

정보량이 주가수익률에 미치는 영향

김 선 호*

〈요 약〉

본 연구는 시장에 정보가 별로 알려져 있지 않은 증권이 많이 알려져 있는 증권보다 높은 추정위험 때문에 더 높은 수익률을 제공한다는 이론적 모형들이 시사하는 바에 기초하여, 수익률이 각 증권에 대해 시장에 알려져 있는 정보량과 역의 관계에 있다는 가설을 세우고 이를 실증분석하였다. 본 연구는 또한 기업규모가 정보량과 정의 상관관계가 있다는 점에서 기업규모보다 정확한 정보량 변수가 포함되면 기업규모효과는 사라질 것이라는 가설도 검증하였다.

미국의 상장주식들을 대상으로 횡단면 실증분석을 실행한 결과, 정보량이 평균수익률의 횡단면을 설명하는 것으로 나타난다. 정보량은 기업규모 변수가 동시에 포함될 경우에는 설명력이 떨어지지만 1월에는 기업규모효과와는 별도로 기대수익률을 설명하는 것으로 나타난다. 한편 기업규모의 변화 또는 기관투자자 지분율의 변화시 수익률이 변하는지에 대한 F-검정을 실시한 경우에도, 정보량은 1월중에는 기업규모 효과와는 달리 통계적으로 유의한 수익률 차이를 보이고 있다. 이와 같은 실증결과들은 정보량 효과가 어느 정도 존재함을 의미한다. 이와 같은 결론은 기존의 CAPM 관련 실증연구들이 주장하는 β 의 무용성에 대한 논쟁은 아직 끝나지 않았음을 시사한다. 즉, 각 증권에 대한 모든 정보가 시장에 완전히 알려지지 않은 현실하에서는 추정위험을 감안한 β 를 이용하여야만 CAPM을 검증할 수 있는 것이다.

I. 서 론

많은 실증연구들은 주가수익률이 오직 시장 β 에 대해 정(+)의 선형관계를 갖는다는 CAPM의 예측과는 반대되는 결과를 제시하고 있다. 예컨대, 기업규모[Banz(1981)], 주가이익비율(P/E)[Basu(1983)], 장부가치 대비 시장가치 비율(book to market value, B/M)[Fama and French(1992)] 등이 횡단면 평균 주가수익률을 설명하는 것으로 나타난다. 많은 연구자들은 이러한 발견들이 CAPM이 잘못되었거나 시장에서 β 가 무의미

* 인천대학교 동북아통상대학 교수

** 본 논문의 향상에 큰 도움을 주신 익명의 두분 심사위원에게 감사드립니다.

하다는 증거라고 주장한다.

CAPM에 대한 대부분의 기존 실증연구들은 과거 데이터를 이용하여 추정된 β 가 실제 β 와 동일하다는 완전정보시장 가정하에 진행되어 왔다. 그러나 현실에서는 시장내에 있는 각 기업에 대한 정보의 양이 불충분하기 때문에 CAPM에서 편의(偏倚)가 일어날 수 있다는 점에 착안하여 일련의 연구들은 불완전정보 가정하에서의 CAPM을 연구하여 왔으며, 특히 기업별로 시장에 알려져 있는 정보의 양(information availability)이 서로 다를 경우의 자산가격결정모형을 제시하였다[Barry and Brown(1984, 1985), Merton(1987), Clarkson and Thompson(1990), Handa and Linn(1993)]. 이들 연구결과에 따르면, β 를 추정하는 데 필요한 기업정보의 양이 기업마다 다르게 시장에 알려지는 경우, β 의 추정치는 완전정보하의 β 추정치와 다르게 된다. 투자자들은 적은 양의 정보만이 시장에 알려져 있는 주식은 높은 추정위험 때문에 상대적으로 높은 위험을 가지고 있다고 인식한다. 예컨대, 과거 20개월의 데이터가 알려져 있는 주식 A와 과거 4개월간의 데이터가 알려진 주식 B의 위험을 추정한다고 하자. 이들 데이터로 추정된 주식 A와 주식 B의 기대수익률, 분산 및 시장포트폴리오와의 공분산이 동일하다고 해도 위험회피적인 투자자들에게는 주식 A가 더 안전한 것으로 인식된다. 이는 주식 B가 정보량의 부족으로 인해 수익률에 관련된 파라미터들이 실제 파라미터들과 다를 확률이 매우 높은, 즉 추정위험이 크기 때문이다. 이들 연구들은 실증분석에서 기업마다 시장에 알려져 있는 정보량이 다르기 때문에 나타나는 추정위험을 고려하지 않고 추정된 β 를 가지고 CAPM을 테스트한다면, 적은 정보량만이 알려진 주식의 수익률은 많은 정보를 가지고 있는 주식보다 높게 나타날 것이라는 점을 시사하고 있다.

본 연구는 정보량이 주식수익률과 역의 관계에 있는지를 횡단면분석을 통해 실증 분석한다. 이와 같은 실증분석은 다음에 제시되는 두 가지 이유에서 그 중요성을 찾을 수 있다. 첫째, 비록 이론적인 모델들이 정보량의 규모가 기대수익률에 영향을 준다고 예측하고 있지만 그 효과의 정도와 중요성에는 동의하고 있지 않다. Barry and Brown (1985), Merton(1987), Handa and Linn(1993) 등은 추정위험이 투자자들의 β 추정에 변화를 주며 이 추정위험은 분산가능하지 않다고 주장한 반면 Clarkson and Thompson (1990)은 분산을 통해 추정위험이 줄어들거나 완전히 제거될 수 있다고 주장하였다. 따라서 정보량이 기대수익률에 미치는 효과는 실증분석을 통해 살펴볼 필요가 있다.

둘째, 많은 연구들이 정보량을 가지고 기업의 자본비용을 설명한다. 예컨대, Kadlec and McConnell(1994)은 NYSE에 상장된 각 기업의 주주의 수가 매년 발표될 때마다,

주주의 수가 많이 늘어날수록 주가가 상승함을 발견하였다. 이들은 이 발견이 폭넓은 주주기반을 가지고 보다 많이 알려진 기업일수록 기대수익률이 낮다는 Merton(1987) 모형이 시사하는 바와 일치한다고 주장하였다. Byrd, Johnson, and Johnson(1993)은 기업 IR(investors relation)을 실시하는 기업중 해당기업을 분석하는 기업분석가의 수가 적은 기업일수록 IR을 통한 주가상승 효과(즉, 자본비용이 감소)가 더 높다는 사실을 발견하였다. 이들은 정보를 만들어내는 분석가의 수가 적을수록(즉, 정보량이 작을수록) IR에서 발표되는 정보의 효과가 위험감소에 더 큰 영향을 준다고 설명하였다. 이들 연구결과는 정보량이 수익률을 설명하는 데 중요한 변수가 될 수 있음을 시사한다. 따라서 본 연구가 정보량이 수익률을 설명하는 결과를 얻는다면 위의 연구들이 제시하는 정보량효과 가설을 뒷받침하는 역할을 해줄 수 있을 것이다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 II장에서는 정보량의 효과에 대한 기존의 이론연구들을 검토한 뒤, 이들 연구들이 시사하는 바를 실증적으로 검증할 수 있는 가설을 제시한다. III장에서는 본 논문의 가설을 검증하기 위한 연구방법론을 소개하고 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 IV장에서는 연구 요약과 본 논문의 한계점 및 향후 과제에 대해 논의한다.

II. 기존 연구 검토 및 정보량 가설

1. 기존 연구 검토

대부분의 자산가격결정모형들은 모든 정보가 모든 투자자들에게 알려져 있다는 가정을 하고 있는 반면에 몇 개의 이론연구들은 불완전정보환경 하에서 각 기업에 대해 시장에서 알고 있는 정보의 양이 기업마다 다른 경우에 분석의 초점을 맞추고 있다.

Barry and Brown(1985)은 β 를 추정하는 데 필요한 정보량이 주식들간에 차이가 있을 경우 추정위험과 β 추정치와의 관계를 연구하였다. 먼저 그들은 불완전정보시장에서도 각 기업들에 대한 정보의 양과 질이 동일하다면 추정위험은 비체계적 위험이 되어 β 값은 완전정보시장에서의 β 값과 동일함을 보였다. 그러나 각 기업들에 대해 알려진 정보의 양과 질이 서로 다른 경우에는, 추정위험이 없거나 기업들마다 추정위험이 같은 경우의 β 와는 다른 β 추정치가 나옴을 보였다. 이와 같은 결론은 다음의 예에서 잘 설명되고 있다. 예를 들어 완전정보 가정 하에서는 동일하지만 불완전정보 가정 하에서는 정보의 양이 다른 두 종류의 증권(높은 정보수준(H)을 가진 주식과 낮

은 정보수준(L)을 가진 주식)이 시장포트폴리오에 추가된다고 가정하자. 개별종목 i 의 위험인 β_i 는 정의상 σ_{im}/σ_m^2 이다. 위의 두 종목이 시장 포트폴리오에 추가되면, 시장포트폴리오 분산(σ_m^2)의 증가율은 높은 정보를 가지고 있는 증권과의 공분산(σ_{Hm}) 증가율보다 높고, 낮은 정보를 가지고 있는 증권과의 공분산(σ_{Lm})보다 낮다. 따라서 β 의 정의에 의해 많은(적은) 정보를 가지고 있는 증권의 β 는 완전정보시장에서보다 더 작게(크게) 된다.¹⁾ 이 연구가 시사하는 바는 정보량에 대한 고려를 한다면 많은(적은) 정보량이 시장에 알려져 있는 기업의 β 는 정보량 차이를 고려하지 않는 경우보다 낮다(높다)는 것이다. 바꾸어 말하면, 정보량 차이에 따른 추정위험을 고려하지 않고 β 를 추정한 기존의 연구들에서는 많은(적은) 양의 정보가 알려진 기업의 주식은 높은(낮은) β 를 가진 것으로 추정되는 편의(bias)가 나타나게 된다. 따라서 정보량이 많은(적은) 기업들은 실제보다 높은(낮은) β 를 가진 것으로 잘못 추정되기 때문에 음(양)의 비정상적인 초과수익률을 나타내는 것처럼 보이게 된다.

Merton(1987)은 각각의 투자자들이 시장에 존재하는 증권들의 부분집합에 대해서만 정보를 가지고 있으며 각각의 투자자마다의 부분집합이 서로 다른 경우의 자본시장 균형모형을 제시하였다. Barry and Brown의 모형과는 달리 Merton은 추정위험이 모든 증권에 대하여 동일하다고 가정하고 각 증권에 대해 알고 있는 투자자들의 수가 증권 가격에 미치는 영향을 분석하였다. Merton의 모형의 결론은 각 자산의 기대수익률은 전통적인 시장위험뿐만 아니라 투자자의 수에 따라 영향을 받는다는 것이다. 즉, 투자자들에게 잘 알려지지 않아서 주주의 수가 적은 기업은 완전정보를 가정하고 있는 CAPM의 경우보다 높은 기대수익률을 갖는다는 것이다. 따라서 Merton의 모형도 CAPM의 횡단면분석에서 정보량을 나타내는 변수가 포함되면 이 변수가 기대수익률을 설명할 수 있다는 실증분석의 가설을 시사한다.

2. 정보량 가설

정보는 불확실한 사건에 대한 확률분포를 보다 정확하게 알 수 있도록 도와주는 메시지로 정의된다. 시장에 알려지는 한 기업에 대한 정보량은 정보생산비용과 정보를 구매하려는 투자자의 수 등에 따라 달라진다. 예컨대, 아무도 정보를 사지 않는다면 기업분석가들은 어떠한 정보도 생산하지 않을 것이다. 따라서 정보량은 기업마다 다를

1) 보다 이론적인 자세한 설명은 Barry and Brown(1985)의 409~412쪽을 참조하시오.

수 있는 정보생산비용과 수요자에 따라 다르게 나타난다.

이와 같은 불완전 정보 가정이 사실이라면 증권의 시장가격은 각 증권마다 서로 다른 정보량을 반영하여 결정된다. 그리고 만약 β 가 정보량 차이에 따른 효과를 고려하지 않고 추정된다면 낮은 정보량만이 시장에 노출된 주식은 추정위험이 반영되지 않았기 때문에 실제보다 작은 β 와 비정상수익률을 갖는 것처럼 나타날 것이다.

정보량 효과를 반영한 자산가격결정모형들이 실증분석에 시사하는 바는 정보량효과를 반영하지 않는 경우, 횡단면으로 보았을 때 기대수익률이 정보량과 음의 관계를 갖는다는 것이다. 즉, 정보량이 적은 기업은 높은 추정위험 때문에 높은 베타를 가지게 되고 높은 기대수익률을 가지게 된다. 그러나 기업의 정보량을 감안한 베타를 추정하는 방법이 아직 개발되어 있지 않으므로 실증분석에서 쓰이는 베타의 추정계수는 정보량효과를 감안하고 있지 못하다. 따라서, 정보량을 고려하지 않고 전통적인 방식으로 추정된 β 를 가지고 CAPM을 테스트할 때 정보량의 대리변수(proxy)가 포함되면, 그 대체변수가 수익률의 횡단면을 설명할 것이라는 가설을 세울 수 있다.

정보량 가설을 검증할 때, 기업규모가 정보량을 나타내는 대리변수일 가능성이 있으므로 기업규모효과(size effect)가 반드시 고려되어야 한다. 일반적으로 규모가 큰 기업에 대한 정보는 자본시장에 많이 알려져 있기 때문에 일부 연구자들은 정보량이 기업규모 효과를 설명하는 위험요인일 것이라는 추측을 해왔다.²⁾ 대기업을 평균적으로 중소기업에 비해 공적 정보(public information)를 자주 그리고 많이 발표한다. Atiase (1985)와 Freeman(1987)은 기업이 재무정보를 발표할 때 소규모기업의 주가반응이 대기업에 비해 더 크게 나타난다는 사실을 발표하였다. Thompson 등(1987)은 1983년의 Wall Street Journal Index에 나타난 기업관련 뉴스의 수를 조사한 결과 소규모기업에 대한 뉴스가 대기업에 비해 현저히 적음을 발견하였다. 이러한 결과들은 정보량이 기업규모와 역의 관계를 가짐을 시사한다. 따라서 정보량효과를 감안한 자산가격결정모형들의 시사점 중의 하나는 기업규모효과가 정보량 효과에 의해서 발견되는 현상이라는 것이다. 기업규모가 정보량을 나타내는 대리변수일수는 있으나 초고속으로 성장하는 소프트웨어 회사는 기업규모가 작더라도 기업분석가들이나 언론으로부터 큰 관심을 끌게되며 이에 따라서 이 기업에 대한 많은 정보들이 생산되어 자본시장에 유입될 수 있다는 점에서 기업규모는 정보량을 정확히 측정하는 변수는 아니다.

따라서 만일 기업규모 변수보다 더욱 정확히 정보량을 나타내는 대리변수와 기업규

2) 예컨대, Banz(1981)는 기업규모효과를 설명하면서 소규모 기업에 대한 정보의 부재가 기업규모효과를 나타내는 주요인일 것이라고 추측하였다.

모 변수가 동시에 횡단면 분석에 포함된다면 기업규모효과는 없어진다는 가설이 가능하다.

3. 정보량의 측정

Merton(1987)은 투자자들이 전체 증권중 일부 증권들에 대한 정보만을 가지고 있으며 투자자마다 가지고 있는 정보가 서로 다르다면 더 많은 투자자들을 가지고 있는 기업 주식의 베타계수는 추정위험이 작기 때문에 그렇지 않은 기업 주식의 베타계수보다 낮아져 낮은 기대수익률을 가질 것이라고 예측하였다. 그리고 그는 개인주주들의 수를 대리하는 변수로서 기관투자자의 수를 제시하였다. 실제로 미국의 경우 뮤추얼펀드, 연금펀드, 금융기관 등 기관투자자들이 발행주식의 40% 이상을 보유하고 있으며 이들에게 투자자금을 맡긴 개인투자자들을 감안하면 주주명부에 나타나는 주주의 수보다 훨씬 더 많다고 할 수 있다. 기관투자자들의 수는 실제 주식투자자의 수를 근사하는 대리변수가 될 수 있다. 미국의 경우, 기관투자자들이 총 주식시장가치의 75% 정도를 보유하고 있다. 이와 같은 대규모 자금을 운용하는 기관들은 자신들의 자산에 포함되어 있는 기업들에 대해 충분히 조사 및 분석을 하는 것이 당연하다. 정보를 모으고 정보를 분석하는 데에는 초기 고정비용이 들어가므로 기관투자자가 개인투자자에 비해 정보를 모으는 데 유리하다. 그러나 기관투자자들이 모든 증권에 대해 관심을 갖는 것은 아니다. 따라서 한 기업의 주식을 보유하고 있는 기관투자자의 수가 적다는 것은 그 주식에 대해 시장에 알려진 정보량이 낮다는 것을 의미한다. 기관투자자들이 정보를 모으고 가공하는 데에 있어서 개인투자자들보다 비용면에서 경쟁력이 있다는 점에서 본 연구는 기관투자자들의 지분율을 정보량의 대리변수로 이용한다.³⁾

그러나 기관투자자의 지분율은 기업규모와 높은 상관관계에 있을 수밖에 없다는 한계점을 가진다. 실제로 Arbel, Carvell, and Strebels(1983)은 다음과 같은 세 가지 이유에 의해서 기관투자자들이 소규모 기업에 대한 투자를 기피한다고 주장한 바 있다. 첫째, 기관투자자의 매입/매도는 소규모기업의 주가에 크게 영향을 주기 때문에 기관투자자들이 투자하기에 불리하다. 둘째, 기관투자자들의 매입규모가 비교적 크기 때문에 소

3) 본 연구자는 기관투자자의 수 데이터도 구하여 기관투자자의 지분율을 이용한 실증분석과 동일한 실증분석을 실시한 바 있다. 연구결과는 기관투자자의 지분율을 사용한 경우와 매우 유사하게 나타난다. 그러나 기관투자자의 수와 기업규모와의 상관계수가 매우 높게 나타나 (연평균 0.92) 기업규모 변수와의 중회귀식에서 다중공선성 문제가 심각하게 제기되었다. 이에 따라 본 연구에서는 기업규모와의 상관계수가 상대적으로 작게 나타나는 (연평균 0.59) 기관투자자의 지분율만을 이용한 결과를 보고하였다.

규모기업에 투자를 하게 되면 지분규모가 5%를 넘어갈 경우가 많으며, 이 경우 SEC 규정을 따르기 위한 추가 비용이 발생한다. 셋째, 기관투자자들은 일반적으로 보수적으로 투자를 하므로 위험도가 높은 소규모기업에 대한 투자를 기피한다. 따라서 아래의 횡단면 분석의 결과를 해석함에 있어서 다중공선성(multicollinearity) 문제가 있음을 감안해야 한다.

Ⅲ. 연구방법론 및 실증분석

1. 데이터 및 실증분석 방법론

본 연구는 불완전정보 가정하에서의 CAPM을 테스트하는 것이 아니라 정보량이 기대수익률의 횡단면을 설명하는지를 검증하는 데 그 목적이 있다.⁴⁾ 또한 전통적인 방식으로 CAPM을 테스트한 많은 연구들이 β 가 횡단면으로 보았을 때의 기대수익률을 설명하지 못함을 보인 바 있으므로 본 연구에서는 β 를 독립변수로 사용하지 않는다. 설명력이 없는 것으로 알려진, 전통적인 방식으로 추정되는 β 를 제외하는 대신 정보량 효과와 기업규모 효과를 보다 정교하게 구분하기 위해서 정보량 대리변수와 기업규모 변수만을 이용하였다.

본 연구는 Center for Research in Security Prices(CRSP)에서 제공되는 월간 NYSE/AMEX 수익률자료를 이용하였으며 NYSE에 상장된 모든 기업을 분석대상으로 하였다. 분석기간은 1963년 7월부터 1991년 6월까지 28년이다.⁵⁾

각 주식마다 기관투자자의 지분율은 Standard & Poors사에서 발행하는 S&P Stock Guide에서 일일이 손으로 구하였다. S&P Stock Guide에는 뮤추얼펀드, 은행, 보험사, 연기금 등 2,700여개의 기관투자자들에 대한 정보가 수록되어 있다. 실증분석에 포함되는 주식은 6월말에 주가가 존재하며 Stock Guide 6월호에 발표되는 5월분 기관투자자

4) 불완전정보 가정하에서의 CAPM 검증은 정보량 차이로 인한 추정위험을 감안한 β 를 이용해야 한다. 그러나 추정위험을 감안한 β 를 측정하는 방법은 아직 개발되지 못하고 있어서 위와 같은 검증은 아직 불가능한 상태이다. 한편, 이론적으로는 추정위험이 감안된 베타가 포함하면 베타가 정보량 차이로 인한 효과를 모두 포함하고 있으므로 정보량 변수가 수익률의 횡단면을 설명하지 못할 것이다.

5) 본 연구는 시간적·공간적 제약으로 인해 1991년 6월 이후의 자료를 포함시키지 못하였다. 이 자료가 있는 Stock Guide는 한국에 존재하지 않기 때문에 반드시 직접 미국에서 일일이 손으로 직접 찾아서 구해야 한다. 또한 본 연구에 포함되는 기업수가 1500개 이상이므로 한달치 자료를 추가로 포함시키기 위해서는 많은 시간이 걸린다는 문제점이 있다.

자료가 존재하는 기업으로 한정하였다. 기업규모는 매년 6월 30일 총발행주식의 시가 총액(백만불 단위)의 자연로그값으로 측정하였다. 매년 5월말 기준 기관투자자의 지분율과 6월말 기준 기업규모 데이터를 이용해서 7월부터 다음해 6월까지 1년간 12개의 월간 수익률을 대상으로 회귀분석이 수행된다. 매년 분석기간 전에 기관투자자의 지분율에 대한 정보가 시장에 알려져야 하므로 기관투자자의 지분율은 매년 6월호에서 발표되는 5월말 기준 기관투자자의 지분율이 이용되었다. 기관투자자의 지분율은 기관투자자의 보유주식수를 CRSP상에 나타나는 5월말 기준 총 발행물량으로 나눈 값을 사용하였다.

2. 포트폴리오 구성방식

기관투자자 지분율과 기업규모와의 사이에 존재하는 높은 상관계수 문제를 줄이기 위해서 모든 주식들은 기관투자자의 지분율(이하 INSTIOWN)로 정렬한 다음 동수의 주식으로 구성된 3개의 포트폴리오로 나누었다. 그리고 각 포트폴리오는 기업규모순으로 정렬한 다음 동수의 10개 포트폴리오로 다시 나누어진다. 따라서 매년 주식수가 거의 동일한 30(3×10)개의 포트폴리오가 구성된다.⁶⁾ 매년 6월 기업들을 INSTIOWN과 기업규모 순으로 포트폴리오를 구성하여 실증분석에 필요한 각 포트폴리오의 단순평균 월간수익률을 계산한다. 각 포트폴리오의 기업규모 및 INSTIOWN의 평균치는 분석이 시작되기 직전인 6월말 기준으로 각 포트폴리오 내에 있는 주식의 기업규모 및 INSTIOWN을 평균하여 구한다. 다음 12개월 동안 INSTIOWN 및 기업규모에 대하여 월별로 30개 포트폴리오의 수익률을 회귀추정한다. 이러한 정렬과 평균을 구하는 절차를 1963년 7월부터 1991년 6월까지 336개월의 분석기간동안 반복된다.

3. 데이터의 특성(descriptive characteristics)

<표 1>은 각 연도별로 주식별 평균 기관투자자의 지분율을 나타낸다. 분석대상 주식의 수는 1963년의 1180개에서 1990년의 1698개로 점차 증가하였다. 분석기간중 기업당 평균 기관투자자의 지분율은 1963년의 7.2%에서 1990년의 37.7%로 5배 이상 증가하였다. 그리고 지분율의 증가는 1977년 이후에 두드러지게 나타난다. 한편 기관투자자의 지분율을 기준으로 정렬하여 구성된 3개의 포트폴리오에 대한 기관투자자의

6) 소규모 기업의 주식중 기관투자자의 지분율은 대부분 매우 작기 때문에 기업규모순으로 정렬한 다음 기관투자자 지분율로 포트폴리오를 분류하는 방식은 의미가 별로 없다.

지분율도 <표 1>에 나타난다. 기관투자자 지분율의 증가는 특히 하위(small) 및 중위(medium) INSTIOWN 포트폴리오에서 극적으로 보여진다. 예컨대, 하위 포트폴리오에서는 지분율이 1963년의 0.8%에서 1990년의 8.3%로 약 10배정도 증가하였음을 알 수 있다.

<표 1> 기업당 평균 기관투자자 지분율(INSTIOWN)(%)

연 도	분석기업수	전 체	하 위 INSTIOWN	중 위 INSTIOWN	상 위 INSTIOWN
1963	1180	7.2	0.8	5.3	15.2
1964	1214	7.2	0.8	5.3	15.0
1965	1240	7.5	0.8	5.4	15.8
1966	1248	8.0	1.0	5.8	16.5
1967	1254	8.1	1.0	5.9	16.6
1968	1241	8.7	1.3	6.6	17.5
1969	1261	9.4	2.0	7.7	18.1
1970	1306	9.8	2.2	8.1	18.7
1971	1355	9.7	2.0	7.9	18.5
1972	1430	9.8	2.0	8.2	18.5
1973	1505	10.0	1.9	8.0	19.4
1974	1534	10.1	1.7	7.3	2.2
1975	1530	9.8	1.3	6.8	19.9
1976	1528	11.6	1.2	6.5	25.3
1977	1549	17.2	2.5	12.8	35.0
1978	1547	16.8	2.6	13.1	33.8
1979	1534	17.8	3.0	14.3	35.7
1980	1529	18.3	3.5	15.2	35.6
1981	1526	28.4	5.8	24.2	54.0
1982	1517	30.3	6.7	26.0	57.7
1983	1504	30.7	8.6	28.1	54.9
1984	1207	34.5	11.1	32.8	59.1
1985	1504	35.1	11.3	33.8	59.3
1986	1495	36.4	12.4	35.5	60.0
1987	1560	37.4	11.7	36.4	61.9
1988	1613	36.7	10.5	34.9	62.6
1989	1646	36.3	8.7	34.0	62.9
1990	1696	36.7	8.3	35.0	63.0

4. 횡단면 분석

<표 2>는 자연로그를 취한 기업규모와 기관투자자 지분율에 대한 월별 주가수익률 회귀분석으로부터 구한 기울기의 시계열 평균 및 통계분석을 보여주고 있다. 이 회귀 분석은 다음의 회귀식에서의 추정계수 b_1 와 b_2 에 대한 것이다.

$$r_i = b_0 + b_1INSTIOWN_i + b_2SIZE_i + \varepsilon_i$$

INSTIOWN의 추정계수는 기업규모 변수가 없을 때는 통계적으로 유의한 음의 값을 갖지만 기업규모를 고려하는 경우 그 유의성이 떨어진다. 따라서 기업규모 변수가 정보량효과를 나타내는 대리변수(proxy)라는 가설을 기각하기 어렵다.

본 연구자는 기업규모효과는 1월에만 나타나고 1월이 아닌 달에는 나타나지 않는다는 Jaffe, Keim, Westerfield(1990)의 연구결과에 따라 1월과 2월 ~ 12월로 분석기간을 구분하여 위의 실증분석을 다시 실시하였다. 1월에만 국한된 실증분석 결과 INSTIOWN과 기업규모 모두 수익률을 설명하는 데 유의적이며 두 변수가 동시에 포함되더라도 모두 유의적으로 나타난다. 그러나 1월이 아닌 달에는 INSTIOWN이나 기업규모 모두 수익률의 차이를 설명하지 못한다. 이 결과는 정보량효과가 비록 기업규모효과를 대체하지는 못하더라도 기업규모효과와는 독립적으로 존재함을 말해준다.

<표 2> 기관투자자 지분율에 대한 월간수익률 회귀분석의 기울기
(1963년 7월 ~ 1991년 6월)

$$r_{it} = b_{0t} + b_1tINSTIOWN + b_2tSIZE + \varepsilon_{it}$$

모든 달 포함		1월		2월 ~ 12월	
b1	b2	b1	b2	b1	b2
-0.109*		-1.730**		0.008	
(-2.31)		(-5.55)		(0.21)	
	-0.121*		-1.718**		0.024
	(-2.01)		(-5.60)		(0.49)
-0.034	-0.121*	-0.617**	-1.560**	0.019	0.010
(-0.95)	(-2.02)	(-3.64)	(-5.08)	(0.55)	(0.19)

주) 평균 기울기는 분석기간중 월별 회귀분석에서 추정된 기울기의 시계열 평균값임. 괄호안의 t값은 평균 기울기를 시계열 표본오차(standard error)로 나눈 값임.

* 5% 수준에서 유의함(양측검정).

** 1% 수준에서 유의함(양측검정).

5. F-test

4절의 결과를 조금 다른 각도에서 분석해 보기 위해서 연구자는 각 기업들을 INSTIOWN과 기업규모 등 두가지로 분류(cross-classified)한 포트폴리오의 수익률을 비교하여 보았다.

1) 방법론

기업규모와 기관투자자의 지분율(INSTIOWN)로 분류된 포트폴리오의 수익률은 앞 절의 횡단면 분석에서 이용되었던 모든 NYSE 주식들을 대상으로 다음과 같이 구하였다. 먼저 모든 주식을 기업규모순으로 정렬한 다음 3개의 포트폴리오로 나눈다.⁷⁾ 이와는 독립적으로 모든 주식을 INSTIOWN으로 3개의 포트폴리오로 나눈다. 그 다음 매달 각각의 INSTIOWN-기업규모 그룹에 있는 주식들의 단순평균수익률을 구한다. 이렇게 28년 동안 매달 반복함으로써 336개의 월간수익률이 계산된다.

2) 결 과

<표 3>은 각 포트폴리오의 평균 월간수익률을 보여준다. 마지막 행(열)은 INSTIOWN(기업규모)으로 나뉘어진 포트폴리오의 평균 월간수익률을 보여준다. 모든 달을 사용했을 때(패널 A), 소규모 기업들과 대규모 기업들의 평균 수익률은 월평균 0.32%나 차이가 나나 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타난다. 또한 정보효과도 나타나지 않는다. 기관투자자의 지분율이 낮은 주식의 평균수익률은 기관투자자의 지분율이 높은 주식에 비해 단지 0.04% 높은 데 불과하다. 기업규모가 작은 그룹내에서 지분율 크기로 나뉘어진 포트폴리오들의 수익률 차이가 가장 크게 나타나는데 이 경우에도 그 차이는 0.14%에 불과함을 알 수 있다.

그러나 1월만 고려할 경우, 다른 결과가 나타난다. 수익률 차이로만 보면 하위 INSTIOWN 그룹과 상위 INSTIOWN 그룹과의 수익률 차이는 1.85%이며 소규모기업과 대규모기업 그룹간의 차이는 4.74%나 되지만 기관투자자 지분율이 높아짐에 따라서 수익률이 낮아지는 패턴이 명확하게 나타난다. 특히 소규모기업과 중규모기업 그룹

7) 대상 기업수가 3의 배수가 아니어서 매월 각 포트폴리오들에 포함되는 기업수가 동수가 아닐 경우에는 소규모기업 포트폴리오부터 나머지가 배정된다. 예컨대, 5개의 기업을 기업규모 기준 3개의 포트폴리오를 구성할 경우, 기업규모가 가장 작은 2개의 기업이 포트폴리오 1에, 그다음 작은 2개의 기업이 포트폴리오 2에 배정되고 나머지 1개의 기업은 포트폴리오 3에 배정된다.

내에서 기관투자자 지분율이 높아짐에 관계없이 수익률의 차이가 없다는 귀무가설은 F-검정을 실시한 결과 1% 및 5% 유의수준에서 기각된다.⁸⁾ 이와 같은 결과는 정보효과가 1월에 존재함을 시사한다. 반면에 기업규모에 따른 수익률의 차이는 INSTIOWN의 경우보다 더 크지만 각 INSTIOWN 그룹내에서 기업규모와 관계없이 수익률 변화가 없다는 귀무가설을 기각할 수 없다. 이와 같이 다소 의외의 결과가 나온 이유는 각 INSTIOWN 그룹 내에서의 기업규모별 포트폴리오의 매년 1월 수익률들의 표준편차가

<표 3> 평균 수익률

panel A : 모든 달 포함

INSTIOWN	소규모 기업	중규모	대규모 기업	평균(INSTIOWN)
낮 음	0.0138	0.0117	0.0101	0.0119
중 간	0.0140	0.0121	0.0104	0.0122
높 음	0.0124	0.0120	0.0101	0.0115
평균(기업규모)	0.0134	0.0120	0.0102	

panel B : 1월 평균수익률

INSTIOWN	소규모 기업	중규모	대규모 기업	평균(INSTIOWN)
낮 음	0.0903	0.0537	0.0375	0.0605
중 간	0.0764	0.0449	0.0276	0.0496
높 음	0.0633	0.0403	0.0225	0.0420
평균(기업규모)	0.0766**	0.0463*	0.0292	

panel C : 1월 제외

INSTIOWN	소규모 기업	중규모	대규모 기업	평균(INSTIOWN)
낮 음	0.0068	0.0079	0.0077	0.0075
중 간	0.0084	0.0092	0.0089	0.0089
높 음	0.0078	0.0095	0.0089	0.0087
평균(기업규모)	0.0077	0.0088	0.0085	

주) *와 **는 특정 INSTIOWN(기업규모) 그룹에서 세 개의 기업규모(INSTIOWN) 포트폴리오의 수익률에 차이가 없다는 귀무가설을 검정한 F 통계량 검정의 결과임.

* 10% 수준에서 유의함.

** 5% 수준에서 유의함.

8) 기업규모 기준으로 나뉘어진 3개의 포트폴리오나 지분율 기준으로 구성된 포트폴리오에 포함된 기업수는 거의 동수이나 F 통계량을 구하는 데 사용되는 9개 포트폴리오 내의 관측치는 동수가 아니다. 예컨대, 소규모기업으로 분류된 기업들의 지분율이 대부분 최하위 수준이었다면 소규모기업군 내에서 지분율이 최하위인 포트폴리오의 관측치가 다른 포트폴리오보다 훨씬 낮게 된다.

크기 때문에 통계적으로 유의한 수익률 차이를 보여주지 못하기 때문이다. 또 다른 의외의 결과는 1월을 제외한 달만을 고려할 경우 통계적으로 유의하지는 않으나 정보효과 및 기업규모효과가 예상과는 반대의 결과를 보여주고 있다.

IV. 요약 및 결론

Barry and Brown(1995), Merton(1987), Handa and Linn(1993) 등은 다른 조건들이 동일할 때, 시장에 정보가 별로 알려져 있지 않은 증권이 많이 알려져 있는 증권보다 높은 추정위험 때문에 더 높은 수익률을 제공함을 이론적으로 보였다. 본 연구는 위의 모형들이 시사하는 바에 기초하여 횡단면으로 보았을 때의 평균수익률이 각 증권에 대해 시장에 알려져 있는 정보량과 역의 관계에 있다는 가설을 세우고 이를 실증분석하였다. 또한 기업규모가 정보량과 정의 상관관계가 있다는 점에서 기업규모보다 정확한 정보량 변수가 포함되면 기업규모효과는 사라질 것이라는 가설도 검증하고자 하였다. 한편, 정보량은 직접 측정할 수 없으므로 각 기업의 총 발행주식 중에서 기관투자자들이 보유하고 있는 지분율을 정보량의 대리변수로 이용하였다.

1963년 7월부터 1991년 6월까지의 기간을 대상으로 한 횡단면 실증분석 결과, 정보량이 평균수익률의 횡단면을 설명하는 것으로 나타났다. 그러나 기업규모 변수가 동시에 포함될 경우에는 설명력이 떨어지며 1월에만 기업규모효과와는 별도로 기대수익률을 설명하는 것으로 나타났다. 한편 각 기업들을 기관투자자 지분율과 기업규모 등 두 가지로 분류(cross-classified)한 포트폴리오의 수익률을 가지고 기업규모의 변화 또는 기관투자자 지분율의 변화시 수익률이 변하는지에 대한 F-검정을 실시한 결과 1월중에는 기업규모 효과와는 달리 통계적으로 유의한 수익률 차이를 보이고 있다. 이와 같은 실증결과들은 정보량 효과가 어느 정도 존재함을 의미한다. 특히 1월중에는 기업규모 효과 못지 않게 기대수익률을 강하게 설명한다. 이와 같은 결론은 기존의 CAPM 관련 실증연구들이 주장하는 β 의 무용성에 대한 논쟁은 아직 끝나지 않았음을 시사한다. 즉, 각 증권에 대한 모든 정보가 시장에 완전히 알려지지 않았다는 현실을 감안하여 β 를 추정할 때 추정위험을 감안한 β 를 이용하여 CAPM을 검증한 후에야 β 의 무용성을 말할 수 있는 것이다.

그러나 본 연구는, 정보량이라는 개념 자체가 명확히 정의되기 어렵기 때문에 정보량을 표현하는 대리변수로 기관투자자의 지분율을 선정하는 것 자체가 매우 자의적일 수 밖에 없는 한계점이 있다. 또한 최근 학계에서 기업규모효과 이상의 이례현

상으로 인정되고 있는 장부가 대비 시장가 비율(B/M)[Fama and French(1992), Fama and French(1996), Fama and French(1996)]과의 비교 및 분석이 결여되어 있다는 한계가 있다. 그러나 이론적으로 설명되고 있지 않는 B/M과는 달리 정보량효과는 이론적 연구들에 의해서 예측되고 있다는 점에서 이례현상을 보이는 변수들과는 차별화된다. 또한 그동안 횡단면 평균 주가수익률을 설명하는 것으로 알려져 있는 기업규모(주가×발행주식수), 주가이익비율(P/E), B/M(장부가치/주가×발행주식수) 등이 모두 주가와 관련이 있는 것에 비해 정보량 효과의 대리변수로서 본 연구에서 이용된 기관투자자의 지분율은 주가수준과 직접적인 관계가 없다는 점에서 기존에 발견된 이례현상과는 다르다. 따라서 본 연구의 결과가 보다 확실한 자리매김을 하기 위해서는 기업규모 뿐만 아니라 P/E 및 B/M 변수와의 비교를 위한 실증분석이 뒤따라야 할 것이다.

참 고 문 헌

- Arbel, Avner, Steven Carvell, and Paul Strebel, "Giraffes, institutions and neglected firms," *Financial Analysts Journal*, May-June, 1983, 57-63.
- Atiase, K. Rowland, "Predisclosure information, firm capitalization, and security price behavior around earnings announcements," *Journal of Accounting Research*, 23, 1985, 21-36.
- Banz, W. Rolf, "The relationship between return and market value of common stocks," *Journal of Financial Economics*, 9, 1981, 3-18.
- Barry, B. Christopher, and Stephen J. Brown, "Differential information and the small firm effect," *Journal of Financial Economics*, 13, 1984, 283-294.
- Barry, B. Christopher, and Stephen J. Brown, "Differential information and security market equilibrium," *Journal of Financial And Quantitative Analysis*, 20, 1985, 407-421.
- Basu, Sanjoy, "The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks : Further evidence," *Journal of Financial Economics*, 12, 1983, 129-156.
- Byrd, John W., Marilyn F. Johnson, and Mark S. Johnson, "Finance theory and the new investor relations," *Journal of Applied Corporate Finance*, 6, 1993, 48-53.
- Clarkson, Peter M., and Rex Thompson, "Empirical estimates of beta when investors face estimation risk," *Journal of finance*, 45, 1990, 431-453.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, "The cross-section of expected stock returns," *Journal of Finance*, 47, 1992, 427-465.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds," *Journal of Financial Economics*, 33, 1993, 3-56.
- Freeman, R. N., "The association between accounting earnings and security returns for large and small firms," *Journal of Accounting and Economics*, 1987, 195-228.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, "Multifactor explanations of asset pricing anomalies," *Journal of Finance*, 51, 1996, 55-84.
- Handa, Puneet and Scott C. Linn, "Arbitrage pricing with estimation risk," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 1993, 81-100.

Jaffe, Jeffrey, Donald B. Keim, and Randolph Westerfield, "Earnings yields, market values, and stock returns," *Journal of Finance*, 44, 1989, 135-148.

Kadlec, Gregory B., and John J. McConnell, "The effect of market segmentation and illiquidity on asset prices : Evidence from exchange listings," *Journal of Finance*, 49, 1994, 611-636.

Merton, Robert C., "A simple model of capital market equilibrium with incomplete information," *Journal of Finance*, 42, 1987, 483-510.

Thompson, R., C. Olsen, and J. Dietrich, "Attributes of news about firms : An analysis of firm-specific news reported in the Wall Street Journal Index," *Journal of Accounting Research*, 25, 1987, 245-273.