

라진 반면 대기업을의 과거수익률의 설명력에는 별다른 차이가 없다는 점이다.

물론 이러한 면은 대기업 수익률의 경우에도 유사하게 나타났지만(대기업의 현재수익률에 대한 1일전 대기업 주가의 회귀계수의 유의성은 0.00000787에서 0.82214549로 떨어짐) 대기업의 경우 소기업에 비해 비거래효과로 인한 유의성변화가 상대적으로 낮은 것을 알 수 있다. 또한 VAR모형의 설명력이 소기업의 경우 0.028322, 대기업의 경우 0.026558로 거의 같게 나타났는데 이러한 사실들은 특히 소기업의 경우 원자료를 그대로 이용할 때 비거래효과로 인해 독립변수의 설명력이 상당부분 과대평가되고 있다는 사실을 암시하고 있다고 볼 수 있다.

비거래효과를 제거한 자료를 토대로 Granger 인과관계를 검증해 보았다. 그 결과는 <표 7>에 요약되어 있다.

<표 7>를 보면 전체표본의 경우 비거래효과를 제거하기 전과 마찬가지로 대기업의 과거수익률이 소기업의 현재 수익률에 대한 설명력이 0이라는 가설은 F 통계량이 2.2389로 1%유의수준 하에서 기각되며(즉 대기업의 수익률이 소기업의 수익률을 Granger cause하며), 반대로 소기업의 과거수익률이 대기업의 현재수익률에 영향을 미치지 못한다는 가설은 F 통계량이 1.5262로 10% 유의수준 하에서도 채택된다(소기업의 수익률은 대기업의 수익률을 Granger cause하지 못한다). 따라서 우리는 비거래효과를 제거하더라도 대기업의 수익률이 소기업의 수익률을 선행한다고 말할 수 있다.

그러나 대기업의 과거수익률이 소기업의 현재수익률에 영향을 주지 못한다는 가설의 유의수준은 비거래효과를 제거하기 전에는 0.0074732였으나 비거래효과를 제거한 후에는 0.0084636으로 유의수준이 낮아졌으며, 반대로 소기업의 과거수익률이 대기업의 현재수익률에 영향을 주지 못한다는 가설은 0.2072332에서 0.1078190으로 유의수준이 높아졌음을 알 수 있다.²²⁾

이러한 사실은 VAR추정과정에서도 살펴본 바와 같이 비거래효과를 제거하지 않은 경우 거래가 되지 않음으로 해서 과거의 주가가 그대로 공표가 되고 이로 인해 정보에 늦게 반응하는 것처럼 보일 수 있다는 것을 말해주는 결과라 할 수 있다. 물론 거래가 되지 않는 경우는 대기업이나 소기업이나 다같이 발생할 수 있지만 <표 2>에서도 알 수 있듯이 소기업의 경우 거래가 이루어지지 않는 경우가 상대적으로 많기 때문에 대

22) 또한 전체표본의 경우 소기업의 과거수익률이 소기업의 현재수익률을 Granger cause하지 못한다는 가설의 유의수준은 비거래효과를 제거하기 전 0.00000에서 비거래효과를 제거한 후에는 0.0645532로 낮아졌으며 대기업의 과거수익률이 대기업의 현재수익률을 Granger cause하지 못한다는 가설에 대한 유의수준도 0.0000259에서 0.0432434로 낮아졌음을 알 수 있는데 이러한 사실역시 비거래효과로 인해 자기상관이 존재하고 이 때문에 과거 수익률의 현재수익률에 대한 설명력이 과대평가됨을 암시한다고 할 수 있다.

기업의 경우보다 비거래로 인해 정보가 늦게 반영되는 효과가 크게 나타나므로 비거래 효과를 제거하면 소기업의 설명력이 커진다는 사실을 알 수 있다.

<표 7> Granger 인과관계의 분석(비거래 효과를 고려한 경우)

구분	독립변수	종속변수=소기업		종속변수=대기업	
		F통계량*	유의수준	F통계량*	유의수준
전체기업	소기업	1.6834	0.0645532	1.5262	0.1078190
	대기업	2.2389	0.0084636	1.8000	0.0432434
G1	소기업	2.1371	0.0465360	0.8343	0.5432561
	대기업	8.3337	0.0000000	2.9773	0.0067879
G2	소기업	1.8784	0.0379110	0.7180	0.7221823
	대기업	4.5844	0.0000007	1.3932	0.1693867
G3	소기업	1.8171	0.0357542	1.7212	0.0509566
	대기업	1.5788	0.0842497	1.3050	0.2023918
G4	소기업	1.9825	0.0266377	2.8185	0.0011890
	대기업	2.8855	0.0009118	1.0977	0.3589073
G5	소기업	2.8862	0.0009095	0.6688	0.7691662
	대기업	1.7136	0.0649516	1.0074	0.4370793
G6	소기업	1.5713	0.0933870	1.6666	0.0683035
	대기업	3.3005	0.0000960	1.0752	0.3770829
G7	소기업	1.2964	0.2481261	0.9631	0.4566428
	대기업	2.7444	0.0078015	0.6257	0.7350542
G8	소기업	0.9869	0.4242741	1.3936	0.2236972
	대기업	2.2298	0.0490395	0.1599	0.9770238
G9	소기업	0.7993	0.6409868	1.6613	0.0765783
	대기업	3.5801	0.0000528	1.3252	0.2039686
G10	소기업	1.8603	0.0303739	2.0614	0.0138231
	대기업	2.3249	0.0046458	1.5293	0.0996521
G11	소기업	0.9497	0.4861291	0.7428	0.6843590
	대기업	1.8625	0.0461748	0.6385	0.7816993
G12	소기업	1.9422	0.0424947	0.5995	0.7982963
	대기업	4.9560	0.0000014	0.7715	0.6429788
G13	소기업	0.6666	0.7563108	1.9463	0.0355495
	대기업	1.7044	0.0744606	0.3883	0.9522774
G14	소기업	0.9195	0.5317945	1.4767	0.1185902
	대기업	2.4813	0.0023676	1.2932	0.2095480
G15	소기업	1.2619	0.2350293	1.5430	0.1022385
	대기업	2.6138	0.0018651	1.2409	0.2487741
G16	소기업	0.8560	0.4897751	2.1994	0.0668647
	대기업	5.0385	0.0004903	3.2393	0.0117084
G17	소기업	0.8295	0.6288360	2.6080	0.0013549
	대기업	1.0452	0.4043641	1.1514	0.3105102

* $\begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{L,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{11,1} & \theta_{12,1} \\ \theta_{21,1} & \theta_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t-1} \\ \varepsilon_{L,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \theta_{11,11} & \theta_{12,11} \\ \theta_{21,11} & \theta_{22,11} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t-11} \\ \varepsilon_{L,t-11} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix}$ 에서
 $\theta_{11,1} = \theta_{11,2} = \dots = \theta_{11,p} = 0, \theta_{12,1} = \theta_{12,2} = \dots = \theta_{12,p} = 0$
 $\theta_{21,1} = \theta_{21,2} = \dots = \theta_{21,p} = 0, \theta_{22,1} = \theta_{22,2} = \dots = \theta_{22,p} = 0$ 에 대한 검정통계량임.

또한 이러한 점은 단순히 대기업의 과거수익률을 독립변수로 삼아 소기업의 현재수익률을 회귀분석을 하는 경우 독립변수의 설명력이 과대평가 될 수 있음을 암시한다고도 볼 수 있다. 단순히 과거의 자료를 가지고 회귀분석하는 경우 실제로는 소기업의 현재의 수익률을 소기업의 과거의 수익률이 대부분 설명하는데도 불구하고 대기업과 소기업의 수익률간에 상관관계가 높아 소기업의 현재수익률을 대기업의 과거수익률이 설명하는 것처럼 나타나 대기업의 수익률이 소기업의 수익률을 선행하는 것으로 보일 수 있다. 이러한 점은 소기업의 주식이 거래가 잘 이루어지지 않는 경우에 더욱 심각하게 발생할 수 있다. 왜냐 하면 거래가 잘 이루어지지 않는 경우에는 수익률의 자기상관관계가 높게 나타나 현재의 수익률에 대한 과거의 수익률의 설명력이 높게 나타나기 때문이다.²³⁾

대기업의 수익률이 소기업의 수익률을 선행한다는 사실은 세부업종별로도 비거래효과를 제거하기 전과 유사하게 나타났다. 그러나 전체표본의 경우가 암시하듯이 대부분의 경우 선행성에 대한 유의수준이 낮아졌고 석유정제품제조업(G8)의 경우에는 비거래효과를 제거하면 대기업의 선행성이 없어지는 결과가 나타났다.²⁴⁾ 이러한 점은 세부종목별로도 비거래효과 때문에 대기업 수익률의 소기업 수익률에 대한 선행성이 과장되기는 하지만 여전히 대부분의 종목에 있어 대기업의 수익률이 소기업의 수익률을 선행함을 보여주는 증거라 할 수 있다.

23) 소기업의 현재수익률을 대기업의 1, 2, 3일전 과거수익률로 회귀분석한 결과는 다음과 같다.

변수명	회귀계수	표준편차	T-통계량	유의수준
상수항	-0.398504414	0.034040677	-11.70671	0.00000000
래그(1)	0.302805109	0.021650995	13.98574	0.00000000
래그(2)	-0.024769722	0.021786201	-1.13695	0.25573028
래그(3)	0.121255920	0.021531179	5.63164	0.00000002

위의 결과를 <표 6>과 비교해 보면 모든 회귀계수(특히 1일전 대기업수익률에 대한 회귀계수)의 유의성이 과장되어 나타남을 알 수 있다. <표 6>을 보면 실제로는 1일전 소기업수익률이 현재의 소기업수익률을 설명하는데 위의 결과는 1일전의 대기업수익률이 현재의 소기업수익률을 설명하는 것처럼 나타나 있다. 하지만 비거래효과를 제거한 경우에는 다른 양상을 보이게 된다. 비거래효과를 제거하고 난 후 회귀분석을 실시한 결과는 다음과 같다.

변수명	회귀계수	표준편차	T-통계량	유의수준
상수항	-0.000012729	0.000280745	-0.04534	0.96384212
래그(1)	0.013720207	0.021367907	0.64209	0.52090363
래그(2)	0.003400255	0.021348541	0.15927	0.87347347
래그(3)	0.056354317	0.021342520	2.64047	0.00835920

위의 표를 보면 앞의 표에서 보았던 현상이 사라짐을 알 수 있는데 그 이유는 비거래효과를 제거한 결과 소기업수익률의 자기상관이 사라지고 이에 따라 과거의 소기업수익률이 현재의 소기업주가를 설명하는 설명력이 대부분 사라지거나 줄어들었기 때문으로 해석할 수 있다.

24) 고무 및 플라스틱제품 제조업(G9)의 경우에는 비거래효과를 제거하면 10% 유의수준하에서는 선행성여부가 모호하나 1% 혹은 5% 유의수준하에서는 대기업의 수익률이 소기업의 수익률을 선행한다고 말할 수 있다.

V. 요약 및 결론

시장이 완전하다면 모든 적절한 정보는 신속하게 주가에 반영되어야 할 것이다. 그러나 현실적으로 시장에는 여러 가지 마찰요인이 존재함으로써 동일한 정보가 동일한 시점에 영향을 미치더라도 정보에 반응하는 속도가 주가마다 다를 수가 있고 이에 따라 어느 주식의 주가가 다른 주식의 주가를 선행할 가능성이 있다.

Fleming, Ostdiek과 Whaley(1996)는 이에 대한 설명으로 거래비용가설을 주장하고 있는데, 이는 시장간의 거래비용이 다르면 거래비용을 고려한 투자수익률에 차이가 발생하므로 정보가 거래비용이 낮은 시장부터 거래비용이 높은 시장 순으로 반영된다는 주장이다.

그런데 이러한 거래비용의 문제는 선물과 현물시장에서만 나타나는 것은 아니며, 다양한 형태로 나타날 수 있는데 본 연구에서는 이를 기업규모에 적용시켜 대기업의 주가와 소기업의 주가사이에 선행성 여부가 나타나는지를 살펴보았다.

대기업의 주식은 거래량이 많고 최혁(1996)이 지적한 바와 같이 유동성 비용이 낮아지게 된다. 즉 암묵적 비용을 고려하면 대기업의 주식이 소기업의 주식에 비해 거래비용이 낮고, 따라서 거래비용가설이 성립한다면 대기업의 주가가 소기업의 주가를 선행하게 될 것이다.

본 연구에서는 이러한 가설을 1992년 1월부터 1997년 6월까지의 자료를 가지고 Granger인과분석을 통해 실증분석하였다. 실증결과 전체표본의 경우 대기업의 수익률이 소기업의 수익률을 약 1일 정도 선행하는 것으로 나타났으며, 세부 17개 산업 중 12개 산업에서 대기업의 수익률이 소기업의 수익률을 선행하는 것으로 나타났다.

그러나 이러한 결과가 소기업 주식의 비거래효과에 의해 나타났을 가능성도 있기 때문에 본 논문에서는 Stoll과 Whaley(1990)의 방법론에 따라 비거래효과를 감안하기 위하여 ARMA(p,q)모형을 추정하고 이의 잔차를 진정한 주식(포트폴리오)의 수익률로 간주하여 Granger 인과분석을 실시하였다. 그러나 이 경우에도 유의성이 감소하기는 하였지만 전체적으로 보아 대기업 수익률이 소기업 수익률을 선행하는 것으로 나타났으며, 세부업종별 결과도 비거래효과를 제거하기 전과 큰 차이가 없었다.

이러한 결과를 종합해 볼 때 대기업 수익률이 소기업 수익률을 선행하는 것은 비거래효과 등의 기술적 요인에 의해서만이 아니라 거래비용차이라는 경제적 요인도 영향을 미치는 것으로 판단된다.

하지만 본 논문은 다음과 같은 한계점을 갖는다.

첫째, 본 논문에서는 주가에 영향을 미치는 요소를 대기업 및 소기업의 과거주가로 한정했는데 실제로는 대단히 많은 요소가 주가에 영향을 준다는 점이다. 또한 본 논문에서는 선형적 방법에 의해서만 선행성을 추정하였는데 비선형적인 방법에 의해서도 항상 같은 결론이 도출된다는 보장을 할 수는 없다.

둘째, 대기업이 소기업 주식에 비해 거래비용이 작은 것은 사실이지만 소기업 주식 중에서도 대기업 주식 이상으로 거래가 활발한 주식이 있을 수 있다는 점을 감안한다면, 기업의 규모가 거래비용을 직접적으로 관련을 갖는 것은 아니며 불완전한 대응치일 뿐이다. 따라서 보다 엄밀한 검증을 위해서는 거래비용을 추정하여 실제로 거래비용이 큰 주식포트폴리오와 작은 포트폴리오로 나누어 검증하고 이러한 포트폴리오와 기업규모와의 상관관계를 살펴 보아야 할 것이다.

셋째, 비거래효과를 감안하기 위해 ARMA모형을 유도하면서 포트폴리오의 평균수익률이 일정하다고 가정했는데 5년간에 걸친 기간동안 주가 수익률의 평균이 일정하다고 보기는 어려울 것이다. 이 경우에는 상수항이 랜덤화되어 ARMA모형에 따르지 않을 수도 있다.

넷째, 본 논문에서는 자기상관을 제거(즉 비거래효과를 제거)하기 위해 ARMA모형을 사용하고 있는데 실제로 자기상관은 비거래효과 뿐 아니라 시계열상관된 정보에 의해서도 발생할 수도 있다.²⁵⁾ 만약 이러한 이유에서 자기상관이 발생했다면 ARMA를 통해 자기상관을 제거한 결과는 잘못된 결론을 도출할 수 있을 것이다.

다섯째, 주가에 영향을 미치는 정보에는 공통적인 정보와 기업고유의 정보가 있는데 본 논문에서 보고자 하는 사항은 시장의 공통정보에 대해 대기업의 주가가 소기업의 주가를 선행하는가 하는 점이다. 그러나 본 논문에서는 공통적인 정보와 기업고유의 정보를 구별하지 못하고 있다. 물론 포트폴리오를 구성하면 기업고유의 정보에 의한 움직임이 어느 정도 상쇄되어 이러한 문제가 완화되기는 하겠지만 문제가 완전히 해결되는 것은 아니다.

25) 이 밖에도 자기상관을 가져오는 이유로는 price rounding, 가격제한폭의 존재 등의 여러 가지요소가 있다.

참 고 문 헌

- 김권중, “기업정보공시로 인한 주식수익률 변동과 기업규모효과”, 회계학연구, 제 22권, 3호, 1997, 1-21
- 김민호, “The Dynamics of Intraday Price Transmission Across Stock Index Futures Markets : The Standard & Poor’s 500, The New York Stock Exchange Composite, and The Major Market Index Futures”, 재무관리연구, Vol.20, 1995.
- 선우석호, 윤영섭, 강효석, 김선웅, 이원흠, 오세경, “한국주식시장에서의 과잉반응과 기업특성적 이례현상에 관한 연구”, 증권학회지, 제17집, 1994, pp.167-218.
- 연강흠, “증시개방후의 투자주체별 투자행태에 관한 연구”, 증권학회지, 제16집, 1994, pp.151-189
- 윤영섭, 선우석호, 김선웅, 장하성, 최홍식, “한국주식시장에서의 주가변동 특성과 계절적 이례현상에 관한 연구”, 증권학회지, 제17집, 1994, pp.121-166
- Atchison, M.D., K.C. Butler and R.R. Simonds, “Nonsynchronous Security Trading and Market Index Autocorrelation,” *Journal of Finance*, Vol.42, No.1, 1987, pp.111-118.
- Badrinath, S.G., J.R. Kale and T.H. Noe, “Of Shepherds, Sheep, and the Cross-autocorrelations in Equity Returns,” *Review of Financial Studies*, Vol.8, No.2, 1995, pp.401-430.
- Blanchard, O. and D. Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review*, Vol.79, 1989, pp.655-673
- Chan K., “A Further Analysis of the LeadLag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market,” *Review of Financial Studies*, Vol.5, 1992, pp.123-151
- _____, “Imperfect Information and Cross-autocorrelation among Stock Returns,” *Journal of Finance*, Vol.48, 1993, pp.1211-1230
- Chan K., K. C. Chan and G. Karolyi, “Intra Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Markets,” *Review of Financial Studies*, Vol.4, 1991, pp.657-684.
- Cheung, Y. and L.K. Ng, “The Dynamics of S&P 500 Index and S&P 500 Futures Intraday Price Volatilities,” *Review of Futures Markets*, Vol.9, 1990, pp.458-486
- Finnerty, J.E. and H.Y. Park, “Stock Index Futures: Does the Tail Wag the Dog? A

- Technical Note," *Financial Analysts Journal*, 43, 1987, pp.57-61.
- Fleming, J., B. Ostdiek and R.E. Whaley, "Trading Costs and the Relative Rates of Price Discovery in Stock, Futures and Options Markets," *Journal of Futures Markets*, Vol.16, 1996, pp.593-624.
- Granger, C.W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Method," *Econometrica*, 37, 1969, pp.424-438.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Dynamics and Control*, Vol.12, 1988, pp.231-254.
- Judge G., R.C. Hill, W.E. Griffiths, H. Lutkepohl and T. Lee, *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley & Sons, Inc. 1988.
- Kawaller, I., P. Koch, and T. Koch, "The Temporal Relationship between S&P 500 and the S&P 500 Index," *Journal of Finance*, 42, 1987, pp.1309-1329.
- Kyle, A.S., "Continuous Auctions and Insider Trading," *Econometrica*, Vol.53, No.6, 1985, pp.1315-1335
- Lo, A.W. and A.C. MacKinlay, "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks : Evidence from a Simple Specification Test," *Review of Financial Studies*, Vol.1, No.1, 1988, pp.41-66.
- _____, "When are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction?," *Review of Financial Studies*, Vol.3, No.2, 1990, pp.175-205.
- Laatsch, F.E., and T.V. Schwarz, "Price Discovery and Risk Transfer in Stock Index Cash and Futures Markets," *Review of Futures Market*, Vol.7, 1988, pp.272-289.
- Merton, R.C., "A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information," *Journal of Finance*, Vol.42, 1987, pp.483-510.
- Ng, N., "Detecting Spot Prices Forecasts in Futures Prices Using Causality Tests," *The Review of Futures Markets*, 6, 1987, pp.250-267.
- Pierce, D.A., and L.D. Haugh, "Causality in Temporal Systems : Characterization and Survey," *Journal of Econometrics*, 5, 1977, pp.265-293.
- Stoll, H.R. and R.E. Whaley, "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.25, 1990, pp.441-468.
- Walter E., *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc. 1995.