

利益反應係數와 經營者 誘因*

Earnings Response Coefficient and Managerial Incentive

崔 成 規**

논문접수일 : 94. 3

게재확정일 : 94. 8

초 록

본 연구는 기업이 공시한 회계이익에 대한 주가의 반응이 기업고유위험의 증가함수이며 외부보고시스템노이즈의 감소함수 임을 예측하는 모형을 제시하고, 이 예측을 경영자의 투자 및 외부공시의사결정과 관련한 유인문제와 연계하여 경영자지배기업의 이익반응계수가 소유자지배기업의 이익반응계수보다 작다는 연구가설을 도출, 이를 실증하였다. 가설검증을 위하여 미국기업의 3년간 분기별 공시이익과 일별 주가자료를 이용하여 회귀분석을 실시하였으며, 연구가설과 일관된 결과를 얻을 수 있었다. 이 결과는 규모효과와 산업효과를 통제한 후에도 지속적으로 나타났다.

본 연구가 제시하는 모형은, 앞서 언급한 예측 외에도, 정보의 質이 株價에 영향을 주고 있음을 보여 주고 있는데, 이는 정보의 質 그 자체는 기업의 현금흐름에 직접적인 영향을 주지 못하기 때문에 가치평가와 무관하다는 회계학에서의 일반적인 견해와 대치된다. 한편, 본 연구의 실증결과는 경영인력시장(managerial labor market)과 기업지배권시장(market for corporate control)이 경영자의 自利追求行爲를 완전히 통제할 것이라는 견해와 일관되지 않으며, 적어도 경영자지배기업에는 해결되지 않은 대리문제(agency problem)가 존재하며, 효율적 자본시장에서 결정되는 가격이 이러한 미해결의 대리문제를 반영한다는 것을 시사하고 있다.

* 이 논문은 著者가 Vanderbilt대학교 Owen경영대학원에 재직시에 시작되어 1993학년도 영남대학교 학술연구조성비에 의하여 완성되었음. 이 논문의 진행과정에서 조언과 건설적인 비판을 해주신 다음분들께 감사드립니다. Germain Boer, Paul Chaney, Dan Collins, Rob Ingram, Debra Jeter, S. P. Kothari, Joshua Livnat, Ron Masulis, Judy Rayburn, Jerry Salamon, Doug Schroeder, Hans Stoll, Charlie Wasley, Jerold Zimmerman, 권순용, 김재호, 김시수, 박광태, 이명곤 및 익명의 두 심사자. 또한, 대학원생 김경민, 노경규, 박용철, 서정욱군의 도움에 감사를 표한다.

** 嶺南大學校 商經大學 經營學科 副教授

I. 序 論

본 연구의 목적은 기업이 공시한 회계이익에 대한 주가의 반응모형을 제시하고 이 모형의 예측을 기업의 소유와 경영의 분리로 인한 經營者 誘因과 연계시켜 연구가설을 도출, 이를 실증함에 있다. 본 연구가 제시하는 모형은 회계이익이 기업의 미래현금흐름에 대한 투자자들의 기대를 수정하는 역할을 수행하지만 그 자체는 노이지 시그널(noisy signal)이라는 가정 하에서 기업의 이익공시로 인한 非期待收益率과 非期待利益의 관계를 보여주고 있다. 여기서 비기대이익의 계수 또는 이익반응계수는 企業固有危險(firm-specific risk)의 증가함수이며 외부보고시스템노이지(external reporting system noise)¹⁾의 감소함수임을 이 모형은 예측하고 있다.

본인-대리인(principal-agent) 관계에 관한 선행연구에 의하면 기대효용을 극대화하려는 경영자는 기업고유위험이 낮은 투자와 노이지가 높은 외부보고시스템을 선택하려는 유인을 가지며, 이러한 유인은 외부주주들의 이해와 상충하여 갈등(conflicts)을 일으킨다고 한다. 경영자의 이와 같은 유인을 모형의 예측과 관련하여 볼 때, 경영자 유인과 이익반응계수간에는 逆의 관계가 성립함을 알 수 있다. 즉, 경영자의 투자 및 외부공시의사결정과 관련된 유인문제(incentive problem)가 심할 수록 그 기업의 이익반응계수가 낮아진다는 것이다.

경영자 유인은 직접적인 관찰대상이 아니다. 그러나 Berle과 Means(1932)의 연구 이후 많은 관리경제학자들은 경영자 유인문제는 기업의 소유와 경영의 분리정도가 심할수록 더 심할 것이라는 데에 일치된 견해를 보여주고 있다. 본 연구는 이 분야의 선행 실증연구(Dhaliwal, Salamon and Smith 1982)에 따라 경영자지배(manager-controlled : MC)기업과 소유자지배(owner-controlled : OC)기업으로 양분하여 소유와 경영의 분리정도를 측정하였다. 선행연구에 의하면 MC기업의 경영자는 OC기업의 경영자보다 투자 및 외부공시결정에 대해 더 많은 재량권을 가진다고 한다.²⁾ 그렇다면 MC기업은 OC기업 보다 기업고유위험이 낮은 투자

1) Noise는 주로 雜音으로 번역되고 있다. 회계학이나 경영학에서는 정보가 音聲이나 電波에 의존하지 않고 文字로 전달되기 때문에 雜記라 번역 할 수 있겠으나 본 연구에서는 그냥 noise 그대로 사용한다. 또한, noise는 “노이즈”로 읽어야 하겠으나 관계에 따라 “노이지”로 읽는다.

2) 경영자지배기업과 소유자지배기업의 경영자 행동에 대한 선행 실증연구의 종합적 검토는 Nyman과 Silberston(1978) 및 Hunt(1985)에서 볼 수 있다.

와 노이즈가 높은 외부보고시스템을 가질 것이다. 따라서 앞서 말한 경영자 유인과 이익반응계수간의 逆關係는 MC기업의 이익반응계수가 OC기업의 이익반응계수보다 더 작을 것이라는 검증가능한 가설로 전환된다. 본 논문에서 행한 회귀분석은 이 가설과 일관된 결과를 보여주고 있으며, 이 결과는 공시이익에 대한 규모효과와 산업효과를 통제한 후에도 지속적으로 나타났다.

본 연구의 결과는 自利追求的 經營자를 징벌하는 여러 시장의 역할에 대한 종래의 인식에 새로운 시사점을 제공하고 있다. Fama(1980)에 의하면 소유와 경영의 분리로 인한 경영자 유인문제는 經營人力市場(managerial labor market)의 사후적 調整(ex post settling-up)으로 해결될 것이라 한다. 뿐만 아니라, 企業支配權市場(market for corporate control)은 경영자가 외부주주들의 권익을 저해하는 행동을 못하도록 하는 기능을 수행한다는 것은 잘 알려진 사실이다(Manne 1965). 만일 이 두 시장이 완전하게 그리고 無費用(costlessly)으로 그 기능을 발휘한다면, 경영자는 自利에 따라 행동할 수 없을 것이고 급기야 투자 및 외부 보고시스템에 대한 MC기업과 OC기업간의 아무런 차이도 나타나지 않을 것이다. 본 논문이 제시한 결과는 이 두 시장의 完全성과 일관되지 않고 있다.

II. 模型

이익과 주가와와의 관계에 대한 이론모형은 Garman과 Ohlson(1980), Holthausen과 Verrecchia(1988), Collins와 Kothari(1989), Lipe(1990), Choi와 Salamon(1994) 등에 의하여 제시되었는데, 이들 모형은 기본가정과 그 강조하는 바가 서로 다르다. 여기에 제시되는 모형은 투자자들이 인지한 기업의 외부보고시스템을 多期間 資本資產價格決定模型(capital asset pricing model : CAPM)의 틀에 접합시킴으로써 이익반응계수를 도출하였는데,³⁾ 이는 Choi와 Salamon(1994)의 모형과 유사하다.

3) 여기서 말하는 多期間 CAPM이란 多期間의 가치평가에서 Sharpe-Lintner類의 단일기간 CAPM을 기간별로 적용한 것으로서 이에 대한 이론적 근거는 Fama(1970, 1977)에서 찾을 수 있으며 이 모형의 경험적 타당성(empirical validity)은 Fama와 MacBeth(1974)에서 찾을 수 있다.

이 모형은 본 연구의 가설설정을 위한 예측과 이를 실증하기 위한 개념적 틀을 제공하는 것이 주 목적이지만, 이익공시로 인한 비기대수익률과 비기대이익간의 관계는 투자자들의 危險回避度와 무관하다는 새로운 결과를 보여주고 있다. 이 결과는 CAPM에 따라 결정되는 가격은 危險調整(risk-adjustment)을 반영하므로 비기대수익률과 비기대이익간의 관계도 당연히 위험조정을 통하여 투자자들의 위험선호도를 반영 할 것이라는 기대에 반하는 한편, 비기대수익률과 비기대이익간의 관계에서 편의상 투자자들의 위험선호도를 제외한 지금까지의 실증연구에 이론적 근거를 마련해 주고 있다.

2.1 模型의 背景

우선, I명의 투자자와 하나의 危險資產(기업) 및 하나의 無危險資產이 존재하는 완전경쟁시장을 상정한다. 각 투자자 $i(i=1, 2, \dots, I)$ 는 위험자산과 무위험자산에 투자함으로써 최종적인 富에 대한 기대효용을 극대화하려 하며, 투자자 i 의 효용함수는 一定絶對危險回避(constant absolute risk aversion : CARA) ρ 를 나타낸다. 기업의 투자활동은 장차 실현될 현금흐름 \tilde{x} 를 창출한다. (“ \sim ”는 확률변수를 나타냄.) 현재와 현금흐름이 실현되는 시점 사이에 기업은 이익 y 를 공시한다. 따라서 이 모형에서는 3개의 가격결정과 관련된 시점이 있는데, 그것은 현재($t=0$), 이익공시일($t=1$) 및 현금흐름의 실현일($t=2$)이다.

모든 투자자들은 미래의 현금흐름 \tilde{x} 에 대하여 동질적인 확률적 所信(beliefs)을 가지고 있으며 시점 0에서 투자자들의 \tilde{x} 에 대한 확률적 소신은 평균이 μ 이고 분산이 σ^2 인 正規分布로 나타낼 수 있다. 이 확률적 소신은 시점 1에 공시되는 이익 y 에 의하여 수정되며, 그 수정의 폭은 공시된 이익의 내용과 이 이익을 산출한 외부보고시스템의 質에 대한 투자자들의 認知度에 따라 달라질 수 있다.

외부보고시스템은 미래의 현금흐름 \tilde{x} 를 이익 \tilde{y} 로 변환시키는 함수 η , 즉 $\tilde{y} = \eta(\tilde{x})$ 로 정의할 수 있는데, 투자자들이 시점 0에서 인지한 기업의 외부보고시스템으로 다음과 같은 선형 함수를 가정한다.

$$\tilde{y} = a + b\tilde{x} + \tilde{e}. \quad (1)$$

여기서 a와 b는 常數이며 b는 陽(+)의 부호를 갖는다. 확률변수 \tilde{e} 는 \tilde{x} 와 독립적이며 평균이 0이고 분산이 ϕ^2 인 정규분포를 가진다. 상수 a와 b는 발생주의 항목으로 이해될 수 있다.⁴⁾ 즉, a와 b를 이용해서 이익을 현금흐름으로 전환시킬 수 있다. 그러나 이 같은 전환은 노이지(noise)項 \tilde{e} 의 존재로 인하여 완전한 것이 못된다. 이 노이지항의 분산, 즉 ϕ^2 은 외부보고시스템 η 또는 시그널 y의 質에 대한 투자자들의 認知度를 나타낸다.⁵⁾

2.2 利益公示日(t=1)價格

시점 1에서 공시된 이익 y는 미래의 현금흐름 \tilde{x} 에 대한 투자자들의 事前所信(prior beliefs)의 수정을 가능하게 하며, 이 수정된 소신은 시점 1에서의 투자자들의 기대효용극대화 문제에 영향을 끼치게 된다. CAPM에 따라 결정되는 가격은 市場清算條件下에서 투자자들의 기대효용극대화의 결과이므로, 이익공시일가격은 이러한 투자자들의 확률적 소신의 수정을 반영하게 될 것이다. 따라서 이익공시일가격은 공시된 이익 y와 이 이익을 산출한 외부보고시스템 η 의 質에 대한 투자자들의 인지도 ϕ^2 을 반영할 것이다. 본 논문의 부록은 動的 計劃法(dynamic programming)의 後進歸納節次(backward-recursive procedure)에 따라 이익공시일 가격 $p_1(y, \eta)$ 를 도출하였는데 그 결과는 아래와 같다.

$$p_1(y, \eta) = \alpha + \beta(y - E[\tilde{y}]) / r_1 \quad (2)$$

$$\alpha = \frac{\mu \sum_{i=1}^I (1/r_i) - (1 - b\beta)\sigma^2}{r_1 \sum_{i=1}^I (1/r_i)} \quad (3)$$

$$\beta = \frac{b\sigma^2}{b^2\sigma^2 + \phi^2} \quad (4)$$

4) 만일 \tilde{x} 를 “진실된” 경제적 이익(true economic earnings)으로 이해한다면, a와 b는 각각 加法的(additive), 乘法的(multiplicative) 偏倚(bias)로 해석될 수 있다.

5) 지금까지 서술에서 나타난 모형의 핵심적인 假定을 요약하면 ① CARA 效用函數, ② \tilde{x} 와 \tilde{e} 의 正規性, ③ 無危險 資産의 存在이다. 이 3가지 가정은 多期間의 가치평가에서 Sharpe-Lintner類의 單一期間 CAPM을 期間別로 적용하기에 充分한 條件이 된다. 脚註 8 참조.

위 식에서 r_1 은 無危險利子率에 1을 더한 숫자이며 $E[\tilde{y}]$ 는 期待利益이다. 따라서 식 (2)의 독립변수는 非期待利益(unexpected earnings)의 現在價値이다. 식 (2)에 의하면 미래 현금흐름의 이익공시일가격은 비기대이익의 현재가치의 선형함수이다. 식 (3)에 있는 α 는 危險調整項(risk adjustment term)을 포함하고 있으며⁶⁾ 식 (4)의 β 는 利益反應係數(earnings response coefficient)로 이해될 수 있는 바, 後者에 대한 구체적인 논의는 뒤로 미룬다.

식 (2)–(4)에서 찾을 수 있는 중요한 示唆點은, 가격이 CAPM에 따라 형성될 때, 투자자들이 인지한 정보의 質은 가격에 영향을 준다는 것이다. 앞에서 설명한 바와 같이 이 모형에서 정보의 質은 ϕ^2 , 즉 외부보고시스템노이지(이하 시스템노이지)로 측정된다. 가령, $\phi^2=0$ 이면, $p_i(y, \eta)=x/r_1$ 이 됨을 알 수 있다. 즉 $\phi^2=0$ 이면, 외부보고시스템 η 는 完全情報시스템(perfect information system)이 되어 이익신호의 실현 $\tilde{y}=y$ 를 관찰하는 것이 곧 궁극적인 현금흐름의 실현 $\tilde{x}=x$ 를 관찰하는 것과 같다. 이와 반대로 $\phi^2>0$ 인 한, $p_i(y, \eta)\neq x/r_1$ 임을 알 수 있다. 즉, 이 경우 η 는 不完全정보시스템이다.⁷⁾

위의 결과는 정보의 質 그 자체는 기업의 현금흐름에 직접적인 영향을 주지 못하기 때문에 價値評價(valuation)와 무관하다는 회계학에서 일반적인 견해와 대치된다. 그러나, 식 (2)–(4)에서 밝혀진 바와 같이, 시장가격이 반영하는 것은 현금흐름 그 자체가 아니라 현금흐름에 대한 투자자들의 確率的 評價(probabilistic assessments)라는데 주의를 요한다. 미래의 현금흐름은 현재로서는 불확실하며, 정보의 質은 바로 이 불확실한 현금흐름에 대한 투자자들의 평가에 영향을 주므로 가격에 영향을 준다는 것을 식 (2)–(4)는 나타내고 있다.

6) 식 (3)과 부록을 참조하여 α 를 (μ/r_1-R) 로 표현 할 수 있다. 여기서

$$R=[1/\sum_{i=1}^I(1/\rho_i)](1-b\beta)\sigma^2/r_1=[1/\sum_{i=1}^I(1/\rho_i)]\text{var}(\tilde{x}|\eta)/r_1.$$

위 식에서 $[1/\sum_{i=1}^I(1/\rho_i)]$ 은 투자자들의 위험회피계수의 調和平均(harmonic mean)에 가까운 값으로 시점 1에서의 危險에 대한 市場價格이며 $\text{var}(\tilde{x}|\eta)$ 는 미래 현금흐름의 條件附 分散이다. 따라서 R은 시점 1에서의 위험조정된 현재가치이다.

7) 미시정보경제학에서 정보시스템 또는 정보(시그널)의 質은 정보시스템 또는 시그널의 情報力量(informativeness)과 동의어로 사용되고 있으며, 정보역량은 정보시스템 이용자의 기대효용으로 측정된다. 즉, 정보시스템 η' 보다 정보시스템 η 를 이용하는 경우가 이용자의 기대효용이 더 크면 η 는 η' 보다 정보역량이 더 크다고 한다. 또한, 不完全 정보시스템보다 完全정보시스템을 이용하는 경우가 이용자의 기대효용이 더 크다는 것은 잘 알려진 사실이다. Blackwell(1953) 및 Marschak과 Miyasawa(1968) 참조.

2.3 利益公示日의 期待價格

式 (2)에 있는 $p_1(y, \eta)$ 은 이익공시일, 즉 시점 1에서 확정된 가격이다. 그러나 시점 0에서는 이익신호 y 를 알 수 없으므로 시점 0에서 바라 본 이익공시일가격은 확률변수이다. 즉, 시점 0에서의 이익공시일가격은 다음과 같다.

$$\tilde{p}_1(\tilde{y}, \eta) = \alpha + \beta(\tilde{y} - E[\tilde{y}]) / r_1$$

여기서 α 와 β 는 상수이다.

위 식에 있는 \tilde{y} 에 대하여 기대값을 구하면, 이익공시일의 기대가격은 α 임을 알 수 있다. 즉,

$$E[\tilde{p}_1(\tilde{y}, \eta)] = \alpha \tag{5}$$

2.4 非期待收益率

이익공시기간 동안의 비기대수익률(unexpected return) $UR(y, \eta)$ 은 다음과 같이 定義 된 다.

$$UR(y, \eta) = \frac{p_1(y, \eta) - E[\tilde{p}_1(\tilde{y}, \eta)]}{p_0(\eta)}$$

여기서 $p_0(\eta)$ 는 이익공시일 前($t=0$)의 가격이며 시점 0에서는 고정된 숫자이다. 式 (2)와 式 (5)를 이용하여 위의 정의를 따라 비기대수익률을 구하면 아래와 같다.

$$UR(y, \eta) = \frac{\beta \cdot y - E[\tilde{y}]}{r_1 p_0(\eta)} \tag{6}$$

위 식의 독립변수는 공시일 전 가격 단위당 비기대이익의 현재가치이다. 식 (6)은 이익공시기간 동안의 비기대수익률은 이 현재가치와 正比例하며, 정비례 요인은 이익반응계수 β 임을 말해 준다. 또한, 실증분석에서 비기대이익을 비기대수익률에 회귀할 때 비기대이익의 적절한 디플레이터(deflator)는 r_1 과 $p_0(\eta)$ 임을 식 (6)은 시사해 주고 있다.

식 (6)이 주는 또 다른 시사점은 비기대수익률 $UR(y, \eta)$ 은 α 를 포함하지 않는다는 데에서 찾을 수 있다. 식 (5)에서 보는 바와 같이, α 는 이익공시 전에 “기대된” 부분이므로 “비기대” 수익률 계산에서 제외됨은 당연하다. 이것이 시사하는 바를 알기 위하여 우선, 식 (2)–(4)에서 보는 바와 같이, 투자자들의 危險回避係數 ρ 가 α 에만 들어가 있다는 사실에 주목할 필요가 있다. 따라서 식 (6)에서 α 가 제외되었다는 사실이 시사하는 바는, 가격이 Sharpe-Lintner類의 CAPM에 의해 결정되는 세계에서는, 비기대수익률-비기대이익의 관계는 투자자들의 위험회피성향과 무관하다는 것이다.⁸⁾

2.5 比較靜態分析

식 (4)에서 보는 바와 같이 利益反應係數 β 는 σ^2 과 ϕ^2 의 함수이다. 여기서 σ^2 은 투자자들이 인지한 미래 현금흐름의 分散이고 미래 현금흐름은 기업의 투자활동의 결과이므로, 企業固有 危險(firm-specific risk)으로 이해 할 수 있다. 한편, ϕ^2 은 투자자들이 인지한 기업의 외부보고시스템노이지 또는, 같은 의미로, 公示利益에 內在된 노이지인데 외부보고시스템 또는 공시이익의 質에 대한 투자자들의 인지를 반영한다.

식 (4)의 β 를 σ^2 과 ϕ^2 에 대해 각각 편미분 한 결과가 식 (7)과 식 (8)이다.

8) 이같은 결론이 나온 더 일반적인 이유는 多期間 가치평가에서 Sharpe-Lintner類의 單一期間 CAPM을 期間別로 적용하기 위해서는 시점 1에서 발생할 危險調整(risk-adjustment)을 시점 0에서 알 수 있거나 非確率的(nonstochastic)이어야 한다는 이른바 Fama의 條件(Fama 1970, 1977)을 이 모형이 충족하기 때문이다. 각주 6에서 살펴 보았듯이 α 는 $(\mu/r_1 - R)$ 로 표현될 수 있는데, 여기서 위험조정항 R 은 비확률적임을 알 수 있다. 또한, R 의 승법적 속성을 감안 할 때, 만일 ㉔ $[1/\sum_{i=1}^I (1/\rho_i)]$, ㉕ $\text{var}(\tilde{x}|\eta)$, 또는 ㉖ r_1 이 확률적으로 변한다면 투자자들의 위험회피계수 ρ 가 비기대투자수익률-비기대이익의 관계에 나타날 것임을 알 수 있다. 그러나 이와같은 확률적 변동이 일어나지 않는 이유는 이 모형의 가정, 즉 ① CARA 效用函數, ② \tilde{x} 와 \tilde{e} 의 正規性, ③ 無危險資産의 존재 때문이다. 구체적으로 보면, 가정 ①하에서는 ㉔가 상수이며, 가정 ②하에서는 ㉕가 시점 1에 공시될 y 에 독립적이며, 가정 ③ 때문에 ㉖가 비확률적이다.

$$\frac{\partial \beta}{\partial \sigma^2} = \frac{b\phi^2}{(b^2\sigma^2 + \phi^2)^2} > 0, \tag{7}$$

$$\frac{\partial \beta}{\partial \phi^2} = \frac{-b\sigma^2}{(b^2\sigma^2 + \phi^2)^2} < 0, \tag{8}$$

式 (7)은 기업고유위험(σ^2)이 클수록 이익반응계수가 클 것을 예측하고 있으며, 式 (8)이 예측하는 바는 시스템노이즈(ϕ^2)가 작을수록 이익반응계수가 크다는 것이다.⁹⁾

式 (7)과 式 (8)의 예측을 검증하기 위하여 다음 章에서는 에이전시이론을 바탕으로 연구 가설을 도출한다. 특히, 다음 장은 경영자는 기업고유위험(σ_2)이 낮은 투자와 노이즈(ϕ^2)가 높은 외부보고시스템을 선택하려는 유인을 가지며, 이러한 경영자 유인문제를 다룸에 있어서 기업간에 체계적인 차이가 있다는 논거를 제시한다.

III. 研究假說

선행연구에 의하면 경영자에 대한 명시적·묵시적 보상계약은 경영자의 보상이 기업의 경영성과에 좌우되도록 책정되어 있다는 것이다(Murphy 1985). 成果從屬的 報償의 기본 취지는 경영자로부터 관리적 노력을 끌어내기 위함이지만, 이는 기업활동에 내재된 위험을 경영자의 보상에 연계함으로써 경영자로 하여금 기업위험의 일부를 감수하도록 한다. Holms-

9) 式 (8)이 가져다 주는 예측, 즉 공시이익정보의 質이 높을수록 (ϕ^2 가 작을 수록) 이익반응계수가 클 것이라는 것은 너무나 상식적인 것일지도 모른다. 그러나 중요한 것은 이 예측 자체라기 보다는 이 예측이 시장균형모형에서 도출되었다는 점이다. 즉, 공시이익정보의 質에 따라서 株價의 반응정도가 달라진다는 예측은 공시이익정보의 質이 균형가격형성에 영향을 준다는 보다 중요한 사실에 바탕을 두고 있다는 점이다. 한편, 式 (7)이 가져다 주는 예측에 대하여는 약간의 논의가 필요하다. 가령, σ^2 의 값이 작다는 것은 투자자들이 기업의 투자활동에 대하여 꽤 확실한 판단이 서있는 것을 의미한다. 이런 상태에서 이익신호 y 의 출현은 투자자들의 확률적 소신을 수정하는데 그다지 큰 영향력을 행사하지 못한다. 이와 반대로, σ^2 의 값이 클 경우에는(투자자들이 기업의 투자활동에 대하여 상당히 불확실하게 느끼고 있을 경우에는), 이익신호 y 의 출현은 투자자들의 확률적 소신을 수정하는데 큰 영향력을 행사한다. 즉, 동일한 신호 y 라 할지라도 투자자들의 \hat{x} 에 대한 불확실성 정도에 따라 그 효소력이 달라진다는 것이다. 式 (7)은 이러한 직관을 반영하고 있다.

trom(1979)과 Shavell(1979)의 연구에 의하면, 경영자의 관리적 노력을 無費用으로 감시할 수 없는 상황에서, 경영자로부터 최적의 관리적 노력을 끌어내기 위한 보상계약은 경영자에게 불균등한 기업위험의 부담을 강요한다고 한다.

이 강요된 위험은 원칙적으로 분산불가능하다. 그 까닭은, 株主와는 달리 경영자에게는 자신의 보상에 내재된 위험을 분산할 시장 메커니즘이 없기 때문이다. 이를테면, 경영자보상이나 경영인적자본에 대한 주식시장이 존재한다면 경영자의 보상에 내재된 위험도 포트폴리오를 통한 분산이 가능하다. 그러나 이러한 주식시장은 존재하지 않는다. 따라서 위험 회피적 성향의 경영자는 부득이 다른 방법을 통하여 이 분산불가능한 위험을 감소시키고자 하는 유인을 가지게 되는 데, 그 대표적인 예가 투자 또는 외부보고에 대하여 자신이 가지고 있는 재량권을 행사한다는 것이다. 뿐만 아니라, 아래에서 논술하는 바와 같이, 이러한 경영자 행동유인은 外部 株主들의 利害와 相衝하게 되어 대리문제(agency problem)를 야기시킨다.

3.1 投資意思決定에 있어서 經營者 誘因

Antle과 Smith(1986)가 제시한 증거에 의하면 특정 기업의 성과는 이 기업과 비슷한 위험에 처해 있는 다른 기업(예컨대, 동일 산업내의 타기업)의 성과와 관련하여 평가된다고 한다. Holmstrom(1982)은 이와 같은 相對的 成果評價(relative performance evaluation)는 경영자 보상으로부터 體系的인 危險을 여과해 낸다는 것을 이론적으로 증명하였다. 따라서 상대적 성과평가가 명시적·묵시적으로 이루어지고 있는 한, 경영자는 체계적인 위험보다는 비체계적 위험, 즉 기업고유위험에 더 민감하다. 한편, 포트폴리오 이론에 따르면 외부주주는 분산 투자를 통하여 기업고유위험은 분산할 수 있으므로, 기업고유위험보다는 체계적인 위험에 더 민감하다. 경영자와 주주간의 이와 같은 위험선호상의 차이는 기업고유위험을 감소하려는 경영자 행동유인이 주주의 이해와 상충하리라는 것을 암시한다.

Marcus(1982)는 경영자가 투자 및 운용의사결정에 재량권을 행사 할 수 있는 반면 자신이 보유한 주식을 空賣(short-sell)할 수 없는 상황에서 경영자의 행동유인을 이론적으로 분석하였다. 이 상황에서 경영자는 기업고유위험이 높은 투자안에 적게 투자할 뿐만 아니라 기업고유위험을 감소시키는 제반활동에 많은 비용을 쓸려는 유인을 가지고 있음을 보여 주고 있다.

같은 맥락으로, Lambert(1986)는 에이전시 틀에서 투자의사결정과 관련한 경영자의 유인을 분석하였는데, 그의 분석에 따르면, 최적 에이전시계약은 경영자에게 과도한 위험을 부과하게 되고, 이로 말미암아 경영자는 기업고유위험이 높은 프로젝트에 적게 투자하려는 유인이 있음을 보여주고 있다. 또한, Lambert(1986)는 본인과 대리인간의 의사소통이 이루어 질 경우 이 같은 경영자(대리인) 유인이 사라진다는 것을 보여 주었다.

요약하면, 위험 회피적 경영자는 자신의 장래보상에 내재된 분산불가능한 위험을 감소하기 위하여 기업고유위험을 감소시키는 방향으로 투자의사결정상의 재량권을 행사할 유인을 가지며,¹⁰⁾ 이러한 유인은 분산투자에 의해 기업고유위험을 제거할 수 있는 외부주주들의 이해와 상충한다.

3.2 外部公示意思決定에 있어서 經營者 誘因

기업의 성과는 주로 주당순이익 등과 같은 회계수치로 측정된다는 것은 잘 알려진 사실이다. 경영자 보상이 기업의 성과에 따라 좌우되며 성과는 주로 회계수치로 측정되며 회계수치는 조작이 가능하다는 사실에 입각 해 볼 때, 경영자가 기업의 성과에 대한 외부공시의사결정에서도 재량권을 행사할 것이라는 것은 쉽게 추측 할 수 있다(Watts and Zimmerman 1986, Dye 1988). 일반적으로 인정된 회계원칙의 틀 안에서도 경영자는 보고이익, 따라서 자신의 보상금액을 변경할 수 있는 여러 가지 조치를 취할 수 있다. 실증연구가 제시한 증거에 의하면 경영자는 보고이익이나 이익에 기초한 성과측정치가 조작되는 결과를 초래할 만큼 외부공시의사결정상의 재량권을 행사한다고 밝히고 있다. 예를 들어, 자발적 회계변경에 관한 실증연구가 제시한 증거에 의하면 경영자는 실제이익이 목표이익에 미치지 못하거나(Smith 1976) 기업의 주가가 지나치게 낮게 형성되어 있을 때(Salamon and Smith 1976) 회계처리방법을 변경한다는 것이다. 외부공시의사결정에 있어서 경영자의 재량권에 관한 또 다른 증거는 경영자는 실제이익이 너무 많거나(McNichols and Wilson 1988) 실제이익이 보너스계약

10) 기업고유위험을 감소시키려는 경영자 유인은 자신의 수월한 경영능력을 과시하려는 경영자의 욕구와도 일치한다. 기업의 성과측정치는 기업고유위험이 작을수록 통제불능요소의 제약을 덜 받기 마련이다. 따라서 우월한 경영능력을 보유하고 있는 경영자는 자신의 경영상의 수월성을 신호하기 위하여 기업고유위험을 낮게하려 할 것이다.

에 명시된 상한선을 초과할 경우(Healy 1985) 발생주의 항목을 전략적으로 선택함으로써 보고이익을 낮추려 한다는 것을 보여주고 있다.

경영자의 이와 같은 보고이익의 조작은, 경영자의 행동이나 경영자가 가진 정보를 완전하게 관찰할 수 없는 외부주주들의 관점에서는, 이들이 인지한 기업의 시스템노이즈를 높이는 결과를 초래한다. 또한, 이익정보에 내재된 노이즈는 보고이익으로부터 기업의 미래현금흐름이나 경영성과를 평가하고자 하는 현재 및 잠재주주들의 노력을 저해하므로(Lev 1989) 대리문제를 유발한다.

3.3 所有와 經營의 分離

지금까지의 서술을 요약하면, 자신의 기대효용을 극대화 하고자 하는 경영자는 투자 및 외부보고에 관한 의사결정을 함에 있어서 가능한 한 기업고유위험(σ^2)을 감소시키거나 시스템노이즈(ϕ^2)를 증가시키려는 유인을 가지며 이러한 유인은 외부주주들과의 이해상충을 불러 일으킨다는 것이다. 경영자의 이러한 유인을 앞서 제시한 이론모형의 예측, 즉 式 (7)과 式 (8)에 관련해 볼 때, 만일 경영자에 의한 σ^2 을 감소시키거나 ϕ^2 를 증가시키려는 유인이 顯在化되면, 이익반응계수(β)가 감소할 것이라는 예측이 나온다.

그런데 모든 기업은 경영자에 의하여 운영되고 있으며 경영자 유인은 직접적인 관찰의 대상이 아니므로 이 예측 이대로서는 실증적 검증에 연결될 수 없다. 그러나 경영자의 自利追求的 동기에 따른 의사결정상의 재량권행사 정도는 기업간에 체계적으로 다를 수 있다(Jensen and Meckling 1976, Fama and Jensen 1983). 경영자의 유인문제는 결국 소유와 경영의 분리로 말미암은 것이므로, 경영자의 재량권행사 정도는 소유와 경영의 분리가 심화된 기업, 즉 경영자지배(manager-controlled : MC)기업과 소유와 경영의 분리가 심화되지 않은 기업, 즉 소유자지배(owner-controlled : OC)기업간에 체계적인 차이를 보일 것이다.

MC기업의 지분은 많은 투자자들에게 분산되어 있는 반면, OC기업의 지분은 몇몇 개인에게 집중되어 있다. MC기업의 개별 주주는 경영자의 행동을 일일이 감시·감독할 의향이 없을 뿐더러 그렇게 할 능력도 가지고 있지 않다. 이에 반하여, OC기업의 支配株主는 경영자의 행동을 엄격히 통제할 뿐만 아니라 이사회에의 참여 등을 통하거나 경영에 직접 참여함으로써

기업활동을 수행에 적극적인 역할을 담당한다.¹¹⁾ 따라서 σ^2 을 낮추고 ϕ^2 을 높이려는 경영자 유인이 실현될 가능성은 OC기업보다 MC기업이 높을 것으로 기대할 수 있다. 바꾸어 말하면, MC기업은 OC보다 더 낮은 σ^2 과 더 높은 ϕ^2 을 가질 것으로 기대할 수 있다.

이 기대는 또한 실증적 증거에 의하여 지지를 받고 있다. Amihud와 Lev(1981)는 콩글로머리트(conglomerate) 합병을 통한 기업고유위험을 감소시키려는 행동이 OC기업보다 MC기업에서 더 자주 발생한다는 증거를 제시하고 있다. Demsetz와 Lehn(1985)이 제시한 증거는 소유지분이 분산된 기업일수록 기업고유위험이 작음을 보여주고 있다. 또한, Salamon과 Smith(1979)는 회계변경년도의 會計利益과 株價와의 관계가 OC기업보다 MC기업이 더 약하다는 것을 발견하였는데, 이는 MC기업이 OC기업보다 노이즈가 높은 외부보고시스템을 가진다는 것을 시사한다.

지금까지의 서술은 다음의 연구가설로 결론지을 수 있다.

研究假說 : MC기업의 이익반응계수는 OC기업의 이익반응계수보다 낮을 것이다.

3.4 假說의 示唆點

위 가설의 도출은 소유와 경영의 분리에 따른 경영자 유인문제가 기업간에 체계적으로 다를 것이라는 前提에 바탕을 두고 있다. 그런데 이러한 전제를 뒤엎을 수 있는 두 개의 市場이 존재하는 바, 經營人力市場(managerial labor market)과 企業支配權市場(market for corporate control)이 그것이다. Fama(1980)는 그의 수학적 모형의 분석을 토대로 소유와 경영의 분리에 따른 경영자 유인문제는 경영인력시장의 事後的 調整(ex post settling-up)으로 충분히 해결될 것이라고 주장한다. 또한, Manne(1965)에 의하여 제창되기 시작한 기업지배권시장은 외부주주들의 이익을 저해하는 경영자의 행동에 제한을 가할 수 있다. 따라서, 적어도 개념적으로 차원에서 볼 때, 이 두 종류의 시장이 완전하게 기능을 발휘하는 한, MC기업과 OC기업간의 경영자 행동의 차이는 없을 것이며 본 연구의 가설은 지지를 받지 못할 것이다.

11) Demsetz와 Lehn(1985) 및 Demsetz(1986)에 의하면 경영자를 엄격하게 통제를 함으로써 지배주주가 얻는 효익은 기업고유위험이 클수록 크다.

그러나 이 두 종류의 시장이 완전하게 기능을 발휘하지 않는 한 본 연구의 가설은 지지를 받을 것이다.¹²⁾

IV. 方法論

4.1 標本の抽出

가설검증을 위한 표본으로 Choi(1985)의 연구에서 사용한 표본을 사용하였는데, 표본은 다음의 기준을 만족시키는 기업들이다.

- ① 經營者支配企業(MC기업) 또는 所有者支配企業(OC기업)으로 분류가 가능할 것. 여기서 MC기업은 특정 개인과 그 가족의 소유지분이 5%미만인 기업이며, OC기업은 특정 개인과 그 가족의 소유지분이 적어도 20%를 넘는 기업이다.
- ② 정부의 규제를 받는 산업(전기가스, 운송, 통신, 금융 등)에 속한 기업이 아닐것.
- ③ 特定 産業이 MC·OC 중 한 가지 종류의 기업만으로 구성되어 있으면, 그 산업은 표본에서 제외한다.¹³⁾
- ④ 1975년 10월에서 1979년 9월 사이에 *Value Line Investment Survey*(이하 VL), COMPUSTAT tape, CRSP의 일별 주가수익률 tape에 자료가 수록된 기업일 것.

기준 ①은 MC기업과 OC기업의 경영자행동의 차이에 관한 선행연구(Smith 1976, Salomon and Smith 1979)에서 사용한 것과 유사하다.¹⁴⁾ 이 기준을 적용함으로써 상당수의

12) 경영인력시장의 불안정성에 대한 한 가지 이유로 Amihud와 Lev(1981, p. 609)는 외부주주들의 입장에서 바람직한 사전 의사결정(ex ante decision)과 바람직하지 못한 사후 결과(ex post outcome)를 분별할 수 있는 감시기술이 없다는 점을 들고 있다. Watts와 Zimmerman(1986, p. 192)에 의하면 停年에 가깝고 移延報償(deferred compensation)이 없는 경영자는 경영인력시장의 사후적 조정에 신경을 쓰지 않을 것이라 한다.

13) 여기서 産業分類는 두자리 標準産業分類(standard industry classification : SIC)코드를 따른다.

14) 여기서 20%기준은 회계원칙심의회(Accounting Principle Board : APB)보고서 제18호의 견해와 일치하고 있다. APB 보고서 제18호는 투자수익에 대한 회계처리 방법으로 투자회사가 피투자회사의 경영의사결정에 중대한 영향력을 행사할 수 있을 때에만 持分法의 사용을 허용하고 있는데, 중대한 영향력 행사여부를 판단하는 기준으로 동 보고서 제17절은 "투자자가 피투자회사의 의결권주식의 20% 이상(직접 또는 간접)소유하면, 반대되는 증거가 없는 한, 피투자회사에 중대한 영향력을 가지고 있는 것으로 보아야 한다"고 규정하고 있다.

기업이 MC 또는 OC기업으로 분류되지 않아 표본에서 제외하였다. 이렇게 함으로써 투자·외부공시의사결정에 대한 경영자 재량권의 차이가 두 개의 企業群 사이에 두드러질 것이며 결과적으로 본 연구의 검증력을 증가시킨다. Demsetz(1986)에 의하면 기관투자가는 경영자를 감시·감독하거나 규제함에 있어서 개인과는 다른 유인을 갖는다고 한다. 따라서 기관투자가에 의해 소유된 기업은 본 연구의 표본에서 제외하였다. 기준 ②를 적용한 이유는 정부의 규제가 투자 및 공시의사결정에 대한 경영자의 재량권을 제한할 가능성이 많기 때문이다 (Jensen and Meckling 1975, Demsetz and Lehn 1985).

기업이 당면한 투자기회나 투자여건 및 외부공시를 위한 정책설정에 있어서 산업간에 차이가 있을 수 있어, 주가와 회계이익의 관계가 산업별로 다를 수 있다(Magee 1974). 또한 경영인력시장에서의 事後調整이 산업별로 차이가 날 수 있다. 따라서 이와 같은 산업의 영향은 투자 및 외부공시의사결정에 대한 경영자의 재량권 차이로 인한 이익반응계수의 차이를 검증하는데 장애요인으로 작용할 수 있다. 기준 ③은 이러한 산업효과를 표본추출 단계에서 최소화하기 위한 일환으로 채택되었다. 기준 ④는 가설검증을 위한 기본 자료(주식소유정보, 공시이익과 예측이익, 분기별 이익공시일, 주가수익률)를 확보하기 위하여 채택하였다.

4.2 標本 프로파일

위의 추출기준을 적용한 결과 170개의 MC기업(1,994관찰수)과 150개의 OC기업(1,652관찰수)을 얻었다. <표 1>에서 나타난 바와 같이 본 연구의 표본기업은 23개의 산업에 걸쳐 분포되어 있을 뿐더러 동일한 산업 내에서 MC기업과 OC기업의 분포가 다르다. 이 결과는 이익반응계수가 산업별로 다를 수 있으므로, 앞의 표본추출기준 ③이외에 또 다른 차원의 산업효과에 대한 통제가 필요하다는 것을 시사한다.

<표 2>는 표본기업의 규모별 분포를 나타낸 것으로, 여기서 규모는 每分期初 普通株의 市場價値에 대한 자연대수값으로 측정하였다. <표 2>에서 보는 바와 같이 MC기업이 OC기업보다 유의적으로($p < 0.0001$) 크다. 이 결과는 기업의 規模와 所有集中度간에는 逆의 관계가 성립한다는 Demsetz와 Lehn(1985)의 가설과 이에 대한 증거와 일치하고 있다.

<표 1> 경영자지배기업(MC기업)과 소유자지배기업(OC기업)의 산업별 분포

지수 ^a	분류코드	정의	MC	OC	소계
i=1	10	광업	5	1	6
i=2	13	석유·가스추출	3	7	10
i=3	20	음·식료품	11	15	26
i=4	21	담배제조	2	2	4
i=5	23	의복 및 모피제품	1	8	9
i=6	24	목재 및 나무제품	4	3	7
i=7	26	종이 및 종이제품	7	7	14
i=8	28	화합물 및 화학제품	30	21	51
i=9	29	석유정제품	12	3	15
i=10	31	건축 및 건축제품	1	4	5
i=11	32	비금속광물제품	1	6	7
i=12	33	제1차 금속산업	12	6	18
i=13	34	조립금속	5	12	17
i=14	35	기계·장비제조업	29	11	40
i=15	36	전기·전자기계제조업	14	7	21
i=16	37	통신장비	13	6	19
i=17	38	측정 및 제어기계제조업	6	6	12
i=18	39	기타제조업	2	6	8
i=19	42	운송 및 창고업	1	3	4
i=20	53	도소매업	2	3	5
i=21	54	음식물소매업	4	9	13
i=22	58	식당업	2	3	5
	99	분류불능산업	3	1	4
총기업수			170	150	320
총관찰수			1,994	1,652	3,646

^a 이 지수는 회귀모형의 더미변수, I,의 아래첨자 i의 부호임.(〈표 5〉와 〈표 6〉 참조)

^b 두자리 SIC코드

<표 2> 경영자지배기업(MC기업)과 소유자지배기업(OC기업)의 규모별 분포

	평균	표준편차	4분위수			t-값 (MC-OC)
			.25	.50	.75	
MC기업	13.34	1.453	12.41	13.38	14.26	
OC기업	11.68	1.369	10.70	11.49	12.64	
모든기업	12.59	1.637	11.23	12.66	13.74	35.25*

^a 규모는 매분기초 기업시장가치의 자연대수값으로 측정하였음.

* p<0.0001 수준(양측검증)에서 유의함.

Atiase(1985)는 이익공시일 전에 證券市場에 나와 있는 情報量이 小規模 기업보다는 大規模 기업에 대하여 더 많기 때문에 기업의 규모가 클수록 이익공시의 情報效果(information content)가 작다는 이른바 “규모가설”을 설정하고 이에 대한 증거를 제시하였다. 그런데 Atiase(1985)의 “규모가설”은, 본 연구의 式 (6)과 式 (4)와 관련하여 생각해 볼 때, 다음 두 가지 경로를 통하여 성립됨을 알 수 있다. 첫째, 式 (6)과 관련하여 볼 때, 非期待利益의 크기, 즉 $[y - E(\tilde{y})]$ 의 절대값이 소규모 기업보다 대규모 기업이 작기 때문에 대규모 기업의 공시한 이익의 정보효과가 상대적으로 작을 수 있다. 둘째, 式 (4)와 관련하여 생각해 볼 때, 투자자들이 인지한 기업고유위험, 즉 σ^2 이 소규모 기업보다 대규모 기업이 작기 때문에¹⁵⁾ 대규모 기업이 공시한 이익의 정보효과가 상대적으로 작을 수 있다. 이것은 물론 대규모 기업의 이익반응계수가 소규모 기업의 이익반응계수보다 더 작을 것이라는 의미를 가진다.

요약하면, 기업규모의 차이는 비기대이익의 절대 값과 이익반응계수에 영향을 줄 수 있다는 것이다. <표 2>에 나타난 결과는 이 두 가지 영향을 본 연구에서 동시에 통제하여야 한다는 것을 시사해 주고 있다.

<표 3>은 표본기업에 대한 시장모형 殘差의 標準偏差와 株當純利益의 標準偏差를 보여 주고 있다. 시장모형잔차의 표준편차는 기업고유위험의 代理變數로 생각할 수 있는데(Demsetz and Lehn 1985), <표 3> 패널 A에 나타난 바와 같이, MC기업이 OC기업보다 작은 잔차의 표준편차를 보여 주고 있으며 그 차이는 $p < 0.0001$ 수준에서 유의하다. 이것은 MC기업이 OC기업보다 기업고유위험이 작을 것이라는 III장의 예측과 일관된 결과이다.

<표 3> 패널 B는 MC기업의 주당순이익의 표준편차가 OC기업의 그것보다, 비록 유의 하지는 않지만, 약간 크다는 것을 보여 주고 있다. 이것이 시사하는 바를 살펴 보기 위하여 式 (1)에서 다음과 같은 관계를 도출 할 수 있는데,

$$\text{var}(\tilde{y}|\eta) = b^2 \text{var}(\tilde{x}|\eta) + \text{var}(\tilde{e}|\eta),$$

여기서 $\text{var}(\tilde{y}|\eta)$ 는 이익신호의 분산이며 $\text{var}(\tilde{x}|\eta)$ 와 $\text{var}(\tilde{e}|\eta)$ 는 각각 기업고유위험(σ^2)과 시스템노이지(ϕ^2)이다. 주당순이익의 표준편차는 위 式에 나타난 $\text{var}(\tilde{y}|\eta)$ 의 대리변수로 간

15) 이 기대와 일치하는 증거는 Demsetz와 Lehn(1985)에서 찾을 수 있다.

주 할 수 있는 바, MC기업이 OC기업보다 작은 $\text{var}(\tilde{x}|\eta)$ 를 가진다는 期待에도 불구하고, MC기업의 주당순이익의 표준편차가 OC기업의 그것보다 큼을 보여준 <표 3> 패널 B의 결과는 MC기업이 OC기업보다 $\text{var}(\tilde{e}|\eta)$ 가 클 것이라는 제Ⅲ장의 예측을 간접적으로 지지하고 있다.¹⁶⁾

<표 3> 시장모형잔차의 표준편차와 주당순이익의 표준편차

	평균	표준편차	4분위수			t-값 (MC-OC)
			.25	.50	.75	
Panel A : 시장모형잔차의 표준편차 ^a						
MC기업	.0144	.0059	.0105	.0131	.0167	
OC기업	.0196	.0083	.0140	.0181	.0233	
모든기업	.0168	.0076	.0116	.0149	.0202	-21.20*
Panel B : 주당순이익의 표준편차						
MC기업	.3920	.4298	.1596	.2678	.4316	
OC기업	.3767	.4958	.1380	.2717	.4159	
모든기업	.3849	.4611	.1514	.2717	.4174	.68

^a 시장모형(market model)의 추정을 위하여 이익공시일전 64거래일에서 이익공시일전 5거래일까지 60거래일 동안의 일별주가수익률과 가치가중시장수익률을 사용하였다.

* $p < 0.0001$ 수준(단측검증)에서 유의함.

4.3 檢證模型

式 (6)은, 앞서 언급한 산업효과와 규모효과에 대한 통제의 필요성과 관련하여 볼 때, 본 연구의 가설검증모형으로 아래의 회귀식을 시사한다.¹⁷⁾

$$UR_{ja} = \beta_1 UE_{ja} + \beta_2 UE_{ja} C_j + \beta_3 UE_{ja} V_{ja} + \sum_{i=1}^{22} \beta_{4i} UE_{ja} I_i + \tilde{\epsilon}_{ja} \quad (9)$$

16) MC기업과 OC기업간의 $\text{var}(\tilde{e}|\eta)$ 의 차이에 대한 직접적 증거는 제V장에서 제시한다.

17) 式 (9)는 式 (6)에서와 같이 절편이 없는 것에 유의하기 바란다. 절편을 넣은 경우의 회귀결과(本稿에는 제시하지 않았음)는 本稿에서 제시한 결과와 거의 동일하며, 절편은 유의하지 않을 뿐더러 그 추정값은 0에 가까운 것으로 나타났다.

여기서

UR_{ja} : 기업 j의 분기별 공시이익 a로 인한 비기대수익률의 경험적 측정치,

UE_{ja} : 비기대이익의 경험적 측정치에 이자율요인과 분기초 주가로 나눈 값,

C_j : 기업 j가 OC기업이면 1, MC기업이면 0,

V_{ja} : 기업 j의 분기초 시장가치가 中位數보다 작으면 1, 아니면 0,¹⁸⁾

I_i : 기업 j가 산업i(i=1, ..., 22)에 속할 경우 1, 아니면 0(<표 1> 참조),

ϵ_{jt} : 오차항.

위 回歸式에서 β_1 을 제외한 모든 계수 $\beta_k(k \neq 1)$ 는 지시된 範疇(즉, 더미변수가 1의 값을 가지는)의 차별적 利益反應係數(earnings response coefficient : ERC)이며, β_1 은 제외된 범주(즉, 더미변수가 0의 값을 가지는)의 ERC이다. 본 연구의 가설은 OC기업의 ERC가 MC기업의 ERC보다 더 크다는 것이고 C_j 가 지시하는 범주는 OC기업이므로 β_2 의 기대부호는 陽(+)
이다. 따라서 연구가설에 대한 유의성 검증은 아래와 같이 시행할 수 있다.

$$H_0 : \beta_2 \leq 0 \text{ 對 } H_a : \beta_2 > 0$$

回歸式 (9)의 셋째 항과 넷째 항은 각각 위의 유의성 검증에서 규모효과와 산업효과를 통제하기 위한 것이다. 특히 β_3 은 규모의 차이에 따른 기업고유위험(σ^2)의 차이를 통제하기 위한 것이고, 규모의 차이에 따른 비기대이익의 크기(즉, $[y - E(\tilde{y})]$ 의 절대값)에 대한 차이는 회귀식의 첫번째 변수 UE_{ja} 가 통제하고 있다.

4.4 變數의 測定

回歸式 (9)의 종속변수를 측정하기 위하여 다음과 같이 시장모형의 모수를 추정하였다.

$$\tilde{R}_{jt} = \gamma_{j0} + \gamma_{j1}R_{Mt} + \xi_{jt} \tag{10}$$

18) 本稿에는 제시하지 않았으나 더미변수 대신 시장가치의 자연대수값을 사용한 경우에도 本稿에서 제시한 결과와 거의 동일하게 나타났음.

여기서 R_{jt} 는 기업 j 의 t 일 동안의 일별 수익률, R_{Mt} 는 CRSP의 價値加重指數(value-weighted index)를 이용한 시장포트폴리오 M 의 t 일 동안의 일별 수익률, ξ_{jt} 는 잔차이다. 모수 γ_{j0} 과 γ_{j1} 을 추정하기 위하여 최소제곱법을 사용하였으며, 추정기간은 이익공시일($t=0$)전 64거래일($t=-64$)에서 5거래일($t=5$)까지의 60거래일이다. 이와 같이 추정된 시장모형의 모수 $\hat{\gamma}_{ja}$ 와 $\hat{\gamma}_{j1}$ 를 이용하여 기업 j 의 분기별 공시이익 a 로 인한 비기대수익률 UR_{ja} 는 다음과 같이 측정하였다.¹⁹⁾

$$UR_{ja} = \sum_{t=-1}^0 (R_{jt} - \hat{\gamma}_{j0} - \hat{\gamma}_{j1}R_{Mt}) \quad (11)$$

회귀식의 설명변수 UE_{ja} 는 다음과 같이 측정하였다.

$$UE_{ja} = \frac{AEPS_{ja} - FEPS_{ja}}{TB_a P_{ja}} \quad (12)$$

여기서 $AEPS_{ja}$ 와 $FEPS_{ja}$ 는 각각 분기별 실제 및 예측 주당순이익이며, TB_a 는 차분기말에 도래하는 3개월 만기의 재무성단기증권이자율(Treasury Bill rate)에 1을 더한 값이고, P_{ja} 는 기업 j 의 분기 초의 주당가격이다.

예측주당순이익으로 Value Line 증권분석가의 예측을 사용하였는데, 이는 증권분석가의 이익예측이 이익예측모형보다 우월한 예측력을 지닌다는 선행연구(이를테면 Brown et al 1987)에 따른 것이다. 재무성단기증권이자율은 식 (6)에 있는 무위험이자율의 대용물(proxy)로서 미연방준비위원회(Federal Reserve System)에서 발간한 *Annual Statistical Digest*에서 입수하였다. 분석기간동안의 재무성단기증권이자율의 분포를 보면,²⁰⁾ 평균이 5.91%이고 그

19) 이익공시일은 COMPUSTAT tape에서 구하였다. COMPUSTAT의 이익공시일은 *Wall Street Journal*, *Dow Jones News Service* 등과 같은 news media에 처음으로 실린 날짜이다. 그런데 기업이 실제로 분기별 이익을 공시한 날은 이러한 media 날짜보다 하루 전일 수가 있다. 이러한 가능성 때문에 공시일 하루 전($t=-1$)도 포함하였다.

20) 분석기간은 1976회계년도에서 1978회계년도까지 3년간인데 이를 曆年으로 환산하면 1975년 10월에서 1979년 9월 까지이다.

변동 폭은 최저 4.35%에서 최고 9.61%이었다. 따라서 비기대이익을 이자율 요소로 디스플레이 트하지 않을 경우 이익반응계수에 원치 않는 변동을 붙여 넣는 결과를 초래한다.

〈표 4〉의 패널 A와 패널 B는 각각 UR_{ja} 와 UE_{ja} 의 측정결과를 보여 주고 있다. 여기서 주목할 만한 것은 식 (10)과 식 (11)에 따라 각기 측정된 UR_{ja} 와 UE_{ja} 는 대략 같은 범위의 값을 가진다는 것이다. 〈표 4〉 패널 A와 패널 B에서 보는 바와 같이, MC기업이 OC기업보다 유의적($p < 0.1$)으로 큰 UR_{ja} 를 가지고 있는 반면, UE_{ja} 에 대하여는 두 企業群간에 차이가 없는 것으로 나타났다. 〈표 4〉 패널 A에 나타난 결과는 전혀 예상 밖의 것으로 이러한 차이가 발생하게 된 원인과 또 이 차이가 회귀분석에 偏倚를 가져다 줄 것인지에 대해서는 확실치 않다.

〈표 4〉 패널 C는 MC기업과 OC기업의 豫測期間(forecast horizon)에 관한 요약 통계량을 보여주고 있다. 여기서 예측기간은 Value Line의 이익예측일에서 기업의 이익공시일까지의 去來日數를 말하는 것으로, 예측기간이 길수록 Value Line의 예측주당순이익의 정확성이 떨어진다고 볼 수 있다. 따라서, MC기업과 OC기업간에 예측기간에 대한 체계적인 차이는 본 연구의 가설검증을 저해하는 요소로 작용할 수 있다. 〈표 4〉 패널 C에서 보는 바와 같이 MC기업과 OC기업간의 평균예측기간은 약 37거래일로서 두 기업군간에 아무런 차이가 없는 것으로 나타났다.

〈표 4〉 비기대수익률, 비기대이익 및 예측기간의 요약통계

	평균	표준편차	4분위수			t-값 (MC-OC)
			.25	.50	.75	
Panel A : 비기대수익률(UR_{ja}) ^a						
MC기업	.0016	.0300	-.0133	.0011	.0161	1.79*
OC기업	-.0006	.0425	-.0203	-.0007	.0200	
모든기업	.0006	.0362	-.0161	.0004	.0177	
Panel B : 비기대이익(UE_{ja}) ^b						
MC기업	-.0013	.0259	-.0023	.0004	.0031	.29
OC기업	-.0016	.0263	-.0042	.0003	.0047	
모든기업	-.0014	.0261	-.0030	.0003	.0038	
Panel C : 예측기간 ^c						
MC기업	36.69	22.75	17	39	49	-.29
OC기업	36.91	21.55	19	39	52	
모든기업	36.79	22.23	18	39	52	

- ^a 비기대수익률은 시장모형으로 부터 얻은 2일간(이익공시일과 공시하루전일)의 누적비정상 수익물이다. 시장모형의 추정을 위하여 이익공시일전 64거래일에서 이익공시일전 5거래일까지 60거래일 동안의 일별 주가수익률과 가치가중시장수익률을 사용하였다.
- ^b 비기대이익은 분기별 실제주당순이익과 분기별 예측주당순이익의 차이에 차분기 말에 도래하는 3개월 만기의 재무성단기증권이자율에 1을 더한 값과 분기초 주당가격으로 나눈 값임. 실제주당순이익과 예측주당순이익은 각각 분기별 COMPUSTAT tape와 Value Line으로 부터 수집하였다. 재무성단기증권이자율은 미연방준비위원회에서 발간한 *Annual Statistical Digest*에서 입수하였음.
- ^c 예측기간(forecast horizon)은 이익예측일과 이익공시일 사이의 거래일을 말한다. 이익예측일과 이익공시일은 각각 Value Line과 분기별 COMPUSTAT tape으로부터 수집하였음.
- * $p < 0.1$ 수준(양측검증)에서 유의함.

V. 檢證結果

MC기업의 ERC(이익반응계수)가 OC기업의 ERC보다 작다는 연구가설의 검증과 관련한 회귀분석결과가 <표 5>와 <표 6>에 제시되어 있다. <표 5>에 제시된 결과는 산업더미를 제외한 변수의 계수추정 값이며 산업더미변수의 계수추정 값은 <표 6>에 나타나 있다. 여기서 모형 1, 2, 3, 4, 5, 6은 각각 식 (9)에서 설명변수의 일부를 누락시킨 축소모형이며 모형 7은 식 (9), 즉 완전모형이다. 축소모형에 대한 회귀결과를 제시한 주된 이유는 본 연구의 가설검증과 관련하여 규모효과와 산업효과 및 이들의 交互作用을 살펴보기 위한 것이다.

5.1 單變量檢證

모형 1은 UE_{1a} 와 $UE_{1a}C_1$ 만을 설명변수로 포함한다. 이 모형에서 β_1 은 MC기업의 ERC이고 $\beta_1 + \beta_2$ 는 OC기업의 ERC이다. 따라서 이 모형의 결과로써 研究假說, $[H_1 : \beta_2 > 0]$ 에 대한 歸無假說, $[H_0 : \beta_2 \leq 0]$ 의 단변량검증(univariate test)을 실시할 수 있다.

<표 5>에서 보는 바와 같이 β_1 의 추정 값은 0.069이며 $p=0.012$ 수준에서 유의하다. 한편, β_2 의 추정 값은 0.346이며 $p < 0.0001$ 수준에서 유의하다. 이 결과는 물론 귀무가설 $[H_0 : \beta_2 \leq 0]$ 을 기각한다.

위의 가설검증에 대한 추가적인 증거로서 각 企業群 개별적으로 비기대수익률(UR_{ja})을 비기대이익(UE_{ja})에 회귀하여 보았는데, 그 결과는 다음과 같다.

MC기업 : $UR_{ja}=0.069UE_{ja}$, $t(\beta)=2.68$, $R^2=0.004$
 OC기업 : $UR_{ja}=0.415UE_{ja}$, $t(\beta)=10.85$, $R^2=0.067$

<표 5> 회귀분석결과^a

$$UR_{ja} = \beta_1 UE_{ja} + \beta_2 UE_{ja} C_j + \beta_3 UE_{ja} V_{ja} + \sum_{i=1}^{22} \beta_{4i} UE_{ja} I_i + \tilde{\epsilon}_{ja}$$

모형 \ 계수	β_1	β_2	β_3	β_{4i}	R^2
1	.069 (2.26) [^]	.346 (7.68) [*]			.043
2	.162 (2.97) [#]		.081 (1.35) [^]		.028
3	.367 (4.74) [*]			[13] ^b	.066
4	.392 (3.42) [*]		-.025 (-.29)	[13] ^b	.066
5	.100 (1.83) [^]	.355 (7.59) [*]	-.042 (-.68)		.043
6	.341 (4.41) [*]	.393 (5.58) [*]		[15] ^b	.074
7	.370 (4.08) [*]	.399 (5.47) [*]	-.062 (-.73)	[15] ^b	.074

<범례>

- UR_{ja} : 기업 j의 분기별 공시이익 a로 비기대수익률의 경험적측정치,
- UE_{ja} : 비기대이익의 경험적 측정치에 이차율요인과 분기초 주가로 나눈 값,
- C_j : 기업 j가 OC기업이면 1, MC기업이면 0,
- V_{ja} : 기업 j의 분기초 시장가치가 中位數보다 작으면 1, 아니면 0,
- I_i : 기업 j가 산업i(i=1, ..., 22)에 속할 경우 1, 아니면 0(<표 1> 참조),
- ϵ_{ja} : 오차항

^a ()안의 숫자는 t-값임.

^b []안의 숫자는 p<0.1 수준(양측검증)에서 유의한 계수의 숫자임.

* p<0.001 수준(단측검증)에서 유의함.

p<0.01 수준(단측검증)에서 유의함.

[^] p<0.1 수준(단측검증)에서 유의함.

<표 6> 산업더미에 대한 회귀추정값*

모형 i	3	4	6	7	모형 i	3	4	6	7
i=1	-.088 (-.26)	-.109 (-.32)	-.116 (-.35)	-.137 (-.41)	i=12	-.278 (-2.76)#	-.299 (-2.42)^	-.272 (-2.72)#	-.293 (-2.38)#
i=2	-.406 (-1.45)	-.423 (-1.48)	-.426 (-1.53)	-.443 (-1.56)	i=13	.031 (.15)	.029 (.14)	-.295 (-1.40)	-.297 (-1.41)
i=3	-.151 (-.72)	-.156 (-.75)	-.470 (-2.18)	-.475 (-2.21)	i=14	-.364 (-3.92)*	-.364 (-3.93)*	-.442 (-4.74)*	-.442 (-4.75)*
i=4	.458 (1.93)	.458 (1.93)	.105 (.43)	.105 (.43)	i=15	.517 (3.22)#	.516 (3.22)#	.288 (1.75)^	.287 (1.75)^
i=5	-.083 (-.69)	-.083 (-.69)	-.449 (-3.29)*	-.449 (-3.29)*	i=16	-.284 (-2.97)#	-.288 (-2.98)#	-.319 (-3.35)#	-.323 (-3.36)#
i=6	-.197 (-.70)	-.200 (-.71)	-.522 (-1.83)^	-.525 (-1.84)^	i=17	.777 (2.11)^	.776 (2.11)^	.758 (2.07)^	.757 (2.07)^
i=7	.530 (1.97)^	.519 (1.90)	.371 (1.37)	.360 (1.30)	i=18	-.313 (-2.21)^	-.313 (-2.21)^	-.672 (-4.33)*	-.673 (-4.33)*
i=8	.187 (1.87)^	.185 (.184)	-.149 (-1.28)	-.151 (-1.31)	i=19	1.577 (3.45)*	1.577 (3.45)*	1.227 (2.67)*	1.227 (2.67)*
i=9	-.360 (-2.47)^	-.361 (-2.48)	-.379 (-2.61)#	-.380 (-2.62)#	i=20	1.431 (3.40)*	1.430 (3.40)*	1.082 (2.56)^	1.082 (2.56)^
i=10	.185 (.31)	.185 (.31)	-.059 (-.10)	-.059 (-.10)	i=21	-.143 (-.91)	-.143 (-.91)#	-.505 (-3.00)#	-.505 (-3.00)#
i=11	-.141 (-1.23)	-.141 (-1.24)	-.500 (-3.82)*	-.500 (-3.82)*	i=22	1.800 (2.73)#	1.796 (2.72)#	1.710 (2.60)#	1.706 (2.59)#

* ()안의 숫자는 t-값임.
 * p<0.001 수준(양측검증)에서 유의함.
 # p<0.01 수준(양측검증)에서 유의함.
 ^ p<0.1 수준(양측검증)에서 유의함.

이 결과는, MC기업과 OC기업간의 ERC 차이를 재확인시켜 주는 것 외에, OC기업이 MC기업보다 훨씬 큰 t-값과 R²값을 가지고 있음을 보여준다. Lev(1989)는 비기대수익률을 비기대이익에 회귀한 결과로 얻은 R²값은 시스템노이지(ϕ²)와 역의 관계가 있다는 것을 이론적으로 증명하였다. 따라서 OC기업이 MC기업보다 큰 R²값을 가짐을 보여준 위의 결과는 OC기업이 MC기업보다 작은 시스템노이지를 가질 것이라는 제Ⅲ장의 예측과 일관된다.

5.2 規模效果와 産業效果

모형 2, 3, 4는 각각 규모효과, 산업효과, 그리고 이들의 교호작용을 확인하기 위하여 설정하였다. 모형 2에서 β_1 은 대규모 기업의 ERC이며 $\beta_1 + \beta_3$ 는 소규모 기업의 ERC이다. 제4.2절에서 논의한 바대로 소규모 기업의 ERC가 대규모 기업의 ERC보다 크다면, β_3 은 陽(+)의 기대부호를 가진다. <표 5>의 모형 2는 β_1 의 추정 값이 0.162로서 $p=0.0015$ 수준에서 유의하며, β_3 의 추정 값은 0.081로서 $p=0.09$ 수준에서 유의함을 보여준다. 이는, 비록 강하지는 않지만, 규모효과의 존재를 입증하고 있다.²¹⁾

모형 3은 “산업모형”이라 할 수 있다. <표 5>와 <표 6>에 있는 모형 3에 대한 결과는 산업에 따라 이익반응계수가 다르다는 명백한 증거를 제시하고 있다.

모형 4는 규모효과와 산업효과의 교호작용을 살펴보기 위한 것인데, 흥미로운 것은 모형 2에서 관찰되었던 규모효과가 모형 4에서는 사라진 것이다. 즉, 모형 4에서는 β_3 의 부호가 陰(-)일 뿐더러 유의하지 않다. 이에 반하여 모형 3에서 관찰되었던 산업효과는 모형 4에서도 그대로 지속됨을 알 수 있다. 이 결과로 미루어 볼 때 앞서 관찰된 규모효과는 산업효과에 흡수되어 있음을 알 수 있다.

5.3 多變量檢證

모형 5와 6의 결과는 각각 규모효과와 산업효과의 존재 위에 귀무가설, [$H_0 : \beta_2 \leq 0$]을 검증한 것이고, 모형 7의 결과는 규모효과와 산업효과를 동시에 통제한 상태에서 귀무가설, [$H_0 : \beta_2 \leq 0$]을 검증한 것이다. <표 5>에서 보는 바와 같이 모형 5, 6, 7의 β_2 가 모두 陽(+)의 기대부호를 나타내고 있으며 $p < 0.001$ 수준에서 유의함을 알 수 있다. 따라서 이 결과는 규모효과와 산업효과를 통제하고서도 귀무가설 [$H_0 : \beta_2 \leq 0$]을 기각한다.

21) 여기서 얻은 규모효과는 Atiase類의 규모효과와 다르다는 데 유의할 필요가 있다. Atiase類의 규모효과는 비기대수익률을 기업의 시장가치에 대한 자연대수 값에만 회귀하여 얻은 것으로, 이는 규모의 차이가 비기대이익의 크기(즉, $[y - E(\hat{y})]$ 의 절대값)에 미치는 영향과 기업고유위험(σ^2), 따라서 이익반응계수에 미치는 영향을 분리하지 않았다. 또한, 본 연구의 표본에 나타난 규모의 차이는 Atiase(1985)의 표본에 나타난 규모의 차이만큼 두드러지지 않음에도 유의하여야 할 것이다.

VI. 要約 및 結論

본 연구의 결과는 경영자지배기업의 이익반응계수가 소유자지배기업의 이익반응계수보다 작다는 가설을 지지하고 있다. 이 결과는 규모효과와 산업효과를 통제한 이후에도 지속적으로 나타나고 있다. 경영자지배기업과 소유자지배기업간에는 기업고유위험과 정보시스템노이지에 체계적인 차이가 있다는 본 연구의 논거와 증거로 미루어 볼 때, 이 결과는 기업고유위험과 이익신호의 質이 이익반응계수의 決定要因이라는 이론모형과 일관된다.

경영자지배기업의 이익반응계수가 소유자지배기업의 이익반응계수보다 작다는 본 연구의 결과는 경영인력시장과 기업지배권시장이 경영자의 自利追求的 行動을 완전히 규제할 것이라는 견해와 일관되지 않는다. 본 연구에서 제시된 증거가 시사하는 바는 적어도 경영자지배회사에는 미해결의 에이전시 문제가 존재하며, 마치 효율적 자본시장이 이러한 미해결의 문제를 시정하는 것처럼 움직인다는 것이다.

본 연구에서는 이익반응계수모형의 예측을 특정 상황, 즉 경영자지배기업과 소유자지배기업에 적용·검증하였지만, 기업간 또는 시간의 경과에 따라 기업고유위험이나 정보시스템의 質이 다를 수 있는 상황이 많을 것이다.²²⁾ 본 연구가 제시한 이론적 틀과 방법론은 이러한 상황에 일반적으로 적용될 수 있을 것이다. 또한 본 연구는 미국기업의 자료를 사용하였지만, 본 연구가 제시한 이론적 틀과 방법론은 한국기업의 자료에도 적용할 수 있을 것이다.

22) 이룸테면, Choi와 Jeter(1992)에 의하면 기업이 회계감사인으로부터 한정 의견을 받은 후의 외부보고시스템노이지가 한정 의견을 받기 전보다 높을 것이라 한다.

附 錄

이 부록은 動的 計劃法(dynamic programming)의 後進歸納節次(backward-recursive procedure)에 따라 시점 0과 시점 1의 균형가격을 도출한다.

1. 利益公示日(t=1)價格의 導出

시점 1에서 투자자 i의 문제는 시점 1의 富 w_1 을 위험자산과 무위험자산에 투자하여 최종적인 富 \tilde{w}_2 에 대한 기대효용 $-\exp(-\rho\tilde{w}_2)$ 를 극대화하는 것이다. 시점 1에서 위험자산에 대한 투자자 i의 투자비율을 z_i 라 하고 투자자 i의 純借入額 또는 純貸付額을 m_i 이라 하면, 투자자 i의 豫算制約(budget constraint)과 최종적인 富는 각각 (A1)과 (A2)와 같이 표시할 수 있다.

$$w_1 = z_i p_1 + m_i \tag{A1}$$

$$\tilde{w}_2 = r_1 m_i + z_i \tilde{x} \tag{A2}$$

(A1)을 m_i 에 대해 정리하여 (A2)에 대입하면

$$\tilde{w}_2 = r_1 w_1 + z_i (\tilde{x} - r_1 p_1) \tag{A2}$$

이 되며, 이는 正規確率變數 \tilde{x} 의 線形組合임을 알 수 있다. 따라서 \tilde{w}_2 는 正規分布를 가지며 평균과 분산은 각각 (A3)과 (A4)로 표시할 수 있다.

$$E[\tilde{w}_2 | y, \eta] = r_1 w_1 + z_i (E[\tilde{x} | y, \eta] - r_1 p_1) \tag{A3}$$

$$\text{var}[\tilde{w}_2 | y, \eta] = z_i^2 \text{var}[\tilde{x} | \eta] \tag{A4}$$

투자자 i 의 최종적인 富 \tilde{w}_2 는 정규분포를 가지고 효용함수는 指數函數이므로 투자자 i 의 목적함수는

$$E[u(\tilde{w}_2)|y, \eta] = -\exp\left(-\rho_i\left([E[\tilde{w}_2|y, \eta] - \frac{\rho_i}{2}\text{var}[\tilde{w}_2|y, \eta]]\right)\right) \quad (\text{A5})$$

이며, 이에 대한 最適解는

$$z_{1i} = \frac{E[\tilde{x}|y, \eta] - r_1 p_1}{\rho_i \text{var}[\tilde{x}|\eta]} \quad (\text{A6})$$

이다. 여기서

$$E[\tilde{x}|y, \eta] = \mu + \beta(y - a - b\mu) = \mu + \beta(y - E[\tilde{y}]) \quad (\text{A7})$$

$$\text{var}[\tilde{x}|\eta] = (1 - b\beta)\sigma^2 \quad (\text{A8})$$

이다. (A7)과 (A8)을 (A6)에 대입하여 市場清算條件(market-clearing condition)을 만족하도록 표시하면

$$\sum_i z_{1i} = \sum_i \frac{\mu + \beta[y - E(\tilde{y})] - r_1 p_1}{\rho_i (1 - b\beta)\sigma^2} = 1$$

이다. 위 式을 p_1 에 대하여 풀어 정리한 것이 式 (2)-(4)에 나타난 이익공시일($t=1$)가격이다.

2. (t=0)價格의 導出

시점 0에서 투자자 i의 문제는 다음과 같이 정의된 간접효용함수(indirect utility function)로 표시할 수 있다(Fama 1970).

$$\max_{z_i} E[u(\tilde{w}_2) | y, \eta] \tag{A9}$$

式 (2)에 있는 ρ_i 을 (A6)에 대입한 결과를 다시 (A5)에 대입한 후 (A9)을 정리한 것이 (A10)이다.

$$\max_{z_i} E[u(\tilde{w}_2) | y, \eta] = -\exp[-\rho_i(r_1 w_1 + C)] \tag{A10}$$

$$C \equiv [(1/\sum_{i=1}^I (1/\rho_i))^2 / 2\rho_i](1-b\beta)\sigma^2$$

여기서 $r_1 w_1$ 은 w_1 을 무위험자산에만 투자했을 경우에 얻을 수 있는 값이며 C는 위험자산에 투자할 수 있는 투자자의 기회에 대한 가치이다(Stapleton and Subrahmanyam 1978).

시점 0에서 시점 1의 富는 확률변수이며 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\tilde{w}_1 = r_0 m_0 + z_{1i} \tilde{p}_1$$

또한, 시점 0에서의 예산제약은 다음과 같다.

$$w_0 = z_{0i} p_0 + m_0$$

이제, p_1 을 도출한 것과 같은 절차를 밟아서 시점 0의 가격을 도출할 수 있는 바, 그 결과는 다음과 같다.

$$p_0(\eta) = (\alpha - (1/\sum_{i=1}^I (1/\rho_i))\sigma^2) / r_0 = \frac{1}{r_0 r_1} (\mu - (1/\sum_{i=1}^I \frac{1}{\rho_i})\sigma^2) \tag{A11}$$

參考文獻

1. Amihud, Y. and B. Lev, 1981, Risk Reduction As a Managerial Motive for Conglomerate Mergers, *Bell Journal of Economics* 12, 605-617.
2. Antle, R. and A. Smith, 1986, An Empirical Investigation of the Relative Performance Evaluation of Corporate Executives, *Journal of Accounting Research* 24, 1-39.
3. Atiase, R., 1985, Predisclosure Information, Firm Capitalization, and Security Price Behavior Around Earnings Announcements, *Journal of Accounting Research* 23, 21-36.
4. Berle, A. A., Jr. and G. C. Means, 1932, *The Modern Corporation and Private Property* (Macmillan, New York).
5. Blackwell, D., 1953, Equivalent Comparison of Experiments, *Annals of Mathematical Statistics* 24, 265-272.
6. Brown, L. D., P. Griffin, R. Hagerman and M. Zmijewski, 1987, An Evaluation of Alternative Proxies for the Security Markets Expectation of Corporate Earnings, *Journal of Accounting and Economics* 9, 159-194.
7. Choi, S. K., 1985, Public Announcement of Earnings and Changes in Security Prices: Theoretical and Empirical Analysis, Ph.D. Dissertation (University of Iowa).
8. Choi, S. K. and D. Jeter, 1992, The Effects of Qualified Audit Opinions on Earnings Response Coefficients, *Journal of Accounting and Economics* 15, 229-247.
9. Choi, S. K. and J. L. Salamon, 1994, External Reporting and Capital Asset Prices, *Advances in Quantitative Analysis of Finance and Accounting* 3, forthcoming.
10. Collins, D. W. and S. P. Kothari, 1989, An Analysis of Intertemporal and Cross-sectional Determinants of Earnings Response Coefficients, *Journal of Accounting and Economics* 11, 143-182.

11. Demsetz, H., 1986, Corporate Control, Insider Trading, and Rates of Return, *Papers and Proceedings of the American Economic Association*, May, 313-316.
12. Demsetz, H. and K. Lehn, 1985, The Structure of Corporate Ownership : Causes and Consequences, *Journal of Political Economy* 93, 1155-1177.
13. Dhaliwal, D. S., G. L. Salamon and E. D. Smith, 1982, The Effect of Owner Versus Management Control on the Choice of Accounting Methods, *Journal of Accounting and Economics* 4, 41-53.
14. Dye, R., 1988, Earnings Management in an Overlapping Generation Model, *Journal of Accounting Research* 26, 195-235.
15. Fama, E. F., 1970, Multi-period Consumption-Investment Decisions, *American Economic Review* 59, 163-174.
16. Fama, E. F., 1977, Risk-adjusted Discount Rates and Capital Budgeting in a Two-parameter World, *Journal of Finance*, 3-24.
17. Fama, E. F., 1980, Agency Problems and the Theory of the Firm, *Journal of Political Economy* 88, 288-307.
18. Fama, E. F. and M. C. Jensen, 1983, Separation of Ownership and Control, *Journal of Law & Economics* X X VI, 301-325.
19. Fama, E. F. and J. D. MacBeth, 1974, Tests of Multiperiod Two-parameter Model, *Journal of Financial Economics*, 43-66.
20. Garman, M. and J. Ohlson, 1980, Information and the Sequential Valuation of Assets in Arbitrage-free Economies, *Journal of Accounting Research*, 420-40.
21. Healy, P., 1985, Evidence on the Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions, *Journal of Accounting and Economics* 7, 85-107.
22. Holmstrom, B., 1979, Moral Hazard and Observability, *Bell Journal of Economics* 10, 74-91.
23. Holmstrom, B., 1982, Moral Hazard in Teams, *Bell Journal of Economics* 13, 324-40.
24. Holthausen R. and R. Verrecchia, 1988, The Effect of Sequential Information

- Releases on the Variance of Price Changes in an Intertemporal Multi-assets Market, *Journal of Accounting Research* 26, 82-106.
25. Hunt, H. G., 1985, The Separation of Corporate Ownership and Control : Theory, Evidence, and Implications, *Journal of Accounting Literature* 5, 79-124.
26. Jensen, M. C. and W. H. Meckling, 1976, Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Costs, and Capital Structure, *Journal of Financial Economics* 3, 305-360.
27. Lambert, R., 1986, Executive Efforts and Selection of Risky Projects, *Rand Journal of Economics* 17, 77-99.
28. Lev, B., 1989, On the Usefulness of Earnings and Earnings Research: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research, *Supplement to the Journal of Accounting Research* 27, 153-192.
29. Lipe, R., 1990, The Relation between Stock Returns and Accounting Earnings Given Alternative Information, *Accounting Review* 65, 49-71.
30. Magee, R. P., 1974, Industry-Wide Commonalities in Earnings, *Journal of Accounting Research*, 270-287.
31. Manne, H., 1965, Mergers and the Market for Corporate Control, *Journal of Political Economics* 13, 369-378.
32. Marcus, A., 1982, Risk Sharing and the Theory of the Firm, *Bell Journal of Economics*, 369-78.
33. Marschak, J. and K. Miyasawa, 1968, Economic Coparability of Information Systems, *The International Economic Review* 9, 137-174.
34. McNichols, M. and P. Wilson, 1988, Evidence of Earnings Management from the Provision for Bad Debts, *Supplement to the Journal of Accounting Research* 26, 1-31.
35. Murphy, K. J., 1985, Corporate Performance and Managerial Remuneration : an Empirical Analysis, *Journal of Accounting and Economics* 7, 11-42.
36. Nyman S. and A. Silberston, 1978, The Ownership and Control of Industry, *Oxford*

Economics Papers, 77-101.

37. Salamon, G. L. and E. D. Smith, 1979, Corporate Control and Managerial Misrepresentation of Firm Performance, *Bell Journal of Economics* 10, 319-328.
38. Shavell, S., 1979, Risk Sharing and Incentives in the Principal and Agent Relationship, *Bell Journal of Economics* 10, 55-73.
39. Smith, E. D., 1976, The Effect of the Separation of Ownership from Control on Accounting Policy Decisions, *Accounting Review* 51, 707-723.
40. Stapleton, R. C. and M. G. Subrahmanyam, 1978, A Multiperiod Equilibrium Asset Pricing Model, *Econometrica* 46, 1077-1096.
41. Watts, R. L. and J. Zimmerman, 1986, *Positive Accounting Theory*(Prentice-Hall, New Jersey).

